



UNIVERZITET U NOVOM SADU  
EKONOMSKI FAKULTET U SUBOTICI

STUDIJSKI PROGRAM: EKONOMIJA  
MODUL FINANSIJE

# **Cenovna efikasnost tržišta kapitala u odabranim zemljama u regionu**

DOKTORSKA DISERTACIJA

Mentor: Prof. dr Ivan Milenković      Kandidat: Snežana Milošević Avdalović

Subotica, 2018. godine

**UNIVERZITET U NOVOM SADU  
EKONOMSKI FAKULTET U SUBOTICI****KLJUČNA DOKUMENTACIJSKA INFORMACIJA**

Redni broj: RBR	
Identifikacioni broj: IBR	
Tip dokumentacije: TD	Monografska dokumentacija
Tip zapisa: TZ	Tekstualni štampani materijal
Vrsta rada (dipl., mag., dokt.): VR	Doktorska disertacija
Ime i prezime autora: AU	Snežana Milošević Avdalović
Mentor (titula, ime, prezime, zvanje): MN	Dr Ivan Milenković, vanredni profesor
Naslov rada: NR	Cenovna efikasnost tržišta kapitala u odabranim zemljama u regionu
Jezik publikacije: JP	Srpski jezik
Jezik izvoda: JI	srp. / eng.
Zemlja publikovanja: ZP	Srbija
Uže geografsko područje: UGP	Autonomna Pokrajina Vojvodina
Godina: GO	2018
Izdavač: IZ	autorski reprint
Mesto i adresa: MA	Subotica Segedinski put 9-11

Fizički opis rada: FO	(broj poglavlja 4/ stranica 226 / tabela 136/ šema 11/ grafikona 38/ referenci 185/ priloga 3)
Naučna oblast: NO	Ekonomija
Naučna disciplina: ND	Finansije
Predmetna odrednica, ključne reči: PO	Cene akcija, hipoteza efikasnosti tržišta, efekti makroekonomskih varijabli, berze u regionu, performanse kompanija
UDK	
Čuva se: ČU	Biblioteka Ekonomskog fakulteta u Subotici Matica Srpska
Važna napomena: VN	
Izvod: IZ	Doktorska disertacija se bavi problematikom izučavanja cenovne efikasnosti tržišta kapitala u Srbiji i odabranim zemljama u regionu. Glavni nedostatak berzi u emergentnim ekonomijama predstavlja regulatorni sistem i transparentnost informacija koji nisu dovoljni da obezbede poverenje investitora niti osnovu za analizu podataka bez anomalija. Zbog navedenih razloga, problematika istraživanja cenovne efikasnosti tržišta kapitala kategoriju slabog oblika hipoteze efikasnosti širi na područje predviđivosti cena akcija na osnovu fundamentalnih varijabli, njihove korelacije, kauzalnosti i efekata. Kao ključne implikacije ovih nalaza mogu se izdvojiti: (i) prisutne kalendarske anomalije (efekat dana u nedelji i efekat meseca) na posmatranim berzama u regionu; (ii) postoji ekvilibrijumska, odnosno dugoročna veza cena (tržišta) akcija i makroekonomskih varijabli u posmatranim zemljama u regionu; (iii) investitori na berzama u regionu treba da sagledaju sistematske rizike prilikom strukturiranja portfolia i strategije diverzifikacije zbog postojanja integrisanosti (međuzavisnosti, kointegracije) posmatranih finansijskih berzi u regionu; (iv) poznavanje dugoročnih i kratkoročnih efekata makroekonomskih varijabli na tržište (cene) akcija omogućuje kreatorima ekonomske politike u regionu da formulišu strategije minimiziranja fluktuacija u berzanskim cenama; (v) postoji statistički signifikantan efekat specifičnih faktora (performansi) preduzeća na cene akcija na Beogradskoj berzi. Kada je u pitanju generalizacija rezultata, za sva tržišta kapitala u odabranim zemljama u regionu jasno je da cene akcija trpe udarce globalnih makroekonomskih faktora (cene zlata i cene nafte), kao i da slaba forma efikasnosti

	tržišta kapitala zbog mogućnosti predviđanja i postojanja anomalija nije zadovoljena.
Datum prihvatanja teme od strane Senata: DP	28.10.2016. godine
Datum odbrane: DO	
Članovi komisije: (ime i prezime / titula / zvanje / naziv organizacije / status) KO	predsednik: član: član:

University of Novi Sad  
Faculty of Economics in Subotica  
Key word documentation

Accession number: ANO	
Identification number: INO	
Document type: DT	Monograph documentation
Type of record: TR	Textual printed material
Contents code: CC	Doctoral dissertation
Author: AU	Snežana Milošević Avdalović
Mentor: MN	Ivan Milenković, PhD, Associate Professor
Title: TI	Price efficiency of capital markets in selected countries in the region
Language of text: LT	Serbian
Language of abstract: LA	eng. / srp.
Country of publication: CP	Serbia
Locality of publication: LP	Autonomous Province of Vojvodina
Publication year: PY	2018
Publisher: PU	Author's reprint
Publication place: PP	Subotica, Segedinski put 9-11

Physical description: PD	( number of chapters 4/ pages 226/ tables 136/ illustrations 11/ figures 38/ references 185/ annexes 3)
Scientific field SF	Economy
Scientific discipline SD	Finance
Subject, Key words SKW	Stock prices, efficient market hypothesis, effects of macroeconomic variables, stock exchanges in the region, performances of the company
UC	
Holding data: HD	Library of the Faculty of Economics Subotica Matica Srpska
Note: N	
Abstract: AB	The doctoral dissertation deals with the problem of analysing the price efficiency of the capital markets in Serbia and selected countries in the region. The main drawback of the stock markets in emerging economies is the regulatory system and information transparency that is insufficient to provide investors' confidence or the basis for data analysis without anomalies. For these reasons, the problem of analysing the price efficiency of the capital market has expanded the category of the weak form of the efficiency hypothesis to the area of predictability of stock prices based on fundamental variables, their correlation, causality and effects. The key implications of these findings can be distinguished: (i) the present calendar anomalies (the effect of day in the week and the effect of the month) on the observed stock exchanges in the region; (ii) there is an equilibrium or long-term relationship between the stock prices (markets) and macroeconomic variables in the observed countries in the region; (iii) investors on stock exchanges in the region should take into account systematic risks when structuring portfolio and consider diversification strategy due to the existence of an integration (interdependency, co- integration) of the observed stock exchanges in the region; (iv) knowledge of the long-term and short- term effects of macroeconomic variables on the stock market (prices) allows economic policy makers in the region to formulate strategies for minimizing fluctuations in stock prices; (v) there is a statistically significant effect of specific factors (performances) of the company on the prices of

	stocks on the Belgrade Stock Exchange. When it comes to generalization of results, for all capital markets in selected countries in the region, it is clear that stock prices suffer from the impact of global macroeconomic factors (gold prices and oil prices), and that due to the possibility of forecasting and the existence of anomalies a weak form of capital market efficiency has not been met.
Accepted on Senate on: AS	28 <sup>th</sup> of October 2016.
Defended: DE	
Thesis Defend Board: DB	president: member: member:

*Hvala svima koji su verovali u mene.*

*Iznad svega, zahvalna sam svojim roditeljima Mileni i Slavoljubu, i bratu Damiru, koji su oduvek predstavljali moj najjači oslonac i čija ljubav i podrška je uvek bila neizmerna. Hvala vam na svemu što ste učinili da danas budem to što jesam.*

*Za svu ljubav i pažnju koja mi daje najveću snagu i motivaciju da istrajem u započetoj, hvala mojim najdražima, suprugu Aleksandru i sinu Milošu.*

*Sinu Milošu*



**SADRŽAJ DOKTORSKE DISERTACIJE**

UVODNA RAZMATRANJA.....	1
1. Motiv istraživanja.....	1
2. Cilj i predmet istraživanja .....	2
3. Hipoteze istraživanja .....	2
4. Metodologija istraživanja.....	3
5. Pretpostavke i ograničenja istraživanja .....	4
6. Struktura doktorske disertacije.....	4
7. Glavni zaključci i očekivani doprinosi.....	5
I DEO: KONCEPTUALNI OKVIR ZA ANALIZU CENOVNE EFIKASNOSTI TRŽIŠTA KAPITALA.....	6
1. Karakteristike tržišta kapitala u zemljama u regionu .....	6
1.1. Konceptualni okvir razvoja tržišta akcija.....	15
2. Strategija investiranja na tržištu kapitala.....	16
2.1. Aktivna investiciona strategija .....	16
2.2. Pasivna investiciona strategija .....	20
3. Modeli vrednovanja investicija u akcije.....	22
3.1. Model kapitalnog vrednovanja – CAPM (Capital Asset Pricing Model).....	22
3.1.1. Empirijska validnost modela kapitalnog vrednovanja – CAPM.....	25
3.2. Model arbitražnog vrednovanja – APT (Arbitrage Pricing Theory).....	26
3.2.1. Komparativna analiza modela CAPM i APT .....	28
3.3. Hipoteza efikasnosti finansijskog tržišta – EMH.....	29
3.3.1. Evolucija hipoteza efikasnosti finansijskog tržišta.....	30
3.3.2. Anomalije finansijskog tržišta.....	32
3.3.3. Alternativni teorijski okvir EMH .....	34
3.3.4. Empirijska analiza EMH na berzama u regionu (tržišne anomalije).....	34
3.3.4.1. Efekat dana u nedelji .....	35
3.3.4.2. Efekat januara u posmatranim emergentnim ekonomijama .....	55
3.4. Intristična vrednost akcija – Benjamin Graham.....	66
4. Rizici na tržištu kapitala.....	68
4.1. Konceptualni okvir VaR (Value at risk) metodologije .....	69
II DEO: DETERMINANTE CENE AKCIJA (PRINOSA NA AKCIJE).....	73

1. Pregled literature koja dokazuje postojanje veze između makroekonomskih varijabli i cena akcija	73
1.1. Pregled vladajućih stavova makroekonomskih varijabli i cena akcija u razvijenim zemljama	73
1.2. Pregled vladajućih stavova makroekonomskih varijabli i cena akcija u zemljama u razvoju.	75
2. Relevantne makroekonomske determinante cene akcija	77
2.1. Efekat inflacije na cene akcija	78
2.2. Efekat mera proizvodnih aktivnosti na cene akcija	81
2.3. Efekat deviznog kursa na cene akcija	84
2.4. Efekat kamatnih stopa na cene akcija	87
2.5. Efekat novčane mase na cene akcija	90
2.6. Efekat cene zlata na cene akcija	92
2.7. Efekat promene cene nafte na cene akcija	95
3. Pregled literature koja dokazuje postojanje veze između performansi preduzeća i tržišnih cena akcija	97
3.1. Pregled vladajućih stavova mikroekonomskih varijabli (performansi kompanija) i cena akcija u razvijenim zemljama	97
3.2. Pregled vladajućih stavova mikroekonomskih varijabli (performansi kompanija) i cena akcija u zemljama u razvoju	98
4. Relevantne mikroekonomske (performanse preduzeća) determinante cene akcija	99
4.1. Efekat veličine preduzeća na cene akcija	100
4.2. Efekat finansijske strukture (leveridža) na cene akcija	101
4.3. Efekat profitabilnosti na cene akcija	101
4.4. Efekat dividende na cene akcija	103
4.4.1. Teorija relevantnosti (važnosti) dividende	104
4.4.2. Teorija irelevantnosti dividende	104
4.4.3. Pregled teorija u vezi sa politikom dividende i cene akcija	105
4.5. Efekat tržišnih racia na cene akcija	106
III DEO:EMPIRIJSKA ANALIZA – UTICAJ MAKROEKONOMSKIH VARIJABLI NA CENE AKCIJA U ZEMLJAMA U REGIONU	109
1. Metodologija istraživanja	109
1.1. Uvod sa osvrtom na svrhu i ciljeve istraživanja	109
1.2. Uzorak i period istraživanja	110
1.3. Istraživačke varijable	110
1.4. Ekonometrijska metodologija istraživanja	112
1.4.1. Testovi jediničnog korena	112
1.4.2. Koncept kointegracije (VAR/VECM model)	113

1.4.3. Grejndžerov test (Granger test).....	114
1.4.4. Funkcija impulsivnog odziva (IRF) .....	115
1.4.5. Dekompozicija varijanse (VDC).....	115
2. Empirijski nalazi .....	115
2.1. Podaci - deskriptivna statistika.....	115
2.2. Testiranje stacionarnosti.....	119
2.3. Optimalna selekcija broja kašnjenja (lagova) .....	123
2.4. Rezultati istraživanja Johansen-ovog testa kointegracija za odabrane zemlje u regionu ...	125
2.4.1. Efekti makroekonomskih varijabli na cene akcija (tržište akcija) u odabranim zemljama u regionu.....	128
2.4.2. Stabilnost modela.....	133
2.4.3. Dinamička analiza cena akcija i makroekonomskih varijabli u zemljama u regionu ..	135
3. Analiza rezultata makroekonomskih determinanti cena akcija u zemljama u regionu .....	150
4. Integracija i prilagođavanje pozicije tržišta kapitala Srbije trendovima u posmatranim zemljama u regionu.....	153
4.1. Obrada podataka i rezultati istraživanja .....	154
<b>IV DEO: EMPIRIJSKA ANALIZA – UTICAJ SPECIFIČNIH FAKTORA PREDUZEĆA (MIKROEKONOMSKIH VARIJABLI) NA CENE AKCIJA NA TRŽIŠTU KAPITALA SRBIJE</b>	
1. Metodologija istraživanja.....	162
1.1. Uvod sa osvrtom na svrhu i ciljeve istraživanja.....	162
1.2. Uzorak i period istraživanja .....	163
1.3. Istraživačke varijable.....	163
1.4. Ekonometrijska metodologija .....	165
1.4.1. Faktorska analiza.....	165
1.4.2. Regresiona analiza.....	165
1.4.3. Klaster analiza .....	166
2. Analiza istraživačkih varijabli preduzeća u odabranim sektorima na Beogradskoj berzi .....	166
2.1. Sektor Prerađivačka industrija .....	166
2.2. Sektor Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja.....	168
3. Empirijski nalazi .....	170
3.1. Deskriptivna statistika– podaci .....	170
3.2. Fundamentanli faktori cena najlikvidnijih akcija Beogradske berze – berzanskog indeksa BELEX15.....	171
3.1.1. Faktorska analiza.....	171
3.1.2. Regresiona analiza.....	171

3.1.3. Klaster analiza .....	173
3.2. Fundamentalni faktori cena akcija kompanija u sastavu indeksne korpe BELEXline.....	176
3.2.1. Faktorska analiza.....	176
3.2.2. Regresiona analiza.....	176
3.2.3. Klaster analiza .....	178
3.3. Fundamentalni faktori cena akcija u sektoru C – Prerađivačka industrija .....	182
3.3.1. Faktorska analiza.....	182
3.3.2. Regresiona analiza.....	182
3.3.3. Klaster analiza .....	185
3.4. Fundamentalni faktori cena akcija u sektoru K –Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja .....	188
3.4.1. Faktorska analiza.....	188
3.4.2. Regresiona analiza.....	188
3.4.3. Klaster analiza .....	191
4. Analiza rezultata na Beogradskoj berzi.....	194
4.1. Kritički osvrt primenjenih modela cena akcija na tržištu kapitala Srbije.....	195
ZAKLJUČNA RAZMATRANJA.....	197
LITERATURA.....	202
PRILOZI .....	210

**Spisak tabela**

Tabela 1: Pregled berzi i berzanskih indeksa .....	7
Tabela 2: Udeo tržišne kapitalizacije u BDP (%) posmatranih berzi u regionu u periodu od 2008. do 2014. godine.....	10
Tabela 3: Udeo prometa u BDP (%) na posmatranim berzama u regionu u periodu od 2008. do 2014. godine.....	11
Tabela 4: Racio prometa i tržišne kapitalizacije na berzama u regionu u periodu od 2008. do 2014. godine.....	12
Tabela 5: Deskriptivna statistika prinosa berzanskih indeksa na berzama u region i svetu.....	13
Tabela 6: Korelacija prinosa berzanskih indeksa (regionalni i globalni berzanski indeksi) .....	14
Tabela 7: Faze fundamentalne analize .....	17
Tabela 8: Prednosti i nedostaci aktivne i pasivne strategije investiranja .....	21
Tabela 9: Sumarni prikaz aktivnih i pasivnih portfolio strategija .....	22
Tabela 10: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks BELEX15 u periodu 2008-2011. godine....	38
Tabela 11: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks BELEX15 u periodu 2012-2014. godine ...	38
Tabela 12: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks BELEX15 u periodu 2008-2014. godine....	39
Tabela 13: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks BELEXline u periodu 2008-2011. godine .	39
Tabela 14: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks BELEXline u periodu 2012-2014. godine .	40
Tabela 15: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks BELEXline u periodu 2008-2014. godine..	40
Tabela 16: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks SASX-10 u periodu 2008-2011. godine .....	41
Tabela 17: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks SASX-10 u periodu 2012-2014. godine .....	41
Tabela 18: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks SASX-10 u periodu 2008-2014. godine .....	41
Tabela 19: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks BIRS u periodu 2008-2011. godine.....	42
Tabela 20: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks BIRS u periodu 2012-2014. godine.....	43
Tabela 21: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks BIRS u periodu 2008-2014. godine.....	43
Tabela 22: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks SOFIX u periodu 2008-2011. godine .....	44
Tabela 23: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks SOFIX u periodu 2012-2014. godine .....	44
Tabela 24: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks SOFIX u periodu 2008-2014. godine .....	44
Tabela 25: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks MONEX u periodu 2008-2011. godine .....	45
Tabela 26: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks MONEXu periodu 2012-2014. godine .....	45
Tabela 27: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks MONEX u periodu 2008-2014. godine .....	46
Tabela 28: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks CROBEX u periodu 2008-2011. godine ....	46
Tabela 29: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks CROBEX u periodu 2012-2014. godine ....	47
Tabela 30: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks CROBEX u periodu 2008-2014. godine ....	47
Tabela 31: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks MBI10 u periodu 2008-2011. godine .....	48
Tabela 32: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks MBI10 u periodu 2012-2014. godine .....	48
Tabela 33: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks MBI10 u periodu 2008-2014. godine .....	49
Tabela 34: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks BET u periodu 2008-2011. godine .....	49
Tabela 35: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks BET u periodu 2012-2014. godine .....	50
Tabela 36: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks BET u periodu 2008-2014. godine .....	50
Tabela 37: Prikaz standardne devijacije po danima u zemljama u regionu.....	51
Tabela 38: Komparativni prikaz efekata dana u nedelji za berze u zemljama u regionu .....	54
Tabela 39: Efekat kalendarskog meseca na Beogradskoj berzi (BELEX15) u periodu od 2008-2014. godine.....	56

Tabela 40: Efekat kalendarskog meseca na Beogradskoj berzi (BELEXline) u periodu od 2008-2014. godine.....	57
Tabela 41: Efekat kalendarskog meseca na Sarajevskoj berzi (SASX-10) u periodu od 2008-2014.godine.....	57
Tabela 42: Efekat kalendarskog meseca na Banjalučkoj berzi (BIRS) u periodu od 2008-2014. godine.....	58
Tabela 43: Efekat kalendarskog meseca na Sofijskoj berzi (SOFIX) u periodu od 2008-2014. godine.....	59
Tabela 44: Efekat kalendarskog meseca na Montenegro berzi (MONEX) u periodu od 2008-2014. godine.....	59
Tabela 45: Efekat kalendarskog meseca na Zagrebačkoj berzi (CROBEX) u periodu od 2008-2014. godine.....	60
Tabela 46: Efekat kalendarskog meseca na Makedonskoj berzi (MBI10) u periodu od 2008-2014. godine.....	61
Tabela 47: Efekat kalendarskog meseca na Bukureštanskoj berzi (BET) u periodu od 2008-2014. godine.....	62
Tabela 48: Pregled statistički značajnog januarskog (kalendarskog) efekta na tržištima kapitala u regionu u periodu od 2008. do 2014. godine.....	63
Tabela 49: Tri odabrana kriterijuma investiranja u akcije.....	67
Tabela 50: Pregled istraživanja uticaja makroekonomskih varijabli na cene akcija (prinos akcija) u razvijenim zemljama .....	74
Tabela 51: Pregled istraživanja uticaja makroekonomskih varijabli na cene akcija (prinos akcija) u zemljama u razvoju .....	75
Tabela 52: Pregled berzanskih indeksa i nacionalnih valuta u posmatranim zemljama u regionu ..	86
Tabela 53: Sažetak posmatranog efekta cene zlata na cene akcija u odabranim zemljama u regionu .....	94
Tabela 54 daje pregled rezultata istraživanja uticaja performansi preduzeća na cene akcija u razvijenim zemljama. ....	97
Tabela 54: Rezultati istraživanja performansi preduzeća na cene akcija u razvijenim zemljama....	97
Tabela 55: Rezultati istraživanja performansi preduzeća na cene akcija u zemljama u razvoju.....	98
Tabela 56: Rezultati istraživanja uticaja profitabilnosti na cene akcija .....	103
Tabela 57: Implikacije teorije korporativnih finansija u predviđanju ekstra prinosa na osnovu najava dividendi .....	105
Tabela 58: Pregled efekta dividende na tržišnu cenu akcija - poređenje skorašnjih studija .....	106
Tabela 59: Odnos između racia P/E i P/B .....	108
Tabela 60: Oznake i objašnjenja istraživačkih varijabli.....	111
Tabela 61: Deskriptivna statistika za varijable u logaritamskoj formi - Srbija.....	115
Tabela 62: Deskriptivna statistika za varijable u logaritamskoj formi – Bosna i Hercegovina .....	116
Tabela 63: Deskriptivna statistika za varijable u logaritamskoj formi - Bugarska .....	116
Tabela 64: Deskriptivna statistika za varijable u logaritamskoj formi – Crna Gora .....	117
Tabela 65: Deskriptivna statistika za varijable u logaritamskoj formi - Hrvatska .....	117
Tabela 66: Deskriptivna statistika za varijable u logaritamskoj formi - Makedonija .....	117
Tabela 67: Deskriptivna statistika za varijable u logaritamskoj formi - Rumunija.....	118
Tabela 68: Deskriptivna statistika za globalne makroekonomske varijable u logaritamskoj formi.....	118
Tabela 69: Rezultati ADF i PP test jediničnog korena – Srbija .....	119
Tabela 70: Rezultati ADF i PP test jediničnog korena – Bosna i Hercegovina .....	120
Tabela 71: Rezultati ADF i PP test jediničnog korena – Bugarska.....	120
Tabela 72: Rezultati ADF i PP test jediničnog korena – Crna Gora .....	121

Tabela 73: Rezultati ADF i PP test jediničnog korena – Hrvatska .....	121
Tabela 74: Rezultati ADF i PP test jediničnog korena – Makedonija.....	122
Tabela 75: Rezultati ADF i PP test jediničnog korena – Rumunija.....	122
Tabela 76: Rezultati ADF i PP test jediničnog korena – globalne (eksterne) makroekonomske varijable.....	123
Tabela 77: Optimalna selekcija broja kašnjenja u odabranim zemljama u regionu .....	123
Tabela 78: Johansen-ov test za višestruko kointegrisanje vektorima za model BELEXline - Srbija .....	125
Tabela 79: Johansen-ov test za višestruko kointegrisanje vektorima za model SASX-10 – Bosna i Hercegovina .....	125
Tabela 80: Johansen-ov test za višestruko kointegrisanje vektorima za model SOFIX - Bugarska .....	126
Tabela 81: Johansen-ov test za višestruko kointegrisanje vektorima za model MONEX- Crna Gora .....	126
Tabela 82: Johansen-ov test za višestruko kointegrisanje vektorima za model CROBEX - Hrvatska .....	127
Tabela 83: Johansen-ov test za višestruko kointegrisanje vektorima za model MBI10- Makedonija .....	127
Tabela 84: Johansen-ov test za višestruko kointegrisanje vektorima za model BET - Rumunija..	127
Tabela 85: Rezultati ocene vektorskog modela sa korekcijom ravnotežne greške (VECM) - Srbija .....	128
Tabela 86: Rezultati ocene vektorskog modela sa korekcijom ravnotežne greške (VECM) – Bosna i Hercegovina .....	129
Tabela 87: Rezultati ocene vektorskog modela sa korekcijom ravnotežne greške (VECM) - Bugarska.....	130
Tabela 88: Rezultati ocene vektorskog modela sa korekcijom ravnotežne greške (VECM) – Crna Gora.....	130
Tabela 89: Rezultati ocene vektorskog modela sa korekcijom ravnotežne greške (VECM) - Hrvatska .....	131
Tabela 90: Rezultati ocene vektorskog modela sa korekcijom ravnotežne greške (VECM) - Makedonija.....	132
Tabela 91: Rezultati ocene vektorskog modela sa korekcijom ravnotežne greške (VECM) - Rumunija.....	133
Tabela 92: Dekompozicija varijanse cena akcija u Srbiji .....	137
Tabela 93: Dekompozicija varijanse cena akcija u Bosni i Hercegovini .....	138
Tabela 94: Dekompozicija varijanse cena akcija u Bugarskoj.....	141
Tabela 95: Dekompozicija varijanse cene akcija u Crnoj Gori.....	143
Tabela 96: Dekompozicija varijanse cena akcija u Hrvatskoj.....	145
Tabela 97: Dekompozicija varijanse cena akcija u Makedoniji.....	147
Tabela 98: Dekompozicija varijanse cena akcija u Rumuniji .....	149
Tabela 99: Komparativna analiza signifikantnih determinanti cena akcija u zemljama u regionu primenom modela vektorske ravnotežne greške (koeficijenti) .....	150
Tabela 100: Deskriptivna statistika dnevnih logaritamskih vrednosti berzanskih indeksa u regionu .....	155
Tabela 101: Rezultati testa jediničnog korena (testiranje stacionarnosti): ADF PP, KPSS test za berzanske indekse u regionu (dnevni podaci) .....	155
Tabela 102: Optimalna selekcija broja kašnjenja za testiranje integracije regionalnih berzi.....	156

Tabela 103: Testiranje kointegracionih odnosa berzanskih indeksa u regionu – model BELEXline .....	157
Tabela 104: Rezultati modela korekcije ravnotežne greške – VECM uzročnost berzanskih indeksa u regionu.....	157
Tabela 105: Grejndžer test uzročnosti posmatranih berzanskih indeksa u regionu .....	159
Tabela 106: Definisane varijable korišćene u regresionoj analizi.....	163
Tabela 107: Podaci o broju posmatranih kompanija iz sektora C - Prerađivačka industrija i broju zaposlenih u periodu od 2008. do 2014. godine.....	167
Tabela 108: Podaci o broju posmatranih kompanija iz sektora K – Finansijska delatnost i osiguranje i broju zaposlenih u periodu od 2008. do 2014. godine .....	169
Tabela 109: Opisna statistika za posmatrane varijable preduzeća na Beogradskoj berzi .....	170
Tabela 110: Kajzerov kriterijum i Bartletov pokazatelj za berzanski indeks -BELEX15.....	171
Tabela 111: Test multikolinearnosti – model Belex15 .....	172
Tabela 112: Efekti specifičnih faktora preduzeća na cene akcija u periodu 2008-2014. godine, model BELEX15 .....	172
Tabela 113: Korelacija ključnih varijabli klaster analize – model BELEX15 .....	173
Tabela 114: Deskriptivna statistika za varijable klaster analize – BELEX15.....	175
Tabela 115: ANOVA – Statistička značajnost razlika posmatranih performansi među klasterima za model BELEX15.....	175
Tabela 116: Kajzerov kriterijum i Bartletov pokazatelj za berzanski indeks- BELEXline.....	176
Tabela 117: Test multikolinearnosti – model BELEXline.....	177
Tabela 118: Efekti specifičnih faktora preduzeća na cene akcija u periodu 2008-2014. godine, model BELEXline .....	177
Tabela 119: Korelacija ključnih varijabli klaster analize – model BELEXline .....	178
Tabela 120: Deskriptivna statistika za varijable klaster analize – BELEXline.....	180
Tabela 121: ANOVA – Statistička značajnost razlika posmatranih performansi među klasterima za model BELEXline .....	181
Tabela 122: Kajzerov kriterijum i Bartletov pokazatelj za sektor –Prerađivačka industrija.....	182
Tabela 123: Test multikolinearnosti – model Prerađivačka industrija.....	182
Tabela 124: Efekti specifičnih faktora preduzeća na cene akcija u periodu 2008-2014. godine, model Prerađivačka industrija.....	183
Tabela 125: Efekti specifičnih faktora preduzeća na cene akcija kompanija u sektoru Prerađivačka industrija po godinama za period od 2008. do 2014. godine .....	184
Tabela 126: Korelacija ključnih varijabli klaster analize – model Prerađivačka industrija .....	185
Tabela 127: Deskriptivna statistika za varijable klaster analize – Prerađivačka industrija.....	187
Tabela 128: ANOVA –Statistička značajnost razlika posmatranih performansi među klasterima za model Prerađivačka industrija.....	187
Tabela 129: Kajzerov kriterijum i Bartletov pokazatelj za sektor Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja .....	188
Tabela 130: Test multikolinearnosti – Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja.....	189
Tabela 131: Efekti specifičnih faktora preduzeća na cene akcija u periodu 2008-2014. godine, model Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja .....	189
Tabela 132: Efekti specifičnih faktora preduzeća na cene akcija kompanija u sektoru Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja po godinama od 2008. do 2014. godine.....	190
Tabela 133: Korelacija ključnih varijabli klaster analize – model Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja .....	191
Tabela 134: Deskriptivna statistika za varijable klaster analize – Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja .....	192



Tabela 135: ANOVA –Statistička značajnost razlika posmatranih performansi među klasterima za model Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja .....	193
Tabela 136: Sumarni prikaz uticajnih faktora na cene akcija na Beogradskoj berzi.....	194

### **Spisak grafikona**

Grafikon 1: Promet na berzama u regionu (u evrima) u periodu od 2008. do 2014. godine.....	8
Grafikon 2: Broj transakcija na berzama u regionu u periodu od 2008. do 2014. godine.....	9
Grafikon 3: Prosečan udeo tržišne kapitalizacije u bruto domaćem proizvodu (%) za posmatrani period od 2008. do 2014. godine.....	10
Grafikon 4: Prosečan udeo prometa u bruto domaćem proizvodu (%) za posmatrani period od 2008. do 2014. godine.....	12
Grafikon 5: Tehnički aspekt prilagođavanja cena novim informacijama .....	19
Grafikon 6: Karakteristike rasta i vrednosti akcija.....	20
Grafikon 7: Prosečni dnevni prinosi berzanskih indeksa u regionu za period od 2008. do 2014. godine.....	36
Grafikon 8: Standardna devijacija prinosa berzanskih indeksa u regionu za period od 2008. do 2014. godine.....	37
Grafikon 9: Prosečna standardna devijacija po danima na posmatranim berzama u regionu u periodu od 2008. do 2014. godine.....	51
Grafikon 10 : Dnevni prosečni prinosi na berzama u regionu po danima u nedelji .....	53
Grafikon 11: Prosečni prinosi berzanskih indeksa (akcija) po mesecima u periodu od 2008. do 2014. godine.....	65
Grafikon 12: Q-Q dijagrami prinosa berzanskih indeksa u regionu.....	72
Grafikon 13: Trend kretanja cena akcija (berzanskih indeksa) i stope inflacije u odabranim zemljama u regionu .....	80
Grafikon 14: Bruto domaći proizvod (BDP) u posmatranim zemljama u regionu u periodu od 2008. do 2014. god. (mild. američkih dolara).....	81
Grafikon 15: Godišnji rast BDP (%) za posmatrane zemlje u regionu u periodu od 2008. do 2014. godine.....	82
Grafikon 16: BDP po glavi stanovnika iskazan u dolarima za posmatrane zemlje u regionu u periodu od 2008. do 2014. godine.....	83
Grafikon 17: Trend kretanja cena akcija (berzanskih indeksa) i indeksa industrijske proizvodnje u odabranim zemljama u regionu .....	84
Grafikon 18: Uticaj depresijacije ili apresijacije nacionalnih valuta prema evru ili američkom dolaru na tržište akcija odabranih zemalja u regionu .....	86
Grafikon 19 : Trend kretanja berzanskih indeksa i kamatnih stopa u odabranim zemljama u region .....	89
Grafikon 20: Trend kretanja cena akcija (berzanskih indeksa) i novčane mase (M1) u odabranim zemljama u regionu .....	91
Grafikon 21: Istorijski podaci tražnje za zlatom u svetu u tonama .....	92
Grafikon 22: Cena zlata po unci u periodu od 2008. do 2014. godine (dnevni podaci).....	93
Grafikon 23: Trend kretanja cena akcija (berzanskih indeksa) i cene zlata (u evrima) u svetu za odabrane zemlje u regionu .....	94
Grafikon 24: Trend kretanja cena nafte (po barelu) u evrima u periodu od 2008. do 2014. godine	95
Grafikon 25: Trend kretanja cena akcija (berzanskih indeksa) i cene nafte (u evrima) u svetu.....	96
Grafikon 26: Prikaz stabilnosti modela na tržištima kapitala u regionu .....	134
Grafikon 27: Normalnost raspodele VAR.....	135
Grafikon 28: Funkcija impulsivnog odziva tržišta (cena) akcija u Srbiji.....	136

Grafikon 29: Funkcija impulsivnog odziva tržišta (cena) akcija u Bosni i Hercegovini .....	138
Grafikon 30: Funkcija impulsivnog odziva tržišta (cena) akcija u Bugarskoj .....	140
Grafikon 31: Funkcija impulsivnog odziva tržišta (cena) akcija u Crnoj Gori .....	142
Grafikon 32: Funkcija impulsivnog odziva tržišta (cena) akcija u Hrvatskoj.....	144
Grafikon 33: Funkcija impulsivnog odziva tržišta (cena) akcija u Makedoniji .....	146
Grafikon 34: Funkcija impulsivnog odziva tržišta (cena) akcija u Rumuniji .....	148
Grafikon 35: Prikaz stabilnosti modela integracije tržišta kapitala u regionu.....	158
Grafikon 36: Funkcija impulsivnog odziva tržišta kapitala u Srbiji.....	160
Grafikon 37: Prikaz prosečnih vrednosti istraživačkih varijabli za sektor C – Prerađivačka industrija u periodu od 2008.do 2014. godine.....	168
Grafikon 38: Prikaz prosečnih vrednosti istraživačkih varijabli za sektor K – Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja u periodu od 2008. do 2014. godine.....	169

### **Spisak šema**

Šema 1: Konceptualni okvir istraživanja .....	3
Šema 2: Konceptualni okviri za razvoj tržišta akcija .....	15
Šema 3: Prikaz osnovnog Eliotovog talasa .....	18
Šema 4: Veza suštinske vrednosti akcija i tržišne cene akcija .....	66
Šema 5: Transmisioni kanal monetarne politike na cene akcija.....	88
Šema 6: Konceptualni okvir veličine preduzeća na povrat akcija.....	101
Šema 7: Prikaz uticaja posmatranih makroekonomskih varijabli na cene akcija.....	111
Šema 8: Dendogram kompanija koje čine berzanski indeks BELEX15 .....	174
Šema 9: Dendogram kompanija koje čine berzanski indeks BELEXline .....	179
Šema 10: Dendogram kompanija koje pripadaju sektoru C – Prerađivačka industrija .....	186
Šema 11: Dendogram kompanija koje pripadaju sektoru K – Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja .....	192

**Apstrakt :** Doktorska disertacija se bavi problematikom izučavanja cenovne efikasnosti tržišta kapitala u Srbiji i odabranim zemljama u regionu. Glavni nedostatak berzi u emergentnim ekonomijama predstavlja regulatorni sistem i transparentnost informacija koji nisu dovoljni da obezbede poverenje investitora niti osnovu za analizu podataka bez anomalija. Zbog navedenih razloga, problematika istraživanja cenovne efikasnosti tržišta kapitala kategoriju slabog oblika hipoteze efikasnosti širi na područje predvidivosti cena akcija na osnovu fundamentalnih varijabli, njihove korelacije, kauzalnosti i efekata. Kao ključne implikacije ovih nalaza mogu se izdvojiti: (i) prisutne kalendarske anomalije (efekat dana u nedelji i efekat meseca) na posmatranim berzama u regionu; (ii) postoji ekvilibrijumska, odnosno dugoročna veza cena (tržišta) akcija i makroekonomskih varijabli u posmatranim zemljama u regionu; (iii) investitori na berzama u regionu treba da sagledaju sistematske rizike prilikom strukturiranja portfolia i strategije diverzifikacije zbog postojanja integrisanosti (međuzavisnosti, kointegracije) posmatranih finansijskih berzi u regionu; (iv) poznavanje dugoročnih i kratkoročnih efekata makroekonomskih varijabli na tržište (cene) akcija omogućuje kreatorima ekonomske politike u regionu da formulišu strategije minimiziranja fluktuacija u berzanskim cenama; (v) postoji statistički signifikantan efekat specifičnih faktora (performansi) preduzeća na cene akcija na Beogradskoj berzi. Kada je u pitanju generalizacija rezultata, za sva tržišta kapitala u odabranim zemljama u regionu jasno je da cene akcija trpe udarce globalnih makroekonomskih faktora (cene zlata i cene nafte), kao i da slaba forma efikasnosti tržišta kapitala zbog mogućnosti predviđanja i postojanja anomalija nije zadovoljena.

**Abstract:** The doctoral dissertation deals with the problem of analysing the price efficiency of the capital markets in Serbia and selected countries in the region. The main drawback of the stock markets in emerging economies is the regulatory system and information transparency that is insufficient to provide investors' confidence or the basis for data analysis without anomalies. For these reasons, the problem of analysing the price efficiency of the capital market has expanded the category of the weak form of the efficiency hypothesis to the area of predictability of stock prices based on fundamental variables, their correlation, causality and effects. The key implications of these findings can be distinguished: (i) the present calendar anomalies (the effect of day in the week and the effect of the month) on the observed stock exchanges in the region; (ii) there is an equilibrium or long-term relationship between the stock prices (markets) and macroeconomic variables in the observed countries in the region; (iii) investors on stock exchanges in the region should take into account systematic risks when structuring portfolio and consider diversification strategy due to the existence of an integration (interdependency, co-integration) of the observed stock exchanges in the region; (iv) knowledge of the long-term and short-term effects of macroeconomic variables on the stock market (prices) allows economic policy makers in the region to formulate strategies for minimizing fluctuations in stock prices; (v) there is a statistically significant effect of specific factors (performances) of the company on the prices of stocks on the Belgrade Stock Exchange. When it comes to generalization of results, for all capital markets in selected countries in the region, it is clear that stock prices suffer from the impact of global macroeconomic factors (gold prices and oil prices), and that due to the possibility of forecasting and the existence of anomalies a weak form of capital market efficiency has not been met.

## UVODNA RAZMATRANJA

### 1. Motiv istraživanja

Motivacija za istraživanje cenovne efikasnosti tržišta kapitala u Srbiji i odabranim zemljama regiona proizilazi iz uverenja autora da ne postoji dovoljno empirijskih istraživanja koja se odnose na ovu problematiku. Pitanje berzanske nestabilnosti je dobilo poslednjih godina mnogo pažnje u finansijskoj literaturi. Naglasak na tržištima kapitala je rezultat delovanja više faktora, poput, finansijske liberalizacije, deregulacije, integracija finansijskih tržišta, novih finansijskih instrumenata, kao i pojave novih aktera, odnosno institucionalnih investitora. Objašnjenje izvora volatilnosti na tržištu akcija predstavlja ključnu teoretsku i praktičnu temu kojom se poslednje dve decenije bavi veliki broj autora.

Investitorima je u interesu da detaljno analiziraju tržište kapitala na koje žele da investiraju ili su investirali svoja sredstva, kako bi percipirali buduće kretanje cene akcija i zaštitili se od eventualnih promena (strategijom hedžinga). Poznavanje i bavljenje teorijama i konceptima analiza cena akcija bitno je za naučnike koji kroz empirijsku proveru nastoje da dovedu u pitanje teorijske postavke i da razviju nove postulate, kao i za tehničke analitičare, menadžere i investicione savetnike koji se koriste konceptima i teorijama prilikom procene vrednosti i cena akcija. S obzirom na to da bi investitorima u velikoj meri bilo olakšano donošenje odluka vezanih za investiranje kada bi znali kako će kretanje ključnih faktora uticati na cene akcija preduzeća. Međutim, kritičari tvrde da tržište kapitala ne može biti efikasno u zemljama u razvoju. Stoga postoji potreba za istraživače da ispituju pitanje informacione asimetrije i efekte nestabilnosti na tržištima kapitala u zemljama u razvoju. Povećana volatilnost cena akcija stvorila je potrebu za novim analitičkim alatima, za kvantifikovanje i upravljanje rizicima prisutnih prilikom donošenja finansijskih odluka. Otežane okolnosti predviđanja volatilnosti cena akcija ukazuju da bi upravo ta činjenica trebalo da predstavlja motivaciju za konstantno učenje i razvijanje znanja i veština iz ove oblasti. Pitanje i problem ocene uspešnosti metoda merenja volatilnosti cena akcija, putem validacije različitih modela rizične vrednosti, prema našim saznanjima, nije izučavan kada je u pitanju tržište kapitala Srbije, kako za vreme rasta i pozitivnih performansi tržišta, tako ni u uslovima globalne finansijske krize. To je upravo predstavljalo dodatni izazov autoru da popuni prazninu koja se tiče adekvatnog merenja i kvantifikacije tržišnog rizika na tržištu kapitala u Srbiji. Značaj ovog istraživanja leži u činjenici da finansijska tržišta u razvoju imaju tendenciju da budu više promenljiva nego što je promenljivost prisutna kod razvijenih tržišta. Motiv ovog istraživanja autor pronalazi u sledećim pitanjima, na koje nastoji kroz rad dati odgovore, a to su:

- da li postoji ekvilibrijumska veza između berzanskih tržišta u regionu i posmatranih makroekonomskih faktora?
- da li kreatori ekonomske politike mogu relevantnom politikom uticati na minimiziranje volatilnosti cena akcija?
- da li tržišta u regionu zadovoljavaju slabu formu efikasnosti tržišta kapitala?
- da li tržišta kapitala u nastajanju beleže određene anomalije?
- da li postoji integrisanost tržišta kapitala posmatranih zemalja u regionu?
- da li cene akcija reflektuju uticaj performansi kompanija na Beogradskoj berzi?
- da li se može pronaći generalni konsenzus efekata makroekonomskih faktora na cene (tržišta) akcija u regionu?

Primenom panel modela podataka koji uključuje različite faktore, autor daje praktične odgovore na istraživačka pitanja. Takođe, više informacija o uticaju pojedinih internih faktora na cene akcija na Beogradskoj berzi će omogućiti investitorima lakši izbor preduzeća u koja treba ulagati i koja će im, sa većom sigurnošću, omogućiti povrat na uložena sredstva. Takođe, analizirajući rezultate istraživanja, autor zaključuje da li oni potvrđuju postojeće teorijske stavove i da li su u skladu sa rezultatima prethodnih istraživanja.

## 2. Cilj i predmet istraživanja

Saznanje da mnogi autori ističu značaj utvrđivanja faktora koji utiču na cene akcija poslužilo je kao osnov za kreiranje ideje o potrebi primene panel modela u cilju pružanja odgovora na aktuelna empirijska pitanja vezana za tržišta kapitala u Srbiji i regionu. Cilj doktorske disertacije predstavlja određivanje kauzalne interakcije između fundamentalnih makroekonomskih varijabli i cena (tržišta) akcija u odabranim zemljama u regionu. Predmet istraživanja predstavlja teorijsko i empirijsko istraživanje ključnih faktora cena akcija u odabranim zemljama u regionu (Srbija, Bosna i Hercegovina, Bugarska, Crna Gora, Hrvatska, Makedonija i Rumunija). Kroz dalju teorijsku i empirijsku proveru posmatraju se promene u realnom sektoru i berzama u regionu, njihovo kretanje, u pokušaju da se istraže cene akcija. Poznavanje determinanti vrednosti i cena akcija, kao i pravilnosti u funkcionisanju tržišta kapitala ključno je za sve investitore i vlasnike hartija od vrednosti. Istraživanje je usmereno na poboljšanje stabilnosti i efikasnosti tržišta kapitala u zemljama u regionu. Kreatori ekonomske politike zemalja u razvoju moraju uložiti napore da putem instrumenata monetarne i fiskalne politike poboljšaju performanse i pokazatelje tržišta kapitala kako bi ulaganje na ovim tržištima učinili atraktivnijim.

Kako berza predstavlja značajnu instituciju globalne ekonomije time se povećava važnost detaljnog analiziranja činilaca koji uslovljavaju promene na berzanskim tržištima. Daljim razvojem berzi u zemljama u regionu stvaraće se preduslov da se zakonska rešenja u vezi sa procenom cenovnog rizika prošire, tako, da se omogući primena modela merenja volatilnosti akcija koja ima potporu u zemljama sa razvijenim tržištima kapitala.

## 3. Hipoteze istraživanja

Prethodna istraživanja, sprovedena pre svega na tržištima kapitala u razvijenim zemljama, iz oblasti istraživanja utiču na formiranje narednih hipoteza. Hipotetički okvir istraživanja sastoji se od sledećih pretpostavki. Opšta hipoteza glasi:

*H0: Tržišne cene akcija u razvijenim zemljama predstavljaju odraz ekonomskih aktivnosti i korišćeni multivarijantni model uticaja fundamentalnih-makroekonomskih varijabli može imati praktičnu primenu u predviđanju volatilnosti tržišta akcija u odabranim zemljama u regionu*

Osim navedene opšte hipoteze istraživanje je usmereno na dokazivanje/odbacivanje posebnih hipoteza:

*H1. Efekat preliivanja posmatranih internih makroekonomskih faktora izraženiji je u odnosu na efekat eksternih makroekonomskih faktora na tržištu akcija u odabranim zemljama u regionu*

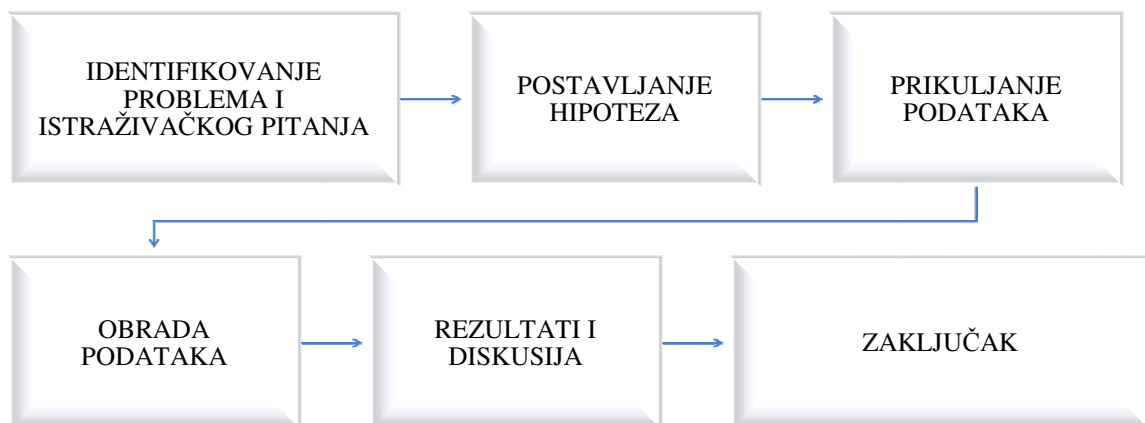
H2. Tržišta akcija u zemljama u regionu su međusobno integrisana i potrebno je pratiti trendove na tržištima kapitala u regionu kako bi se izgradio model cena akcija neophodan domicilnim berzama

H3. Posmatrane finansijske performanse (interne varijable) u empirijskoj analizi ukazuju na statistički signifikantne efekte na tržišne cene akcija kompanija listiranih na Beogradskoj berzi

Rezultati istraživanja na području Srbije i zemalja u regionu (Bosna i Hercegovina, Bugarska, Crna Gora, Hrvatska, Makedonija i Rumunija) mogu imati značajne implikacije, kako na domaće, tako i strane investitore, na berzanske regulatore, kreatore ekonomske politike i berzanske analitičare.

#### 4. Metodologija istraživanja

Metodološki okvir empirijskog istraživanja u skladu je sa problematikom istraživanja i savremenim istraživačkim pristupima u posmatranoj oblasti, a u cilju modeliranja cena akcija, kako bi se dobijeni podaci mogli prenositi sa modela na realnu pojavu. Naredna šema predstavlja konceptualni okvir istraživanja doktorske disertacije.



Šema 1: Konceptualni okvir istraživanja<sup>1</sup>

Dizajn istraživanja pripada dizajnu korelacionih studija, s obzirom da se radi o studiji koja proučava vezu između jedne zavisne i više nezavisnih promenljivih. Cilj ove studije, kvantitativnog istraživanja, je obezbeđivanje informacija važnih za predviđanje pojava u oblasti cena akcija. Predmetno istraživanje je deduktivno – implikativnog tipa s obzirom na to da se u istraživanju polazi od rezultata iz prethodnih studija i teoretski postavljenih okvira kako bi se na osnovu dobijenih rezultata istraživanja zaključilo da li iste pojave važe u slučaju Srbije i odabranih zemalja u regionu. Istraživanje pripada grupi kvantitativnih istraživanja. Prvi deo empirijskog istraživanja obuhvata analizu sa makro aspekta za zemlje u regionu, dok jedinice analize predstavljaju određene makroekonomske varijable i berzanski indeksi kao predstavnici tržišta kapitala. Izbor zemalja koje sačinjavaju uzorak istraživanja izvršen je prema kategorizaciji ekonomskog rasta i stepenu razvijenosti finansijskog tržišta. Takođe, u radu se posmatra da li i u kojoj meri volatilitet jednog

<sup>1</sup> Autor

finansijskog tržišta uslovljava volatilitnost drugog finansijskog tržišta. Drugi deo empirijskog istraživanja obuhvata analizu determinanti cena akcija i sa mikro aspekta na tržištu kapitala u Srbiji. U istraživanje je uključeno 150 preduzeća iz sektora C-Prerađivačka industrija i 21 preduzeća iz sektora K-Finansijska delatnost i delatnost osiguranja koja su organizovana kao akcionarska društva i listirana na Beogradskoj berzi. Analizirani period istraživanja je od 2008. do 2014. godine. Na osnovu analize literature iz oblasti panel vremenskih serija, navedena veličina uzorka je dovoljna za sprovođenje kvantitativnog istraživanja ovog tipa, kao i za dobijanje relevantnih i pouzdanih rezultata.

## 5. Pretpostavke i ograničenja istraživanja

Uprkos težnji da se problematika cenovne efikasnosti tržišta kapitala sagleda što jezgrovitije, važno je istaći da disertacija sadrži određena ograničenja koja su vezana za primenu ekonometrijskih modela. I pored činjenica da statističke baze posmatranih zemalja u regionu iz godine u godinu rastu, prilikom sprovođenja empirijskog istraživanja stiže se utisak da nema dovoljno podataka. Problem predstavlja metodološka neusklađenost ili frekvencija podataka, kao i brojne strukturne promene u ekonomiji (globalna finansijska kriza, valutni odbor, nezvanična evroizacija). S obzirom na to da najveći broj serija počinje od 2005. godine, a za potrebe modeliranja se vrlo malo može uraditi sa godišnjim podacima, stoga potreba za podacima na mesečnom nivou predstavlja dodatnu otežavajuću okolnost. Navedeni problemi usmeravaju tok istraživanja u pravcu iznalaženja kompromisnih rešenja. Na kraju, vremensko ograničenje proizilazi iz činjenice da se rezultati i zaključci disertacije odnose isključivo na vremenski period od januara 2008. do decembra 2014. godine. Ovo istraživanje je ograničeno na sedam makroekonomskih varijabli i sedam zemalja. Uključivanje više varijabli sa dužim vremenskim periodom može svakako poboljšati rezultate.

## 6. Struktura doktorske disertacije

Polazeći od postavljenih hipoteza i ciljeva istraživanja proistekla je odgovarajuća struktura doktorske disertacije. Doktorska disertacija je podeljena na šest delova. Redosled poglavlja je postavljen tako da metodološki prati proces istraživanja. Prvi deo obuhvata uvodna razmatranja. U drugom delu su predstavljeni konceptualni okviri cenovne efikasnosti tržišta kapitala kroz četiri celine – prva se odnosi na analizu karakteristika tržišta kapitala u odabranim zemljama regiona, druga na strategije investiranja, treća na modele vrednovanja investicija u akcije, koje ujedno i predstavljaju osnov za empirijsko istraživanje i četvrta celina objašnjava rizike na tržištu kapitala sa posebnim osvrtom na VaR metodologije. U trećem delu dat je pregled literature koja se odnosi na identifikovanje eksternih i internih faktora cena akcija i koja u tom cilju koristi neki od modela za ocenu panel podataka. Analiziran je veliki broj studija koje su za cilj imale identifikovanje dugoročne i kratkoročne veze između makroekonomskih varijabli i cena akcija. Na osnovu teorijskih stavova autora i rezultata istraživanja prethodnih studija, opredeljen je očekivani uticaj izdvojenih posmatranih faktora na cene akcija. Četvrti deo predstavlja proces istraživanja – od definisanja metodologije do testiranja ocenjenih vrednosti modela za makroekonomske varijable u posmatranim emergentnim ekonomijama. U petom delu prikazani su i objašnjeni rezultati istraživanja za tržište kapitala Srbije sa mikro aspekta. Analizom efekata performansi uočene su ključne determinante cena akcija preduzeća na Beogradskoj berzi. Šesti deo je rezervisan za zaključna razmatranja i pravce budućih istraživanja.

## 7. Glavni zaključci i očekivani doprinosi

Dobijeni rezultati ističu postojanje potrebe za dobrim upravljanjem makroekonomskom politikom u cilju dobijanja koristi od tržišta kapitala. Pošto je Srbija u procesu pridruživanja Evropskoj Uniji, svakako da razumevanje funkcionisanja njenog tržišta akcija može biti od interesa međunarodnim investitorima. Investitorima je u interesu da sagledaju celokupnu situaciju i atmosferu koja vlada na tržištu i da na bazi činjenica i analiza tih činjenica iz poslovanja donesu investicionu odluku. Kako je savremeno svetsko tržište nestabilno i podložno svakodnevnim promenama, odluka koja se donosi zahteva određenu dozu rizika i svakako predstavlja izazov za investitore.

Značaj istraživanja determinanti cena akcija u odabranim zemljama u regionu je višestruk. Osnovni doprinos doktorske disertacije predstavlja noviji pristup u donošenju investicionih odluka, kao i kvantifikovanje značaja određenih determinanti rizika i potencijala za rast tržišta kapitala u posmatranim zemljama u regionu. Doprinos se upravo ogleda u pokušaju da se pruže vredne informacije investitorima i pomoć prilikom kreiranja optimalnog portfolia koji će smanjiti rizik kojima su pojedinci izloženi prilikom ulaganja na tržištu akcija u zemljama u razvoju. Međusobna interakcija ekonomskih, socijalnih i političkih faktora predstavlja upravo poteškoću identifikovanja uticaja efikasnih faktora na berzanske indekse.

Osnovni zaključci u disertaciji izvode se iz komparativne analize signifikantnosti pojedinih faktora cena akcija u Srbiji i odabranim zemljama u regionu. Rezultati istraživanja su predstavljeni kroz detaljnu i sistematičnu diskusiju rezultata istraživanja, pri čemu je posebna pažnja posvećena realizaciji cilja istraživanja i potvrđivanju postavljenih hipoteza. Kao ključne implikacije ovih nalaza mogu se izdvojiti: (i) prisutne kalendarske anomalije (efekat dana u nedelji i efekat meseca) na posmatranim berzama u regionu; (ii) postoji ekvilibrijumska, odnosno dugoročna veza cena (tržišta) akcija i makroekonomskih varijabli u posmatranim zemljama u regionu; (iii) investitori na berzama u regionu treba da sagledaju sistematske rizike prilikom strukturiranja portfolia i strategije diverzifikacije zbog postojanja integrisanosti (međuzavisnosti, kointegracije) posmatranih finansijskih berzi u regionu; (iv) poznavanje dugoročnih i kratkoročnih efekata makroekonomskih varijabli na tržište (cene) akcija omogućuje kreatorima ekonomske politike u regionu da formulišu strategije minimiziranja fluktuacija u berzanskim cenama; (v) postoji statistički signifikantan efekat specifičnih faktora (performansi) preduzeća na cene akcija na Beogradskoj berzi. Kada je u pitanju generalizacija rezultata, za sva tržišta kapitala u odabranim zemljama u regionu jasno je da cene akcija trpe udarce globalnih makroekonomskih faktora (cene zlata i cene nafte), kao i da slaba forma efikasnosti tržišta kapitala zbog mogućnosti predviđanja i postojanja anomalija nije zadovoljena.



# I DEO: KONCEPTUALNI OKVIR ZA ANALIZU CENOVNE EFIKASNOSTI TRŽIŠTA KAPITALA

## 1. Karakteristike tržišta kapitala u zemljama u regionu

Svrha ovog poglavlja je pronaći i istaći zajedničke karakteristike berzi u regionu koje će olakšati dalje istraživanje i ukazati na ključne rezultate istraživanja.<sup>2</sup> Berze igraju važnu ulogu u razvoju ekonomije jedne zemlje. Poznato je da između privrednog razvoja i razvoja finansijskih tržišta postoji visok stepen korelacije. Međutim, ne može se precizno odrediti stepen razvoja zemlje samo uvidom u stanje tržišta kapitala. Mnoge zemlje u razvoju su pokušale da razviju tržište kapitala, ne samo u cilju prikupljanja kapitala već i u očekivanju da tržište kapitala podstakne razvoj industrijalizacije kroz mobilizaciju štednje.

Analiza posmatranih zemalja u regionu svedoči o činjenici da su to pretežno male, otvorene i nedovoljno razvijene ekonomije. Kako bi se iskoristio postojeći potencijal za razvoj ekonomije neophodno je pažljivo posmatrati finansijska tržišta. Klasifikacija zemalja dozvoljava nam da analiziramo koliko one idu daleko u produbljivanju razvoja finansijskih berzi. U zemljama u razvoju, kao što je Srbija i posmatrane emergentne ekonomije regiona, od berze se očekuje da funkcioniše kao barometar finansijskog poslovanja organizacija, efikasnosti finansijskih tržišta i ogledalo razvoja ekonomskih aktivnosti.

Uprkos široko rasprostranjenoj potrebi za finansijskim uslugama, opseg i dubina berze se razlikuje od zemlje do zemlje. U literaturi se, često, postavlja pitanje kako izmeriti nivo razvoja tržišta kapitala? Dosadašnja praksa visoko razvijenih zemalja, pokazala je da se stepen razvijenosti tržišta kapitala meri preko broja finansijskih instrumenata i učesnika tržišta kapitala. Bek i saradnici (Beck, Demirgüç-Kunt & Levine, 2000)<sup>3</sup> u svom radu ističu da je najčešće korišćena mera veličine tržišta racio kapitalizacije i bruto domaćeg proizvoda, za merenje aktivnosti ili likvidnosti koristi se racio prometa i bruto domaćeg proizvoda, dok indikator efikasnosti predstavlja racio prometa i kapitalizacije na berzi.

Prvi prirodan korak, za razumevanje i upoređivanje finansijskih berzi, jeste uspostaviti odgovarajuće performanse i mere. Prilikom analize karakteristika tržišta kapitala potrebno je sagledati promet, kapitalizaciju, broj transakcija i broj listiranih hartija od vrednosti na berzi. Stepem razvijenosti tržišta kapitala meri se najčešće putem sledećih ključnih indikatora:

1. Odnosom tržišne kapitalizacije i bruto domaćeg proizvoda – veličinom tržišta kapitala
2. Odnosom prometa i bruto domaćeg proizvoda – likvidnošću tržišta kapitala
3. Odnosom prometa i tržišne kapitalizacije – koeficijentom obrta
4. Brojem listiranih kompanija na tržištu kapitala

<sup>2</sup> Napomena delovi tačke 1 objavljeni od strane autora u naučnim časopisima. Detaljno o tome pogledati radove: Milošević Avdalović, S. & Milenković, I. (2016). Merenje relativnog razvoja tržišta kapitala u zemljama u regionu. *Ekonomski pogledi*, 18(3), 1-12. Milošević Avdalović, S. (2017). Empirijsko istraživanje: Karakteristike tržišta kapitala u zemljama u regionu, *Anali Ekonomskog fakulteta u Subotici*, 53 (37), 155-168.

<sup>3</sup> Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Levine, R. (2000). A new database on the structure and development of the financial sector. *The World Bank Economic Review*, 14(3), 597-605.

Indikator koji se najčešće uzima u obzir kada se analizira razvijenost tržišta kapitala je odnos tržišne kapitalizacije akcija i bruto domaćeg proizvoda. Ovaj pokazatelj se često koristi kao mera za poređenje poslovanja finansijskih berzi. Međutim, istraživači ističu da, takva mera ima više smisla za uspostavljanje trendova među zemljama sa sličnim privrednim strukturama (ekonomskim karakteristikama). Nivo dohotka zemlje i/ili drugi finansijski pokazatelji mogu biti važni faktori koji određuju tržišnu kapitalizaciju u zemlji. Očekuje se da zemlje sa visokim dohotkom imaju veću tržišnu kapitalizaciju, dok manje razvijene zemlje mogu imati ograničenu sposobnost da dostignu takav standard. Na osnovu ovog pokazatelja može se dijagnostifikovati jaz između stvarnog nivoa berzanskog tržišta i kapaciteta jedne zemlje. Dobijanje odgovora na to pitanje ključno je za fiskalnu i monetarnu politiku zemlje.

Niska relativna vrednost akcija kojima se trguje u odnosu na bruto domaći proizvod specifičnost je većine zemalja u razvoju. Bejker (Baker, 1996)<sup>4</sup> ističe da ne postoji jedinstvena, nedvosmislena, teorijski ispravna niti univerzalno prihvaćena definicija likvidnosti. Međutim, analitičari često koriste termin koji se odnosi na sposobnost da se lako, jednostavno i brzo kupuju odnosno prodaju hartije od vrednosti uz minimalne transakcione troškove. Smatra se pokazatelj odnosa prometa i tržišne kapitalizacije (koeficijent obrta) daje jasniju sliku likvidnosti tržišta akcija.

Broj listiranih kompanija na tržištu se koristi kao komplementarna mera veličini tržišta akcija. Međutim, prilikom analize ovog indikatora neophodno je biti oprezan. Ekonomije čija je industrijska struktura visoko koncentrisana (mali broj velikih kompanije čini ukupnu tržišnu aktivu) može zaslužno dobiti nisku ocenu, te je neophodna dodatna opreznost prilikom analize ovog indikatora.

Tabela 1: Pregled berzi i berzanskih indeksa<sup>5</sup>

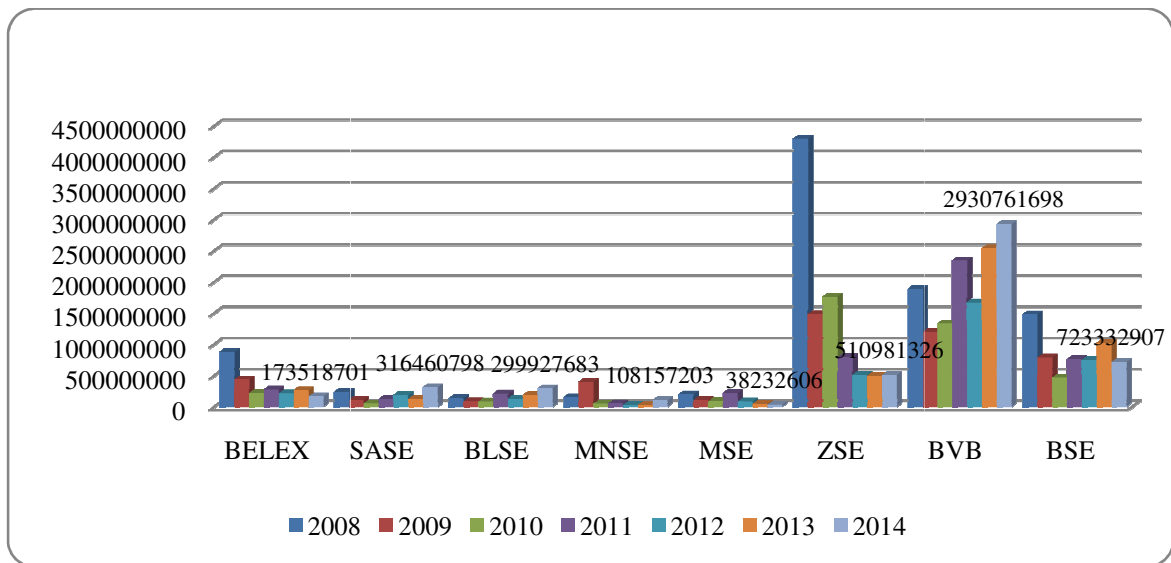
Zemlja	Naziv berze	Berzanski indeks
Bosna i Hercegovina	The Sarajevo Stock Exchange (SASE) Sarajevo Banja Luka Stock Exchange (BLSE) Banja Luka	SASX-10 BIRS
Bugarska	Bulgarian Stock Exchange Sofija – (BSE) Sofija	SOFIX
Crna Gora	Montenegro Stock Exchange, (MNSE) Podgorica	MONEX
Hrvatska	Zagreb Stock Exchange, (ZSE), Zagreb	CROBEX
Makedonija	Macedonian Stock Exchange (MSE), Skoplje	MBI10
Rumunija	Bucharest Stock Exchange, (BVB) Bukurešt	BET
Srbija	Belgrade Stock Exchange, (BELEX) Beograd	BELEXline

Tabela 1 prikazuje berze i berzanske indekse u zemljama u regionu, čiji su podaci korišćeni za potrebe ovog istraživanja, a u cilju dokazivanja njihovih sličnosti i razlika. Predstavnik poslovanja tržišta kapitala (berzi) u posmatranim zemljama čine, navedeni, berzanski indeksi. Nizak promet, niska likvidnosti, visok riziku i vrlo kratka lista hartija od vrednosti po metodu kontinuiranog trgovanja predstavljaju glavne karakteristike srpskog tržišta kapitala i tržišta kapitala u regionu. Eskalacija krize u evrozoni pogodila je i domaće

<sup>4</sup> Baker, H.K. (1996). Trading Location and Liquidity: An analysis of U.S. Dealer and Agency Markets for Common Stocks. *Financial Markets, Institutions & Instruments*, 5(4), 1-51.

<sup>5</sup> Autor

tržište kapitala, koje je snažno uslovljeno dešavanjima u regionu i aktivnostima stranih investitora.<sup>6</sup>

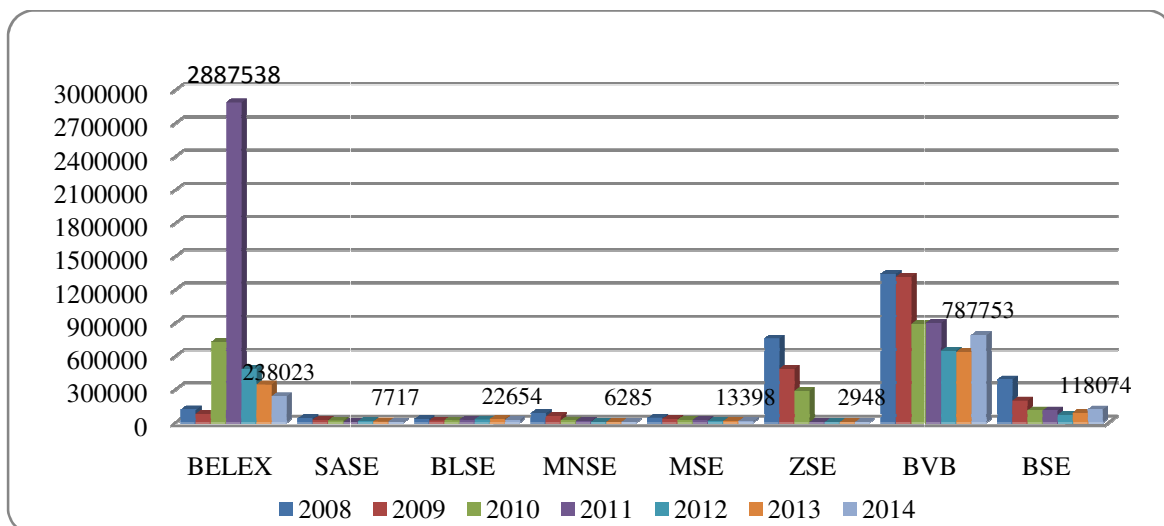


Grafikon 1: Promet na berzama u regionu (u evrima) u periodu od 2008. do 2014. godine<sup>7</sup>

Na grafikonu 1 prikazan je promet na berzama u regionu (u evrima) u periodu od 2008. do 2014. godine. Na osnovu analize grafikona može se zaključiti da su, nakon izuzetno niskog prometa ostvarenog u posmatranom periodu, tokom 2014. godine vidljivi znaci oporavka tržišta kapitala u regionu. Dugotrajni pad prometa na finansijskim berzama u regionu prisutan je zbog bankocentričnog finansijskog sektora posmatranih zemalja, neefikasnosti poslovanja preduzeća listiranih na berzama i nedovoljne edukacije učesnika na tržištu kapitala. Uz jednak pad prometa, dodatno se ilustruje problem (ne)likvidnosti koji je zahvatio tržišta kapitala u regionu. Promet (u evrima) na svim berzama u regionu, izuzev Zagrebačke berze (-54,99%), porastao je 2011. godine u odnosu na 2010. godinu. Najveći promet u posmatranom periodu ostvarile su Bukureštanska, Sofijska i Zagrebačka berza. Na Beogradskoj berzi je u 2014. godini ostvaren ukupan promet nešto manje od 174 miliona evra, što izraženo u dinarima, predstavlja pad prometa od 32,8% u odnosu na 2013. godinu. Ono što više zabrinjava od malog prometa je broja akcija kojima se dnevno trguje na berzi. Broj akcija kojima se dnevno trguje na berzi je veoma mali, karakteriše ga skupo i sporo obavljanje transakcija i upravo takva svojstva karakteristična su za nerazvijena finansijska tržišta.

<sup>6</sup> Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2011. godinu, Beograd (str.2)

<sup>7</sup> Autor na osnovu podataka iz zvaničnih izveštaja posmatranih berzi u regionu



Grafikon 2: Broj transakcija na berzama u regionu u periodu od 2008. do 2014. godine<sup>8</sup>

Na grafikonu 2 prikazan je broj transakcija na berzama u regionu u periodu od 2008. do 2014. godine. Na osnovu grafičkog prikaza evidentno je da je većina berzi u regionu zabeležila pad broja transakcija tokom 2014. godine. Rast transakcija zabeležen je na Zagrebačkoj, Bukureštanskoj i Sofijskoj berzi. Početak 2011. godine obeležilo je uključivanje akcija Aerodroma Nikola Tesla a.d. Beograd koje je doprinelo značajnom porastu aktivnosti na Beogradskoj berzi. Uz nešto slabiji porast prometa, došlo je do nesvakidašnje velikog porasta transakcija prouzrokovanog porastom broja učesnika u trgovanju, odnosno vlasnika besplatno podeljenih akcija. Na kraju 2011. godine ukupan broj transakcija je iznosio istorijski najviših 2.887.538, što je respektabilna vrednost i za visoko razvijene berze. U odnosu na prethodnu godinu porast broja transakcija iznosi čak 298%.<sup>9</sup> Ukupan broj transakcija na Beogradskoj berzi je 2014. godine iznosio 238.023, što je za 30,8% manje u odnosu na prethodnu godinu.

Postojeća situacija jasno govori da su posmatrana tržišta kapitala u značajnoj krizi. Nemogućnost ovog segmenta finansijskog tržišta da se oporavi u proteklih par godina treba da bude jasan signal kako regulatorima, tako i instancama odgovornim za kreiranje ekonomske politike. Neophodno je preduzeti određene mere kako bi se stvorila pozitivna klima na tržištu kapitala i dati pozitivan signal domaćim i stranim investitorima. Lošoj situaciji na tržištu kapitala i slabom interesovanju investitora da ulažu svoja sredstva na ovim tržištima doprinosi i trenutno teška ekonomska situacija u regionu.<sup>10</sup>

Glavni indikator veličine berze predstavlja odnos tržišne kapitalizacije i bruto domaćeg proizvoda (BDP). Istraživači širom sveta ističu da ovaj indikator ima široku upotrebu u literaturi iz dva. Kako u svom radu navodi El Vasal (El-Wassal, 2013) prvo, to je mera veličine tržišta akcija koja je u pozitivnoj korelaciji sa sposobnošću da se mobilise kapital i diverzifikuje rizik. Drugo, predstavlja odraz poslovanja preduzeća iz prošlosti i daje izgled za budući rast i razvoj.<sup>11</sup>

<sup>8</sup> Autor na osnovu podataka iz zvaničnih izveštaja posmatranih berzi u regionu

<sup>9</sup> Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2011. godinu, Beograd (str.2.)

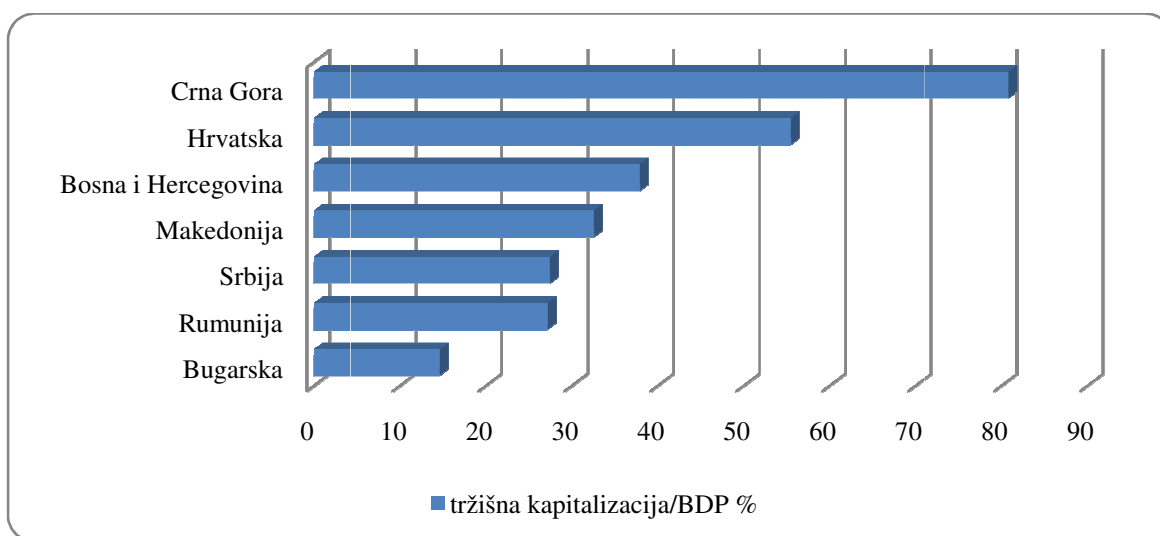
<sup>10</sup> Godišnji izveštaj glavnog ekonomista 2012. godine, Centralna banka Crne Gore (str. 90.)

<sup>11</sup> El-Wassal, K.A. (2013). The Development of Stock Markets: In Search of a Theory. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 3(3), 606-624.

Tabela 2: Udeo tržišne kapitalizacije u BDP (%) posmatranih berzi u regionu u periodu od 2008. do 2014. godine<sup>12</sup>

Zemlja	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	Indeks
	1	2	3	4	5	6	7	7/1
Bugarska	16,19	16,00	14,58	16,59	13,08	13,09	12,63	-21,99
Bosna i Hercegovina	44,40	43,39	43,17	32,09	32,88	34,17	35,19	-20,74
- Banjalučka berza	30,15	28,46	28,45	17,09	17,78	18,24	18,25	-39,47
- Sarajevska berza	14,24	14,93	14,73	15,00	15,10	15,93	16,94	18,91
Hrvatska	39,43	51,43	59,02	56,47	59,87	58,05	64,09	62,55
Makedonija	34,19	37,74	36,02	33,24	31,50	27,80	27,27	-20,23
Crna Gora	64,92	82,42	69,07	84,81	91,40	86,18	86,51	33,25
Rumunija	12,56	23,68	30,54	20,88	28,65	37,89	35,74	184,52
Srbija	29,12	30,57	30,43	26,28	25,21	24,47	25,70	-11,76
<b>Prosek</b>	<b>30,10</b>	<b>35,66</b>	<b>35,35</b>	<b>33,80</b>	<b>35,33</b>	<b>35,21</b>	<b>35,89</b>	<b>19,24</b>

U tabeli 2 prikazani su podaci za udeo tržišne kapitalizacije u BDP (%) za posmatrane berze u regionu, u periodu od 2008. do 2014. godine. Udeo prosečne kapitalizacije u bruto domaćem proizvodu za posmatrani period iznosio je 34,48%. Smatra se da je tržište kapitala razvijeno ukoliko ovaj ratio iznosi preko 50%, ali se prilikom zaključaka o razvijenosti treba osloniti i na druge indikatore. Analiza po godinama ukazuje da je najveći porast udela tržišne kapitalizacije poređenjem 2014. godine i 2008. godine zabeležen na Bukureštanskoj berzi (184,52), dok je najveći negativni indeks zabeležen na Banjalučkoj berzi (-39,47). Uprkos stalnom rastu, udeo tržišne kapitalizacije u bruto domaćem proizvodu je znatno manji u zemljama u razvoju. Na narednom grafikonu prikazan je prosečan udeo tržišne kapitalizacije u bruto domaćem proizvodu za posmatrane zemlje u regionu u periodu od 2008. do 2014. godine.

Grafikon 3: Prosečan udeo tržišne kapitalizacije u bruto domaćem proizvodu (%) za posmatrani period od 2008. do 2014. godine<sup>13</sup>

<sup>12</sup> Autor na osnovu podataka iz zvaničnih izveštaja berzi u regionu i [www.world.bank.org](http://www.world.bank.org) i [www.monstat.org](http://www.monstat.org)

Posmatrano pojedinačno po zemljama, na grafikonu 3, može se zaključiti da su jedino Hrvatska i Crna Gora zabeležile veći udeo tržišne kapitalizacije u bruto domaćem proizvodu u odnosu na prosek regiona (34,48%) za posmatrani period. Primetno je da je nivo racia viši od 50% na tržištu kapitala u Hrvatskoj i Crnoj Gori. Manjkavost ovog racia je u tome što visok indikator može biti rezultat promene malog broja preduzeća što navodi na pogrešne zaključke o razvijenosti tržišta akcija (Adelegan, 2008).<sup>14</sup>

Pretpostavlja se da je relativna visina prometa (promet/bruto domaći proizvod) pozitivno korelirana s ukupnom likvidnošću ekonomije. Kumalić (2013) ističe da se učešće prometa na tržištu kapitala u odnosu na bruto domaći proizvod kreće na nerazvijenim tržištima ispod 5%, manje srednje razvijenim tržištima od 5 do 20%, na srednje razvijenim tržištima taj odnos iznosi između 20 i 40%, a na više srednje razvijenim tržištima od 40 do 60%. Na razvijenim tržištima kapitala učešće prelazi 60%.<sup>15</sup>

Tabela 3: Udeo prometa u BDP (%) na posmatranim berzama u regionu u periodu od 2008. do 2014. godine<sup>16</sup>

Zemlja	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	Indeks
	1	2	3	4	5	6	7	7/1
Bugarska	3,77	2,10	1,25	2,00	1,97	2,64	1,83	-51,46
Bosna i Hercegovina	<b>2,90</b>	<b>1,59</b>	<b>1,12</b>	<b>2,62</b>	<b>2,50</b>	<b>2,39</b>	<b>4,60</b>	<b>58,27</b>
Banjalučka berza	1,06	0,72	0,70	1,66	1,03	1,45	2,24	110,57
Sarajevska berza	1,84	0,87	0,43	0,96	1,47	0,95	2,36	28,11
Hrvatska	8,62	3,27	3,93	1,81	1,20	1,20	1,24	-85,66
Makedonija	3,40	1,86	1,56	3,56	1,47	0,82	2,14	-37,11
Crna Gora	5,10	13,47	1,76	1,83	1,03	0,93	3,16	-37,98
Rumunija	3,53	4,27	3,98	4,90	3,67	3,71	3,19	-9,55
Srbija	2,28	1,37	0,75	0,92	0,81	0,96	0,65	-71,37
<b>Prosek</b>	<b>3,70</b>	<b>3,49</b>	<b>1,79</b>	<b>2,20</b>	<b>1,58</b>	<b>1,58</b>	<b>2,10</b>	<b>-43,22</b>

Na osnovu rezultata prikazanih u tabeli 3, evidentno je da je pokazatelj prometa u odnosu na bruto domaći proizvod (u %) relativno nizak za posmatrane zemlje, odnosno zemlje u razvoju. Najniži prosečan udeo prometa u bruto domaćem proizvodu za period od 2008. do 2014. godine zabeležile su berze u Srbiji (1,11), Makedoniji, Bugarskoj i Bosni i Hercegovini, dok je najveći promet zabeležen na berzama u Crnoj Gori, Rumuniji i Hrvatskoj. Posmatrajući udeo prometa u bruto domaćem proizvodu na posmatranim berzama u regionu može se uočiti da je nivo dostignutog razvoja tržišta kapitala u regionu na približno jednakom nivou i predstavlja karakteristiku nerazvijenih tržišta kapitala. U odnosu na 2008. godinu, izuzev Bosne i Hercegovine (Banjalučke i Sarajevske berze) sve berze u zemljama u regionu 2014. godine zabeležile su niži udeo prometa u bruto domaćem proizvodu. Zagrebačka berza je zabeležila najveće negativne promene prometa koji je sa 8,62 (2008. godine) pao na 1,24 (2014. godine). Beogradska berza je u odnosu na

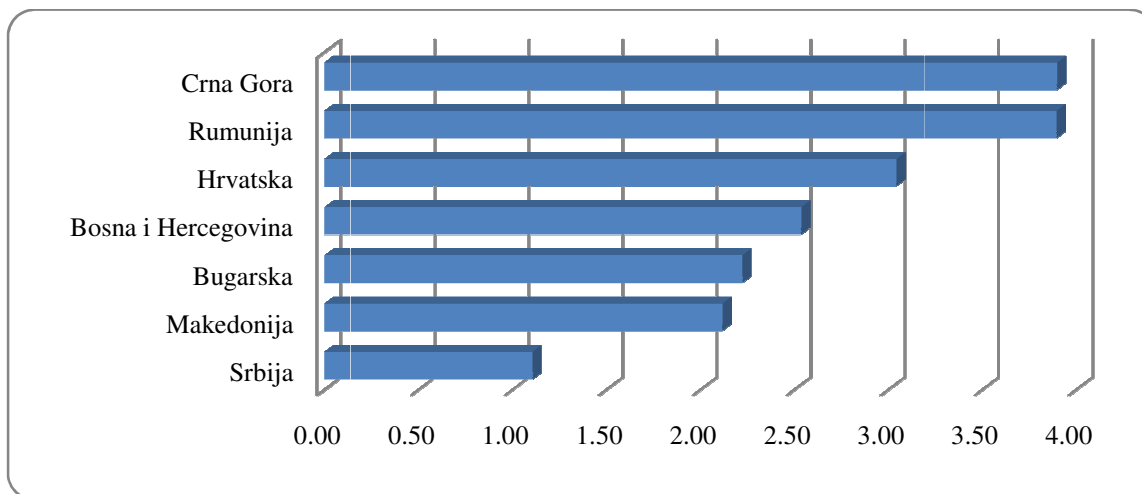
<sup>13</sup> Autor na osnovu podataka iz zvaničnih izveštaja berzi u regionu i [www.world.bank.org](http://www.world.bank.org) i [www.monstat.org](http://www.monstat.org)

<sup>14</sup> Adelegan, O.J. (2008). *Can regional cross-listings accelerate stock market development? Empirical evidence from Sub-Saharan Africa* (No. 2008-2281). International Monetary Fund.

<sup>15</sup> Kumalić, I. (2013). Razvijenost finansijskog tržišta u Bosni i Hercegovini. *Časopis za ekonomiju i tržišne komunikacije*, 3(1), 57-72. doi: 10.7251/EMC1301057K

<sup>16</sup> Autor na osnovu podataka iz zvaničnih izveštaja berzi u regionu i [www.world.bank.org](http://www.world.bank.org) i [www.monstat.org](http://www.monstat.org)

posmatrane berze, zabeležila najniži prosečan udeo prometa u bruto domaćem proizvodu u periodu od 2008. do 2014. godine.



Grafikon 4: Prosečan udeo prometa u bruto domaćem proizvodu (%) za posmatrani period od 2008. do 2014. godine<sup>17</sup>

Iz prikazanih podataka u grafikonu 4 uočava se da su Hrvatska, Crna Gora, kao i Rumunija, uprkos nižoj kapitalizaciji beleže iznad prosečan promet za region. Analiza ukazuje da zemlje sa višim udelom tržišne kapitalizacije imaju, takođe, veći promet u bruto domaćem proizvodu.

Racio prometa i tržišne kapitalizacije koristi se kao indikator efikasnosti berze. Njime se meri aktivnost ili likvidnost berze u odnosu na njenu veličinu. Male, ali aktivne berze imaće visok racio prometa, dok će velike, a manje likvidne berze imati nisku stopu prometa.

Tabela 4: Racio prometa i tržišne kapitalizacije na berzama u regionu u periodu od 2008. do 2014. godine<sup>18</sup>

OBRT (promet/tržišna kapitalizacija)	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Bugarska	23,30	13,16	8,56	12,05	15,04	20,17	14,50
Bosna i Hercegovina (prosek)	6,54	3,66	2,60	8,17	7,62	7,01	13,06
Banjalučka berza	7,46	4,80	4,72	11,09	6,82	9,10	13,21
Sarajevska berza	6,11	3,06	1,51	5,60	8,29	5,18	12,93
Hrvatska	21,87	6,36	6,66	3,21	2,01	2,07	1,93
Makedonija	9,94	4,92	4,33	10,70	4,65	2,96	7,84
Crna Gora	7,85	16,34	2,54	2,16	1,13	1,08	3,65
Rumunija	28,11	18,02	13,02	23,49	12,83	9,78	8,94
Srbija	7,84	4,48	2,47	3,50	3,22	3,90	2,54

<sup>17</sup> Autor na osnovu podataka iz zvaničnih izveštaja berzi u regionu i [www.world.bank.org](http://www.world.bank.org) i [www.monstat.org](http://www.monstat.org)

<sup>18</sup> Autor na osnovu podataka iz zvaničnih izveštaja berzi u regionu

Prema podacima u tabeli 4, evidentno je da je od 2008. godine ratio prometa i tržišne kapitalizacije (obrt) beležio značajno smanjenje na svim berzama, izuzetak su Sarajevska i Banjalučka berza. Berze u Srbiji i Hrvatskoj beleže najniži ratio prometa i tržišne kapitalizacije u 2014. godini, dok je najviši ratio ostvaren na berzama u Bugarskoj i Bosni i Hercegovini. Primetan je blag oporavak 2014. godine, u odnosu na prethodne godine poslovanja na finansijskim berzama.

U cilju poređenja sa razvijenim ekonomijama, korišćeni su podaci berzanskih indeksa SAD-a (S&P500) i Japan-a (Nikkei225). Analiza berzanskih indeksa, predstavnika poslovanja tržišta kapitala, obuhvata preko 1700 dnevnih posmatranja (opservacija).

Tabela 5: Deskriptivna statistika prinosa berzanskih indeksa na berzama u region i svetu<sup>19</sup>

	BELEXline	SASX-10	BIRS	MONEX	MBI10	BET	CROBEX	SOFIX	S&P 500	Nikkei 225
<b>Obs.</b>	1767	1750	1741	1728	1718	1760	1747	1734	1763	1726
<b>Prosek</b>	-.0541	-.0937	-.0728	-.0639	-.0835	-.0177	-.0756	-.0704	.0188	.0076
<b>Stand devij.</b>	1.01038	1.21970	.71183	1.52580	1.32177	1.77648	1.39865	1.42559	1.45313	1.73726
<b>Asim.</b>	.529	.113	.154	.856	-.628	-.601	-.337	-.995	-.306	-.549
<b>Spljoš.</b>	13.585	8.463	9.211	10.904	10.589	8.320	14.833	9.498	9.228	7.586
<b>Min</b>	-6.73	-8.18	-4.78	-9.71	-10.28	-13.12	-11.36	-11.36	-9.47	-12.11
<b>Max</b>	10.37	8.76	6.53	11.29	6.66	10.56	13.74	7.29	10.96	13.23

Na osnovu deskriptivne statistike, u tabeli 5, uočeno je da je srednja vrednost povrata berzanskih indeksa za berze u regionu negativna, dok je za posmatrane globalne berze (razvijene ekonomije) taj pokazatelj pozitivan. Razlika između berzi u regionu i globalnih tržišta ogleda se i u visokoj vrednosti koeficijenta spljoštenosti, koja je specifična za tržišta kapitala u nastajanju. Izuzetak predstavljaju berze u Bugarskoj, Rumuniji i Bosni i Hercegovini, čije su vrednosti koeficijenta spljoštenosti, približne vrednostima globalnih berzi. Koeficijent spljoštenosti za sve posmatrane berze (berzanske indekse) prevazilazi vrednost od 3, kao meru spljoštenosti normalnog rasporeda podataka, te ukazuje da raspodela dnevnih prinosa ima zadebljane repove, odnosno raspodela je više izdužena u odnosu na normalnu raspodelu. Zadebljani repovi ukazuju na veću verovatnoću pojave ekstremnih vrednosti (dobitaka ili gubitaka), a što je tipično za posmatran period, koji obuhvata period finansijske krize, 2008. godine i 2009. godine. Na osnovu opisne statistike može se izvesti zaključak da vremenske serije posmatranih berzanskih indeksa nemaju oblik normalne serije distribucije prinosa. Stoga, navedeni berzanski indeksi sadrže više izdužene distribucije stope prinosa. Dobijeni rezultati slični su za pokazatelj asimetrije. Na berzama u Makedoniji, Rumuniji, Hrvatskoj i Bugarskoj prisutna je negativna asimetrija, u posmatranom periodu, što je specifično i za posmatrana globalne finansijske berze. Najviše, pozitivne, vrednosti imaju berze u Srbiji, Bosni i Hercegovini i Crnoj Gori što je u potpunoj suprotnosti sa globalnim berzama, odnosno berzama u SAD i Japanu, koje beleže negativnu asimetriju. Smatra se da je negativni koeficijent asimetrije odlika razvijenih tržišta kapitala. Iako je teško donositi zaključke samo na osnovu berzanskih indeksa, iz predstavljene tabele, jasno da je situacija i tendencija dve grupe tržišta (emergentnih i razvijenih ekonomija) bila divergentna. Posmatrana tržišta u regionu imaju tipične

<sup>19</sup> Kalkulacija autora, SPSS output



karakteristike za tržišta kapitala u nastajanju, a to su visoka vrednost spljoštenosti (kurtosis), pozitivna asimetrija (skewness) i negativna srednja vrednost povrata berzanskih indeksa. Do istih rezultata dolazi se i analizom korelacione matrice između proučavanih tržišta.

Tabela 6: Korelacija prinosa berzanskih indeksa (regionalni i globalni berzanski indeksi)<sup>20</sup>

	BELEXline	SASX-10	BIRS	MONEX	MBI10	BET	CROBEX	SOFIX	S&P500	Nikkei 225
BELEXline	1	.065**	-.016	.051*	.100**	.055*	.080**	.023	.199**	-.001
SASX-10	.065**	1	-.013	.025	.012	.126**	.029	.072**	.072**	.002
BIRS	-.016	-.013	1	.064**	.108**	.040	.016	.049*	-.031	.084**
MONEX	.051*	.025	.064**	1	.052*	-.020	.117**	.028	.092**	.030
MBI10	.100**	.012	.108**	.052*	1	.005	.180**	.035	.035	.025
BET	.055*	.126**	.040	-.020	.005	1	-.035	.102**	.022	.019
CROBEX	.080**	.029	.016	.117**	.180**	-.035	1	.054*	.054*	.003
SOFIX	.023	.072**	.049*	.028	.035	.102**	.054*	1	-.002	.006
SP500	.199**	.072**	-.031	.092**	.035	.022	.054*	-.002	1	-.020
Nikkei 225	-.001	.002	.084**	.030	.025	.019	.003	.006	-.020	1

\*\* . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed). \* . Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

Na osnovu prikazanih podataka u tabeli 6, evidentna je niska korelacija između berzi u regionu i globalnih berzi. Dobijeni nalazi na osnovu korelacije prinosa ukazuju na dva glavna zaključka proučavanih tržišta kapitala u regionu. Sa jedne strane niska korelacija između posmatranih berzi u regionu i globalnih berzi karakteristična je za tržišta kapitala u nastajanju, dok sa druge strane prisustvo niske korelacije između posmatranih berzi može predstavljati polaznu osnovu za kvantifikovanje, odnosno diverzifikaciju portfolia.

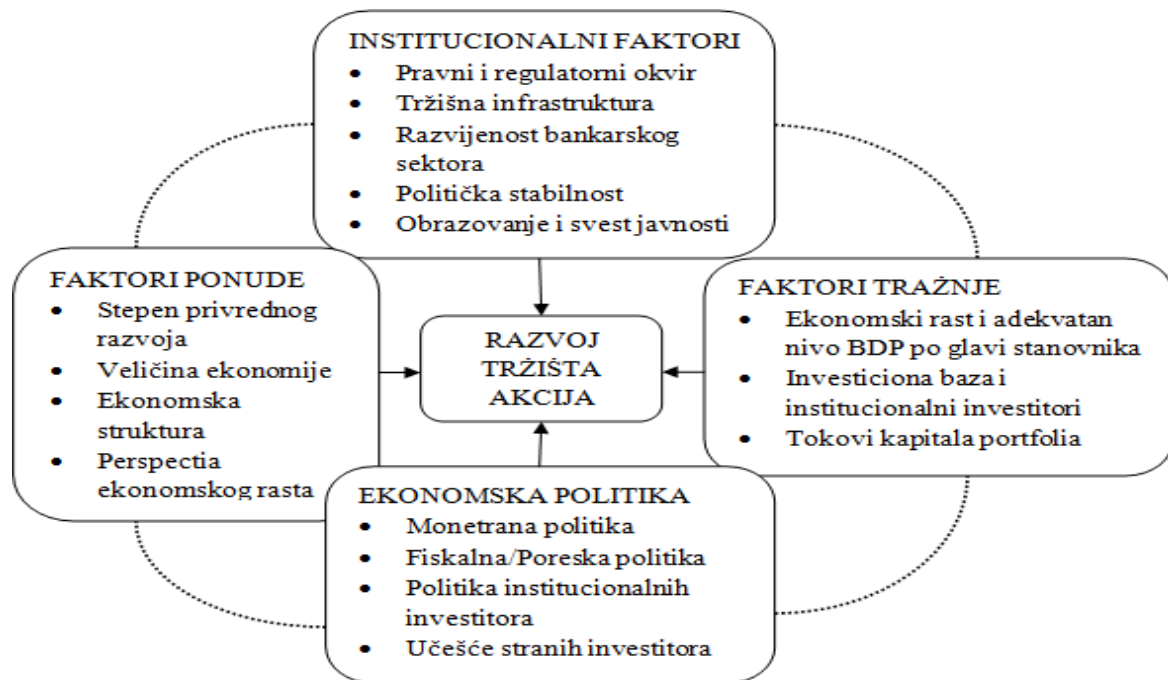
Na osnovu svega navedenog može se zaključiti da posmatrane berze u region imaju karakteristike nerazvijenih tržišta kapitala. Mala veličina finansijskog tržišta, niska likvidnost, mala korelacija sa globalnim berzama, kao i negativni prosečni prinosi predstavljaju odraz u ogledalu nerazvijenih tržišta kapitala (ekonomija). Može se zaključiti da tržišta kapitala imaju ujednačene promete saglasno veličini i razvoju ekonomije. Do smanjenja prometa na berzama u regionu dolazi zbog prisustva malog interesa investitora da u periodu recesije ulažu u rizične hartije od vrednosti, odnosno akcije. Investitori su se u periodu finansijske krize više okretali ulaganju u sigurnije, a pri tome i manje rizične hartije od vrednosti.

Uprkos činjenici da berze dominiraju na finansijskom tržištu u većini razvijenih zemalja, one još uvek nisu dovoljno velike da budu značajan izvor za finansiranje aktivnosti preduzeća u emergentnim ekonomijama. Makroekonomska stabilnost predstavlja značajan faktor za ekonomsko blagostanje, koja je neophodna za zdravo finansijsko tržište, uključujući i berze. Dalji razvoj berzi podrazumeva proširenje ponude kvalitetnih hartija od vrednosti, kao i porast likvidnosti. Plitko i usko finansijsko tržište (mali broj hartija od vrednosti kojima se aktivno trguje), visoki transakcioni troškovi i nedostatak tržišne transparentnosti predstavljaju zajedničke karakteristike tržišta kapitala u nastajanju.

<sup>20</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

### 1.1. Konceptualni okvir razvoja tržišta akcija

Razvoj tržišta akcija predstavlja deo ukupnog razvoja finansijskog sistema jedne zemlje. Berza sa aspekta njene uloge u ekonomiji jedne zemlje obavlja brojne važne funkcije. Sa aspekta teorijskog diskursa berza može ubrzati ekonomski rast mobilizacijom domaće štednje i poboljšanjem kvaliteta i kvantiteta investicija. U svetlu činjenice da empirijska istraživanja podržavaju pretpostavku da berze promovišu ekonomski rast, tokom protekle decenije, istraživanje je pomerenom na pitanje determinanti razvoja tržišta akcija. El-Wassal (2013) predlaže četiri seta faktora koji oblikuju ili određuju razvoj berze: faktori ponude, faktori tražnje, institucionalni faktori i faktori ekonomske politike.



Šema 2: Konceptualni okviri za razvoj tržišta akcija<sup>21</sup>

Šema 2 ilustruje četiri seta faktora koji određuju razvoj berze. Dok faktori ponude i faktori tražnje predstavljaju stubove berze, institucionalni faktori i ekonomska politika služe kao potpora (oslonac) tim stubovima (El-Wassal, 2013). Nerazvijene ekonomije imaju slabe institucionalne i zakonske okvire, kao i nizak nivo dohotka po glavi stanovnika. Bez dovoljne količine akcija trgovina će biti ograničena i tržište ne može biti ekonomski održivo. Male ekonomije karakteriše mala likvidnost berze i visoka nestabilnost cena. Razumevanje ključnih determinanti razvoja berze ima važne političke implikacije, jer ističe segmente na kojima je potrebno delovanje kreatora ekonomske politike.

<sup>21</sup> El-Wassal, K.A. (2013). The Development of Stock Markets: In Search of a Theory. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 3(3), 606-624. (str. 614.)

## 2. Strategija investiranja na tržištu kapitala

Jedno od intrigantnih pitanja investicija predstavlja efikasnost tržišta kapitala. Da li će investitori primenjivati aktivnu ili pasivnu strategiju investiranja zavisi od sopstvenog stava u pogledu efikasnosti tržišta, averzije prema riziku, prirode investiranja i sl.. Kombinacija aktivne i pasivne strategije investiranja predstavlja tzv. „hibridnu” strategiju investiranja. Odlučivanje da li će investitori slediti aktivnu ili pasivnu strategiju investiranja (ili kombinacije te dve) zavisi, pre svega, od prioriteta izbora između niskih troškova i nižih prinosa ili odnosa viših troškova, ali potencijalno unosnih investicija. Veće promete na berzama u emergentnim ekonomijama stvorili su upravo institucionalni investitori, jer je lokalno stanovništvo još uvek u fazi nepoverenja prema tržištu kapitala i gomilanja kapitala putem tradicionalnih bankarskih kanala štednje. Upravo su zbog te činjenice značajne promene cena akcija, na berzama, izazvane trgovinskim aktivnostima velikih institucionalnih investitora. Brojne studije o ulaganjima na tržištima u razvoju pokazuju da pristup investiranju koji je primenjen na razvijenim tržištima kapitala često, zbog takvih činjenica, ne može biti primenjen na berzama u razvoju.

### 2.1. Aktivna investiciona strategija

Investitori koji sumnjaju u cenovnu efikasnost tržišta kapitala sprovode aktivnu investicionu strategiju, smatrajući da na osnovu informacija i detaljnih analiza mogu da procene koje su hartije od vrednosti potcenjene, koje su precenjene, a koje odražavaju fer vrednost. Cilj aktivnih analitičara je zarada, odnosno prinos koji prevazilazi prosečne prinose berze. Aktivni investitori veruju da postoji kašnjenje (zastoj) u prilagođavanju tržišnih cena hartija od vrednosti novim informacijama i nastoje iskoristiti priliku za zaradom. Na taj način, investitori generišu više transakcione troškove, vreme i novac, ali veruju da će marginalna korist nadmašiti granične troškove. Analitičari pažljivo promatraju hartije od vrednosti stavljajući fokus na buduće predviđanje povrata akcija. Superiorni analitičari bi trebalo da daju preporuke za srednje rangirane akcije, jer takva preduzeća dobijaju manji publicitet, te se može očekivati da će se njihove cene sporije prilagođavati informacijama. Mogućnost pronalazjenja privremeno potcenjenih akcija među takvim preduzećima je veća, za razliku od akcija preduzeća koja su rangirana u vrhu. Ovakvo poslovanje obuhvata direktno predviđanje povrata ili korišćenje modela procene kretanja vrednosti akcija u budućnosti.

Za odabir akcija koristi se fundamentalna analiza, tehnička analiza ili kombinacija obe. Menadžer će odabrati hartije od vrednosti u skladu sa svojim preferencijama. Veliki broj aktivnih investitora predstavlja neophodan uslov za efikasno funkcionisanje tržišta kapitala. Prilikom primene aktivne strategije investitori veruju da poseduju neku prednost u odnosu na ostale učesnike na tržištu. Efikasno i likvidno tržište kapitala koristi svima i na taj način bi svaki investitor trebalo da oseća obavezu da doprinese razvoju tržišta sopstvenim aktivnim investiranjem.

Aktivne strategije investiranja se mogu klasifikovati kao strategije „od vrha nadole” (top-down) i strategija „odozdo prema gore” (bottom-up). Strategija „od vrha nadole” proučava trendove na tržištu, geografske i privredne grane koji će napredovati, a tek onda istražuju pojedinačne kompanije koje nude najbolje vrednosti u posmatranom sektoru. Alternativa ovoj strategiji je strategija „odozdo prema gore” (bottom-up) koja se sprovodi za pojedinačne akcije preduzeća, tražeći jake performanse i potencijal u trenutnim cenama

akcija, bez bilo kakve početne tržišne ili sektorske analize. Aktivni, agresivniji investitori imaju vremena, interesa i znanja da pronađu akcije čije su vrednosti potcenjene ili precenjene. Investitori kupuju akcije za koje se veruje da su potcenjene i tako stvaraju potencijal za rast cena ili više dividende. Isto tako, akcije za koje se veruje da su precenjene investitori prodaju na tržištu.

Generalno, aktivni menadžeri koriste tri načina da dodaju vrednost svom portfoliju u odnosu na vrednost repera. Prvo, oni mogu pokušati da osluškuju tržište kapitala prebacivanjem sredstava izvan akcija, u obveznice ili državne zapise u zavisnosti od prognoze tržišta i premija rizika. Drugo, oni mogu da preusmere sredstva među različite sektore kapitala i industrije (npr. finansijske akcije, akcije tehnologije, potrošački ciklus, trajna dobra) ili među investicione stilove (velika kapitalizacija, mala kapitalizacija, vrednost, rast) da uhvati sledeće aktuelne koncepte pre nego što to uradi ostatak tržišta. Treće, akcijski menadžeri mogu birati akcije, sagledavajući pojedina pitanja u pokušaju da pronađu potcenjene akcije, odnosno da kupe po nižim i prodaju po višim cenama.<sup>22</sup>

Tri osnovne vrste analize hartije od vrednosti su:

1. Tradicionalna fundamentalna analiza (zasniva se na analizi knjigovodstvenih izveštaja, finansijskih izveštaja, finansijskih racia, profitabilnosti, likvidnosti, zaduženosti, dobiti, dividendi...)
2. Fundamentalna multifaktorska analiza rizika (zasniva se na statističkim modelima, kao što su fundamentalni multifaktorski model rizika, BARRA model...)
3. Vrednosna metrična analiza (npr. EVA-Economic Value Added model)<sup>23</sup>

Fundamentalna analiza predstavlja analizu ekonomije, privredne grane i kompanije kako bi se ustanovila suštinska (fer) vrednost akcija. Investitor koji želi da bude racionalan prilikom investicionih aktivnosti mora da analizira navedene faze pre nego što donese investicione odluke. Upoređivanjem stvarne (suštinske) vrednosti posmatrane akcije sa preovlađujućom tržišnom cenom akcija, investitor dolazi do odluke o investiranju.

Tabela 7: Faze fundamentalne analize<sup>24</sup>

Faze	Priroda analize	Svrha (namena)	Alati i tehnike
Prva	Ekonomska analiza	Da se proceni opšta ekonomska situacija	Ekonomski indikatori
Druga	Industrijska analiza	Da se procene perspektive različitih industrijskih grupacija	Analiza životnog ciklusa industrije, analiza konkurencije i sl.
Treća	Analiza kompanije	Da se analiziraju finansijski i nefinansijski aspekti kompanije, da se utvrdi da li da kupe, prodaju ili drže akcije kompanije	Finansijski aspekti: prodaja, profitabilnost, EPS, i dr.. Nefinansijski aspekti: menadžment, imidž korporacije, kvalitet proizvoda i dr..

<sup>22</sup> Reilly, F.K. & Brown, K.C. (2009). *Investment Analysis and Portfolio Management*, South-Western, strana 659.

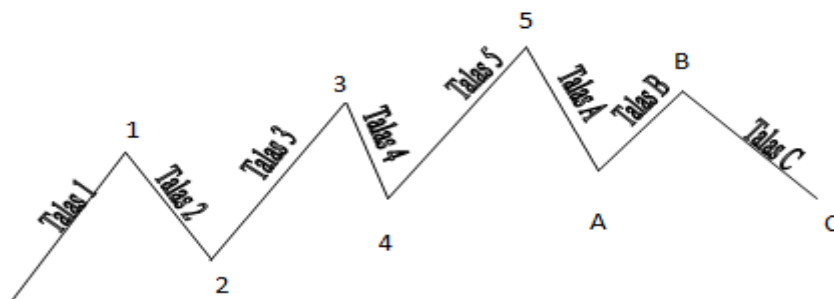
<sup>23</sup> Brzaković, T. (2005). Proces investiranja i investicione strategije na tržištu kapitala. *Bankastvo*, 34(9-10), 30-38.

<sup>24</sup> Suresh, A.S. (2013). A study on fundamental and technical analysis. *International Journal of Marketing, Financial Services & Management Research*, 2 (5), 44 – 59.

Fundamentalni analitičari procenjuju makroekonomske indikatore, poput deviznog kursa, bruto domaćeg proizvoda, stope nezaposlenosti, stope inflacije, kamatne politike, zarada, cene nafte, cene zlata i drugih uslova na tržištu kapitala. Na osnovu procene makroekonomskih indikatora nastoje da procene stabilnost nacionalne ekonomije, period prosperiteta (ekspanzije) ili period recesije. Nakon procene makroekonomskih pokazatelja, odnosno nacionalne ekonomije, potrebno je analizirati njihov uticaj na konkretnu privrednu granu kojoj hartije od vrednosti pripadaju. Važno je identifikovati koje su to rastuće privredne grane. Agresivni investitori, spremni na rizik, kupuju akcije cikličnih grana, dok se investitori koji imaju averziju prema riziku opredeljuju za akcije preduzeća koje pripadaju stabilnim granama. Pomoću industrijske analize pretenduju se identifikovati grane koje nose potencijal rasta i profita. Analiza finansijskih i nefinansijskih performansi kompanija je značajna iz razloga što utiče na samu zaradu korporacije, a na taj način i na formiranje tržišnih cena akcija (tabela 7).

Za razliku od fundamentalnih analitičara, tehnički analitičari ne vide potrebu za proučavanjem ekonomskih varijabli, industrijskih varijabli niti varijabli kompanija, jer smatraju da poslednje kretanje cena predstavlja signal budućih kretanja cena. Tehnička analiza je u suprotnosti sa pojmom efikasnosti tržišta kapitala i polazi od pretpostavke da oscilacije na tržištu imaju ciklični karakter. Osnovni stav tehničke analize je da se cene akcija kreću u trendovima koji postoje duži vremenski period, jer smatraju da nove informacije ulaze na tržište tokom određenog vremenskog perioda, a ne u jednom trenutku. Ovi analitičari tvrde da je njihova prednost u odnosu na fundamentalne analitičare ta što ne zavise u velikoj meri od finansijskih izveštaja – glavnih izvora informacija o ranijem učinku preduzeća ili industrije. Većina tehničara koristi podatke sa berze o ceni akcija, obimu trgovine i druge informacije o trgovini i smatraju da teorijski temelj tehničke analize čine istorijski podaci.

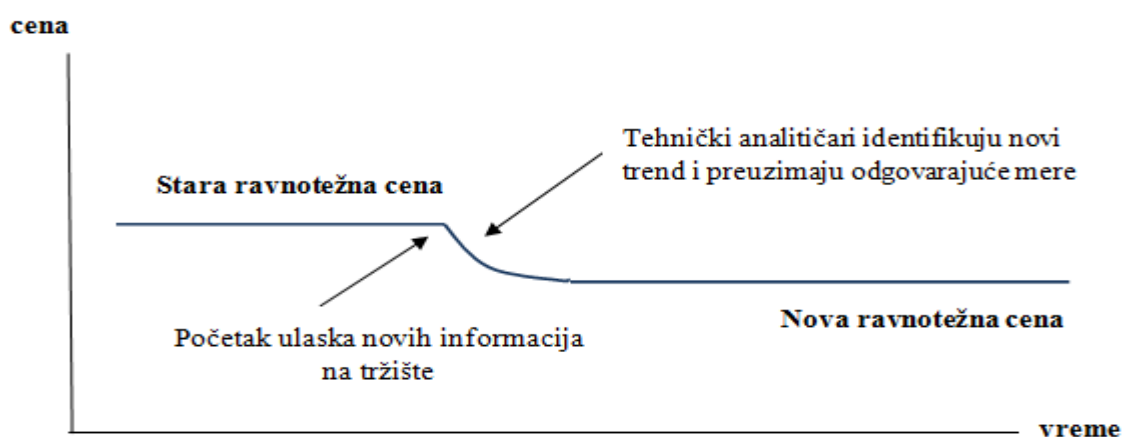
Ralf Nelson Eliot (Ralph Nelson Elliott) razvio je model ponašanja finansijskog tržišta koje je nazvao Princip talasa. On smatra da se cene akcija mogu pratiti na osnovu njihovih kretanja koja se ponavljaju u talasima. Na osnovu proučavanja Eliotovih talasa, investitor (analitičar) može odrediti stepen talasa i trend finansijskog tržišta, dok na osnovu temeljnih analiza kretanja cena akcija može predvideti rast ili pad cena akcija. Osnovni tip Eliotovog talasa predstavljen je putem ciklusa koji čine osam talasa, od kojih su pet uzlaznih i tri silazna. Prikaz osnovnog Eliotovog talasa dat je na narednoj šemi.



Šema 3: Prikaz osnovnog Eliotovog talasa<sup>25</sup>

<sup>25</sup> Prechter, R.R. (2007). The basics of the Elliott wave principle. Published by New classics library a division of Elliott Wave International, Gainesville, USA, 1-46. (str. 9).

Šema 3 ukazuje na postojanje dva načina razvoja talasa – motiv i korekcija. Motivaciona faza (talasi) obuhvata pet struktura talasa, dok korektivna faza obuhvata varijaciju tri talasa. Svaki rast ili pad cena (impuls) na tržištu izaziva reakciju (sporednu korekciju). Talasi 1, 3, 5 predstavljaju impulsne talase, jer snažno nagoni (tera napred) tržište. Korektivan način oni se kreću u suprotnom trendu, uključuju talas 2 i 4. Nakon petotalasne motivacione faze počinje talasna korekcija. Njihove strukture se nazivaju korektivne, jer mogu delimično da ostvare korekciju ostvarenog napretka na nekom od prethodnog motiv talasa. Svaki talas motivacije je praćen korektivnim talasom. Kao što talas 2, ispravlja talas 1 niz A,B,C ispravlja niz 1,2,3,4,5. Petotalasna motiv faza ima pod-talase označene brojevima, dok trotalasna korektivna faza sadrži pod-talase označene slovima.



Grafikon 5: Tehnički aspekt prilagođavanja cena novim informacijama<sup>26</sup>

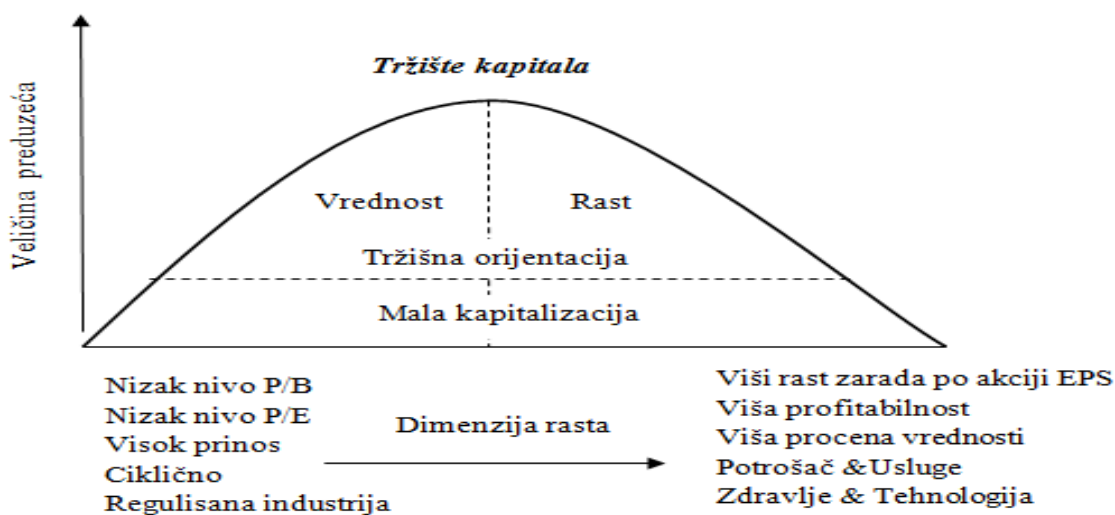
Rili i Braun (Reilly & Brown, 2009) objašnjavaju prikazani grafikon 5, kao proces u kome nova informacija uzrokuje smanjenje ravnotežne cene za akcije (hartije od vrednosti), ali prilagođavanje cene zahteva određen vremenski period. Autori ističu da se ova promena javlja kao trend, dok cene akcija ne dostignu svoju ravnotežu. Tehnički analitičari ne pokušavaju da predvide nove vrednosti ravnotežne cene, već traže vremenski početak promene, jer mogu imati korist od dobijanja na vremenu. Ukoliko trend podiže cene hartija od vrednosti, ova, rana, informacija usloviće kupovinu, dok trenda smanjenja cene hartija od vrednosti nagoni na prodaju i brzo reagovanje na takve promene.

Za identifikaciju hartija od vrednosti koje će doneti dodatnu, višu, zaradu u odnosu na prosek tržišta, zahteva se tim visoko kvalifikovanog osoblja koji se bave istraživanjem i trgovinom. Ako rade svoj posao kako treba, aktivni menadžeri će stvoriti dodatne prinose, odnosno kapitalnu dobit koja podleže oporezivanju. Međutim, treba istaći da su operativni troškovi kod aktivnog upravljanja viši nego kod pasivne strategije investiranja.

Kako ističu Rili i Braun (Reilly & Brown, 2009) jedan od najvažnijih događaja u aktivnom upravljanju kapitalom poslednjih godina bilo je stvaranje portfolio strategije zasnovane na investiranju orijentisanom na vrednost ili rast. Menadžeri orijentisani na vrednost pripadaju kategoriji top-down i bottom-up menadžera. Zainteresovani su za hartije od vrednosti (akcije) koje se prodaju ispod suštinske vrednosti i za koje nije zainteresovana većina učesnika na tržištu, te tako kreiraju svoj optimalni portfolio. Tragaju za potcenjenim akcijama koje imaju nizak nivo  $\beta$  koeficijenta, nizak ratio P/E (cena i zarada po akciji),

<sup>26</sup> Reilly, F.K. & Brown, K.C. (2009). *Investment Analysis and Portfolio Management*, South-Western, strana 627.

nizak ratio P/B (cena i knjigovodstvene vrednosti) i visok nivo dividende po akciji u odnosu na njenu tržišnu cenu. Investitor može takve akcije kupiti i čekati da tržište podigne cenu, odnosno ispravi „grešku”. Menadžeri orijentisani na rast pripadaju, takođe, kategoriji top down i bottom-up menadžera. Zainteresovani su za akcije koje imaju visok potencijal rasta i visoke zarade po akciji – EPS, odnosno, visok nivo  $\beta$  koeficijenta, visok ratio P/E, visok ratio P/B i nizak nivo dividendi po akciji u odnosu na tržišne cene. Menadžeri su zainteresovani za kupovinu akcija preduzeća kod kojih očekuju da će se rast zarade nastaviti, istim ili višim tempom.



Grafikon 6: Karakteristike rasta i vrednosti akcija<sup>27</sup>

Na grafikonu 6 prikazane su karakteristike rasta i vrednosti akcija. Prikazan je pravac klasifikacije preduzeća prema stilu i tržišnoj kapitalizaciji. Na osnovu grafičkog prikaza, uočava se da su akcije vrednosti definisane kao relativno jeftinije i sa skromnim mogućnostima rasta, dok akcije rasta imaju tendenciju da budu skuplje što odražava njihov potencijal zarade. Ukratko, investitori orijentisani na rast fokusirani su na trenutnu i buduću ekonomsku situaciju preduzeća, dok su investitori vrednosti, sa druge strane, fokusirani na cene akcija u očekivanju tržišta da ispravi „greške” potcenjenih akcija (Reilly & Brown, 2009).

## 2.2. Pasivna investiciona strategija

Pasivna strategija investiranja, popularna tokom proteklih decenija, zasnovana je na hipotezi efikasnosti tržišta u kojoj se navodi da cene akcija prezentuju sve informacije o tekućim i budućim zaradama. Investitor koji primenjuje pasivnu strategiju opredeljuje se za jednostavnu diverzifikaciju umesto pokušaja da „pobedi” tržište. Pasivni investitori se ponašaju kao da je tržište efikasno i prihvataju trenutnu tržišnu cenu kao najbolju moguću.

Dve poznate vrste pasivne strategije investiranja su:

1. Strategija „kupi i drži”
2. Strategija indeksiranja

<sup>27</sup> Reilly, F.K., & Brown, K.C. (2009). *Investment Analysis and Portfolio Management*, South-Western, str. 671.

Specifična karakteristika pasivnih investitora je upravo strategija „kupi i drži”. Strategija „kupi i drži”, znači da investitor kupuje akcije i praktično ih drži do nekog budućeg vremena, kako bi ispunio neki cilj. Naglasak je na izbegavanju transakcionih troškova i vremena provedenog u pronalaženju i upravljanju portfoliom. Investitori kupuju akcije na bazi određenih kriterijuma i drže tako kreiran portfolio, u neizmenjenom obliku, tokom određenog vremenskog perioda.

Strategija indeksiranja polazi od pretpostavke da investitor nema informacije koje bi kreirale sopstveni portfolio drugačiji od tržišnog portfolia. Investitor kreira portfolio tako da on reflektuje određeni tržišni indeks. U tom slučaju rizik portfolia je jednak sistematskom riziku. Pasivni investitori koriste tržišne indekse za praćenje učinaka na tržištu i očekuju da promene u ceni indeksa treba da proizvedu identične promene cena hartija od vrednosti koje prate. Investicioni menadžer vodi računa o obimu i strukturi portfolia kupujući finansijske instrumente koje konstituišu neki tržišni indeks. Svako značajno odstupanje povrata portfolia od povrata tržišnog indeksa je povod za zabrinutost.

Na osnovu svega navedenog može se zaključiti da aktivna i pasivna strategija investiranja imaju određene prednosti i nedostatke koje navode investitore da naprave određeni kompromis. Uprkos brojnim studijama na ovu temu, malo je verovatno da će se u skorije vreme razrešiti rasprava između aktivne i pasivne strategije investiranja. Činjenica da investitori pored pasivnih investicionih strategija koriste i aktivne strategije otkriva da oni duboko veruju u tržišnu neefikasnost. U stvarnosti nema razloga da se odabere jedna strategija investiranja, jer upotreba jednog stila ne isključuje upotrebu drugog stila investiranja.

Tabela 8: Prednosti i nedostaci aktivne i pasivne strategije investiranja<sup>28</sup>

	Pasivno investiranje (beta)	Aktivno investiranje (alfa)
Prednosti	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Obezbeđuje tržišni prinos uz manje naknade upravljanja</li> <li>• Naknade za upravljanja imaju tendenciju da budu niže</li> <li>• Mogu efikasnije pristupiti tržištima i imovini</li> <li>• Pravila zasnovana na metodologiji mogu ublažiti emocionalni element investiranja</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Ima potencijal da nadmaši tržište</li> <li>• Može da se zaštiti i kontroliše rizik</li> <li>• Fleksibilnost omogućava menadžerima da ulaze i izlaze (kupuju i prodaju) iz akcija i sektora</li> </ul>
Nedostaci	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Nema potencijal da nadmaši tržište</li> <li>• Ne može biti efikasno za područja koja nisu likvidna i/ili nemaju tržišnu širinu</li> <li>• Može uvesti rizik koncentracije za pojedinačno držanje u zavisnosti od metodologije berzanskog indeksa</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Može da ostvari manje od očekivanog (posluje na niskom nivou)</li> <li>• Naknade za upravljanje imaju tendenciju da budu veće</li> <li>• Čak i talentovani menadžeri mogu imati loš period</li> <li>• Zahteva odabir menadžera koji može da nadmaši tržište</li> </ul>

<sup>28</sup> Prilagođeno na osnovu: BMO Global Asset Management, Combining Active and Passive Investing in a Core-Satellite Strategy, 1-5. (str.2) [www.bmo.hk/etfs](http://www.bmo.hk/etfs) pristupljeno 15.09.2016.



U tabeli 8 prikazane su prednosti i nedostaci aktivne i pasivne strategije investiranja. Ključne oblasti koje treba razmotriti su svakako troškovi i rizici, ali i prinosi koje nose strategije investiranja.

Tabela 9: Sumarni prikaz aktivnih i pasivnih portfolio strategija<sup>29</sup>

	<b>Aktivna strategija</b>	<b>Pasivna strategija</b>
Efikasnost tržišta	Niska	Visoka
Zadatak menadžera	Naći potcjenjene HoV	Naći reporni tržišni indeks
Struktura portfolia	Najperspektivnije HoV	Isto kao u indeksu
Revizija portfolia	Stalno	Retko
Troškovi upravljanja	Visoki	Niski
Vremenski period proveden u upravljanju portfoliom	Dug	Kratak
Cilj	Nadmašiti tržište	Slediti tržište

U tabeli 9 prikazan je rezime funkcionisanja aktivnih i pasivnih strategija investiranja.

### 3. Modeli vrednovanja investicija u akcije

Decenije istraživanja u oblasti primene modela cene akcija stvorila su korpus koncepcija, teorija i paradigmi koje u središtu proučavanja imaju razvijena tržišta kapitala. Tržište hartija od vrednosti postala su predmet velikog broja istraživača uz opštu opservaciju da tržišta kapitala širom sveta postaju sve više integrisana. Međutim, poslednje dve decenije interesovanje za tržište kapitala izašlo je van opsega razvijenih tržišta i sve veća pažnja se posvećuje izučavanju tržišta kapitala u nastajanju koja imaju epitet unosnih tržišta.

Poznavanje i bavljenje teorijama i konceptima analiza vrednosti i cena akcije bitno je za naučnike, koji kroz empirijsku proveru nastoje da dokažu ili da dovedu u pitanje teoretske postavke i da razviju nove postulate. Sa druge strane značaj postoji i za investitore, menadžere i vlasnike hartija od vrednosti u pogledu poznavanja determinanti cena akcija i pravilnosti u funkcionisanju tržišta kapitala. Teorije koje su našle praktičnu primenu u utvrđivanju cena hartija od vrednosti na finansijskom tržištu su Model vrednovanja kapitalne aktive (CAPM – Capital Asset Pricing Model) i Teorija arbitražnog vrednovanja (APT – Arbitrage Pricing Theory).

#### 3.1. Model kapitalnog vrednovanja – CAPM (Capital Asset Pricing Model)

CAPM se zasniva na modelu izbora portfolia koji je razvio Markovic (Markowitz, 1959)<sup>30</sup>. On je postavio temelj Moderne portfolio teorija (Modern Portfolio Theory - MPT) koja je dala pristup upravljanju portfoliom hartija od vrednosti baziranom na povezanosti i ravnoteži rizika i prinosa. Savremena portfolio teorija je omogućila racionalnim investitorima da osim očekivanog prinosa i rizika uzmu u razmatranje i korelaciju pojedinačnih hartija od vrednosti koje ulaze u sastav portfolia.

<sup>29</sup> Autor prilagodio na osnovu: Jović, V. (2012). Finansijska i tržišna analiza portfolio investiranja, Master rad, Beograd: Univerzitet Singidunum (41. str.).

<sup>30</sup> Markowitz, H.M. (1959). *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*. New York: John Wiley & Sons.

Prvi model koji beleži pokušaje merenja odnosa prinosa i rizika finansijskih instrumenata je Model kapitalnog vrednovanja (CAPM). Rizik hartija od vrednosti u ovom modelu se meri koeficijentom Beta ( $\beta$ ) koji se koristi kao adekvatna mera sistematskog rizika. Začetnicima modela kapitalnog vrednovanja smatraju se Treynor (Treynor, 1961),<sup>31</sup> Šarpe (Sharpe 1963,1964),<sup>32</sup> Lintner (Lintner, 1965) i Mosin (Mossin, 1966),<sup>33</sup> nezavisno, oslanjajući se na zaključke ranijeg Markowitzevog modela. Za model CAPM se generalno veruje da simbolizuje početak teorijskih i empirijskih koncept analiza formiranja cena aktiva. CAPM model je standardni (jednofaktorski) model za merenje tržišnog rizika i ima najveću primenu u svetskoj ekonomiji, prvenstveno zbog svoje jednostavnosti, jer po njemu samo jedan faktor upravlja rizikom i opredeljuje procenu.

Model se zasniva na sledećim pretpostavkama:<sup>34</sup>

- a) Investitori vrednuju portfolio uzimajući u obzir očekivanu stopu povrata i standardnu devijaciju u jednom periodu.
- b) Investitori preferiraju portfelj sa većim prinosom.
- c) Investitori imaju averziju prema riziku.
- d) Postoji nerizična stopa povrata po kojoj je moguće pozajmiti i pozajmljivati.
- e) Imovina je neograničeno deljiva.
- f) Svi investitori imaju jedan investicioni horizont.
- g) Informacije su trenutno besplatne i dostupne svim investitorima.
- h) Svi investitori imaju homogena očekivanja za srednje vrednosti, varijanse i kovarijanse prinosa.
- i) Tržišta kapitala su perfektna i na njima nema transakcionih troškova niti poreza.

Sharpe (1964)<sup>35</sup> i Lintner (1965)<sup>36</sup> dodali su dve ključne pretpostavke za Markowitz-ev model vrednovanja portfolia. Prva pretpostavka je da postoje zaduživanja i pozajmljivanja po stopi bez rizika za sve investitore i ne zavisi od iznosa koji je pozajmljen ili koji je pozajmio. Drugo, očekivani prinos bilo koje aktive koja je u korelaciji sa prinosom na tržištu mora biti jednak stopi bez rizika

Prema CAPM-u očekivani povrat ( $E$ ) na bilo koju aktivu  $i$ , u bilo kom trenutku  $t$ , se može predstaviti sledećom jednačinom:

$$E(R_i) = R_f + \beta_i(R_m - R_f) \quad (1)$$

Gde je:

$E(R_i)$  – očekivani prinos na aktivu  $i$

$R_f$  – bezrizičan prinos

$R_m$  – prinos na tržišni portfolia

$\beta_i$  – volatilnost (rizik) aktive  $i$  u odnosu na tržišni portfolio  $M$ .

<sup>31</sup> Treynor, J.L. (1961). Toward a theory of Market Value of Risky Assets. *Unpublished manuscript*, 6, 831-868.

<sup>32</sup> Mossin, J. (1966). Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34 (4), 768 -783

<sup>33</sup> Sharpe, W.F. (1963). A Simplified Model for Portfolio Analysis. *Management Science*, 9(2), 277-293.

<sup>34</sup> Mossin, J. (1966). Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34 (4), 768 -783.

<sup>35</sup> Prilagođeno na osnovu radova [Džaja, J. & Aljinović, Z. (2013). Testing CAPM model on the Emerging markets on the Central and Southeastern Europe. *Croatian Operational Research Review*, 4(1), 164-175. i Maitah, M., Khudoykulov, K., Amonov, K. & Burkhanov, U. (2015). Verifying Capital Asset Pricing Model in Greek Capital Market. *Asian Social Science*, 11(16), 55-61.]

<sup>36</sup> Sharpe, W.F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 19 (3), 425-442.

<sup>37</sup> Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13-37.

Obračun Beta koeficijenta ( $\beta$ ) sa sobom nosi određene probleme, a oni se mogu sistematizovati na sledeći način koji su izneli Ross i saradnici (Ross, Westerfield, & Jaffe, 2002):

1. Beta koeficijent varira tokom vremena,
2. Probna veličina Beta koeficijenta može biti neadekvatna,
3. Beta koeficijent je pod uticajem promena finansijskog leveridža i poslovnog rizika.

Ovi problemi se rešavaju korišćenjem sledećih metoda:

1. Prva dva problema se rešavaju korišćenjem sofisticiranijih statističkih tehnika,
2. Poslednji problem se može rešiti prilagođavanjem Beta koeficijenta promenama poslovnog i finansijskog rizika.<sup>37</sup>

Beta koeficijent pokazuje koliko će se promeniti stopa prinosa posmatrane akcije ako se stopa prinosa tržišnog portfolia promeni za 1, odnosno ukazuje na osetljivost prinosa jednog finansijskog instrumenta u odnosu na prinos portfolia. Centralni problem za procenu vrednosti očekivane stope prinosa različitih investicija je procena Beta koeficijenta. Matematički se Beta koeficijent finansijskog instrumenta može iskazati kao kovarijansa finansijskog instrumenta u odnosu na tržišni portfolio, podeljen sa varijansom tržišnog portfolia.

$$\beta_a = \frac{\text{Cov}(R_i, R_m)}{\sigma^2(R_m)} \quad (2)$$

Gde je:

$R_i$  - prinos pojedinačne akcije

$R_m$  – prinos tržišnog portfolia

$\sigma^2(R_m)$  – ukupan rizik (varijansa) tržišnog portfolia

Za tržišni portfolio  $\beta$  iznosi 1. Ako je vrednost Beta koeficijenta pojedinačne akcije 1, disperzija akcije pojedinačnog preduzeća varira proporcionalno sa disperzijom prinosa tržišnog portfolija. Ako akcija ima vrednost  $\beta > 1$ , disperzija akcije pojedinačnog preduzeća varira više nego proporcionalno sa disperzijom prinosa tržišnog portfolia. Ova vrsta akcija uvećava rizik portfolia i često se naziva agresivna investicija, jer je sistematski rizik veći nego kod tržišta u celini. Ako akcija ima vrednost  $\beta < 1$ , disperzija akcije pojedinačnog preduzeća varira manje nego proporcionalno sa disperzijom prinosa tržišnog portfolia. Ova vrsta akcija umanjuje rizik portfolia i često se naziva defanzivna investicija, jer je sistematski rizik manji nego kod tržišta u celini što doprinosi ukupnom riziku diverzifikovanog portfolia.

Na osnovu gore navedene jednačine može se zaključiti da pri određivanju tražene stope prinosa ključni problem predstavlja procena Beta koeficijenta. CAPM opisuje odnos u kome je očekivana stopa prinosa aktive linearna funkcija sistematskog rizika aktive izraženog preko  $\beta$  koeficijenta.

Nepoznavanje „idealnog” tržišnog portfolia unosi najviše nesigurnosti prilikom testiranja Sharpe-Lintnerovog modela (CAPM modela). Roll (Roll, 1977)<sup>38</sup> je osporavao CAPM model upravo zbog poteškoće identifikovanja idealnog tržišnog portfolia, koji bi osim akcija trebao obuhvatiti i druge hartije od vrednosti, kao i investicije u realnu imovinu. Međutim, empirijska istraživanja u zemljama sa razvijenim tržištima kapitala, najčešće

<sup>37</sup> Ross, S., Westerfield, R. & Jaffe, J. (2002). *Corporate Finance*. Mc Graw-Hill Irwin, New York (str.312).

<sup>38</sup> Roll, R. (1977). A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests' Part I: On Past and Potential Testability of the Theory. *Journal of Financial Economics*, 4(2), 129–176.

koriste berzanski indeks kao reper, zastupnik (*proxy*), volatilnosti tržišta, jer sadrži likvidne akcije koje su dobro diverzifikovane.

Model vrednovanja kapitalne imovine jednostavno ukazuje da se sistematski rizik ne može otkloniti diverzifikacijom i da veći rizik zahteva nadoknadu u vidu većih očekivanih prinosa na individualne hartije od vrednosti u portfoliu.

Sve ove pretpostavke teorije su dosta rigidne i izazivaju pored brojnih pristalica i oštre kritičare. Rana empirijska istraživanja modela vrednovanja kapitalne imovine su delimično podržala i proširila implikacije modela, odnosno shvatanje da su očekivani prinosi u linearnoj funkciji sa sistematskim rizikom (Black, 1972<sup>39</sup>; Fama & Macbeth, 1973<sup>40</sup>).

Istraživanja nakon 70-ih godina, kao i novija istraživanja ukazuju da odnos između sistematskog rizika i očekivanog prinosa nije uvek statistički signifikantan. Brojne studije 80-ih i 90-ih godina preispitivale su validnost modela CAPM i pronalaze da prinos ne zavisi samo od koeficijenta beta na imovinu, već i od drugih promenljivih kao što su veličina (tržišna kapitalizacija, aktiva), racio pokazatelja zarade i cena, kao i racia knjigovodstvene i tržišne vrednosti hartija od vrednosti (Reinganum 1981<sup>41</sup>; Gibbons 1982<sup>42</sup>; Fama & French 1992<sup>43</sup>).

Još uvek postoji velika debata o empirijskoj validnosti CAPM modela u finansijskoj literaturi. Međutim, uprkos brojnim ograničenjima koja karakterišu model vrednovanja kapitalne imovine, ovaj model je široko korišćen u praksi razvijenih tržišta.

### 3.1.1. Empirijska validnost modela kapitalnog vrednovanja – CAPM

Tokom vremena, uprkos razvoju nekoliko drugih modela određivanja cene imovine, klasičan CAPM model je i dalje relevantan i postoji najviše podrške, ali i osporavanja oko primene istog. Uprkos brojnim raspravama, CAPM model predstavlja najjednostavniji obračun očekivanog prinosa imovine. Siromašni zapisi empirijske primene CAPM modela odražavaju teoretske propuste brojnih pojednostavljenih pretpostavki.

Mișailidis i saradnici (Michailidis et al., 2006)<sup>44</sup> testirali su CAPM model na tržištu kapitala u nastajanju u Grčkoj. Oni su došli do zaključaka da veći rizik (beta) ne znači veći prinos, što je suprotno hipotezi ovog modela.

Trifan (Trifian, 2009)<sup>45</sup> je testirao CAPM model na tržištu kapitala u Rumuniji za pojedinačne hartije od vrednosti i portfolio na uzorku dnevnih podataka za 24 kompanije koje se kotiraju na Bukureštanskoj berzi, u periodu od 06.01.2003. do 31.07.2009. godine. Rezultati ukazuju da je primena modela statistički beznačajna, ali rezultati dobijenih

<sup>39</sup> Black, F. (1972). Capital market equilibrium with restricted borrowing. *Journal of Business*, 45(3), 444-454.

<sup>40</sup> Fama, F.E. & Macbeth, J.D. (1973). Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), 607- 636.

<sup>41</sup> Reinganum, M.R. (1981). Misspecification of Capital Asset Pricing. *Journal of Financial Economics*, 9(1), 19-46.

<sup>42</sup> Gibbons, M. R. (1982). Multivariate Test of Financial Models: A New Approach. *Journal of Financial Economics*, 10(1), 3-27.

<sup>43</sup> Fama, E.F. & French, K.R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, 47(2), 427-465.

<sup>44</sup> Michailidis, G., Tsopoglou, S., Papanastasiou, D. & Mariola, E. (2006). Testing the Capital Asset Pricing Model (CAPM): The Case of the Emerging Greek Securities Market. *International Research Journal of Finance and Economics*, 4, 78-91.

<sup>45</sup> Trifan, A.L. (2009). Testing Capital Asset Pricing Model for Romanian capital market, *Annales Universitatis Apulensis Series Oeconomica*, 11(1), 426-434.

testova ne moraju da daju dokaze protiv CAPM modela, s obzirom na to da je regresija sprovedena u periodu kada je finansijsko tržište Rumunije bilo pod uticajem globalne finansijske krize.

Oukej (Oke, 2013)<sup>46</sup> je testirao ispravnost CAPM modela na Nigerijskoj berzi u periodu od januara 2007. do februara 2010. godine. Nalazi istraživanja poništavaju predviđanja zasnovana na CAPM modelu, odnosno pretpostavku da je veći rizik (beta) povezan sa višim stopama prinosa.

Džaja & Aljinović (2013)<sup>47</sup> razmatrali su mogućnost primene CAPM modela u zemljama Centralne i Jugoistočne Evrope, čija su tržišta kapitala u nastajanju. Podaci su korišćeni za devet zemalja (Hrvatska, Mađarska, Poljska, Turska, Srbija, Rumunija, Republika Češka, Bugarska i Bosna i Hercegovina), za mesečne prinose akcija u periodu od januara 2006. godine do decembra 2010. godine. Na osnovu dobijenih nalaza zaključuju da veća beta ne znači i veći prinos. Dobijeni rezultati pokazuju da CAPM nije adekvatan za vrednovanje imovine na posmatranim evropskim tržištima kapitala u nastajanju.

Mjatan i saradnici (Maitah & et al., 2015)<sup>48</sup> testirali su CAPM model na Atinskoj berzi, u periodu od juna 2009. do decembra 2013. godine. Sprovedeni testovi potvrđuju ispravnost bete kao mere rizika koristeći regresionu analizu, a utvrđeno je da veći prinos ne znači veći koeficijent bete (linerano). Iz tog razloga, mera rizika, ne važi za ovo tržište.

Stančić, Petrović & Radivojević (2015)<sup>49</sup> u svom radu ispituju primenu CAPM na Beogradskoj berzi, za period od januara 2010. do decembra 2014. godine, na bazi 60 mesečnih povrata za odabrane akcije. Rezultati ukazuju da CAPM i uslovni CAPM model ne mogu biti pouzdano primenjeni na Beogradskoj berzi.

Na osnovu svega navednog ostaje pitanje da li se beta koeficijent može koristiti prilikom donošenja investicionih odluka?

### 3.2. Model arbitražnog vrednovanja – APT (Arbitrage Pricing Theory)

Teoriju arbitražnog vrednovanja koju je razvio Ros (Ross, 1976)<sup>50</sup> polazi od zakona jedne cene, odnosno pretpostavke da se dve iste aktive ne mogu prodavati po različitim cenama. Posmatrano u kontekstu finansijskog tržišta, hartije od vrednosti koje imaju suštinski iste karakteristike u pogledu prinosa i rizika trebalo bi da imaju istu cenu. Ukoliko bi se pojavila razlika u cenama to bi bio fenomen koji bi podstakao arbitražere na simultanu kupovinu i prodaju. Investitori motivisani profitom prodavaće jedne i kupovati druge hartije od vrednosti, menjajući aktivu sa nižim prinosom za drugu sa višim prinosom. Model je predložen kao alternativa za srednju varijansu CAPM modela koji je postao glavno analitičko sredstvo za rizičnost aktive na tržištu kapitala.

<sup>46</sup> Oke, B.O. (2013). Capital Asset Pricing Model (CAPM): Evidence from Nigeria. *Research Journal of Finance and Accounting*, 4(9), 17-26.

<sup>47</sup> Džaja, J. & Aljinović, Z. (2013). Testing CAPM model on the Emerging markets on the Central and Southeastern Europe. *Croatian Operational Research Review*, 4(1), 164-175.

<sup>48</sup> Maitah, M., Khudoykulov, K., Amonov, K. & Burkhanov, U. (2015). Verifying Capital Asset Pricing Model in Greek Capital Market. *Asian Social Science*, 11(16), <http://dx.doi.org/10.5539/ass.v11n16p55>

<sup>49</sup> Stančić, V., Petrović, E. & Radivojević, N. (2015). Conditional relationship Between Beta and returns: A case study of the Belgrade Stock Exchange. *TEME: Časopis za Društvene Nauke* 39(4), 1165-1182.

<sup>50</sup> Ross, S.A. (1976). The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic Theory*, 13, 341-360.

Ova teorija zastupa stav da cene i stope prinosa kapitalne aktive zavise od kretanja više faktora, ali preovladava efikasnost arbitraže. Reč je dakle o višefaktorskom modelu. Ross (1976) je kroz teoriju arbitražnog vrednovanja, razvio pristup povezivanja makroekonomskih varijabli sa prinosom na akcije. Brojni istraživači su osamdesetih godina XX veka koristili makroekonomske varijable da objasne prinos na akcije i pronalaze da su industrijska proizvodnja, promene premije rizika i promene ročne strukture pozitivno korelisane sa očekivanim prinosom na akcije, dok je očekivana i nepredviđena stopa inflacije u negativnoj vezi sa prinosom na akcije. Makroekonomske varijable su postale značajan mehanizam (deo) rizika na tržištu kapitala. Druga alternativa ali nije u suprotnosti sa načinom ispitivanja uticaja makroekonomskih varijabli na prinos akcije je analiza kointegracija. Postoji visok konsenzus da je APT model bolji od CAPM modela, ali veoma mali broj istraživanja koji empirijski proveravaju razliku između istih.

APT model, kao i CAPM model, polazi od stava da se ukupan rizik može podeliti na tržišni i specifični rizik. Tržišni rizik je karakterističan za sva ili većinu preduzeća i obuhvata nepredvidljive promene makroekonomskih varijabli, kao što su bruto domaći proizvod, inflacija, devizni kurs, kamatna stopa i sl.. Specifični rizik ima uticaj na jedno ili mali broj preduzeća kao što su rizik konkurencije, sektorski rizik i sl.. Investitori pokušavaju da specifični rizik umanje diverzifikacijom što nije moguće primeniti kod smanjenja i kontrole tržišnog (sistematskog) rizika. Zbog toga analitičari veliki značaj pridaju merenju i vrednovanju tržišnog rizika primenom različitih modela. U odnosu na CAPM koji sve faktore spaja u jedinstvenu meru sistemskog rizika, operativna verzija APT modela odvaja faktore koji metodično utiču na stope prinosa portfolia putem faktorske analize, a zatim kvantifikuje uticaja istih faktora. Predstavnici ove teorije smatraju da na određivanje cene hartija od vrednosti utiču i mnogobrojni faktori pored očekivanog prinosa i rizika. Teorija arbitražnog vrednovanja se zasnova na zaključcima empirijske provere CAPM i kritikama iste. Tržišna komponenta nepredvidljivog povrata ( $R$ ) može se dekomponovati na sledeći način:

$$R = E(R) + (\beta_1 F_1 + \beta_2 F_2 + \dots + \beta_n F_n) + \varepsilon \quad (3)$$

Gde je:

$\beta_i$  – stepen osetljivosti investicija na nepredvidive promene u faktoru  $j$

$F$  – nepredvidljive promene u faktoru  $j$ .

Očekivani prinosi ( $E(R)$ ) bi trebalo da budu linearno zavisni od beta koeficijenta, odnosno predstavljaju linearnu funkciju pojedinačnih beta koeficijenata. Beta koeficijent portfolia jednak je ponderisanom proseku svih beta elemenata istog portfolia. Zbog toga se očekivani povrat u APT modelu dobija na sledeći način:

$$E(R) = R_f + \beta_1 (E(R_1) - R_f) + \beta_2 (E(R_2) - R_f) \dots + \beta_k (E(R_k) - R_f) \quad (4)$$

Gde je:

$E(R)$  – očekivani povrat portfolia sa faktorskom betom 1 za faktor  $j$ , i nula za sve ostale faktore

$R_f$  – nerizična stopa prinosa

$(E(R_i) - R_f)$  – premija za rizik za svaki od faktora u modelu.

Slabost faktorske analize jeste što se ovaj model meri u odnosu na neodređene makroekonomske varijable. Model ne pruža informacije koje faktore, niti, koliko faktora treba uposliti kako bi se objasnio prinos na aktivu. Ovi faktori se mogu razlikovati od jednog do drugog perioda.

Multifaktorski model prinosa i rizika ističe stav po kome treba posmatrati i šire ekonomske, političke i društvene okolnosti od uticaja na očekivani prinos investiranja. APT, odnosno multifaktorski model, afirmiše stav po kome očekivani povraćaj investiranja u hartije od vrednosti može da se predstavi kao linearna funkcija različitih makroekonomskih varijabli i uticaj svake varijable prezentovan je kao specifični beta koeficijent. Multifaktorski model zamenjuje prvobitno neidentifikovane statističke faktore u APT modelu sa tačno definisanim ekonomskim faktorima i predstavlja model koji ima ekonomsku bazu.

$$E(R) = R_f + \beta_{GDP} (E(R_{GDP}) - R_f) + \beta_{CPI} (E(R_{CPI}) - R_f) \dots + \beta_k (E(R_k) - R_f) \quad (5)$$

Gde je:

$E(R)$  – očekivana stopa povrata

$\beta_{GDP}$  – Beta koeficijent u odnosu na promene bruto društvenog proizvoda

$E(R_{GDP})$  – očekivani povrat na portfolio sa Betom jedan na faktor – bruto društveni proizvod i Betom nula na ostale faktore

$\beta_{CPI}$  – Beta koeficijent u odnosu na promene u inflaciji (merene indeksom potrošačkih cena – CPI)

$E(R_{CPI})$  - očekivani povrat na portfolio sa Betom jedan na faktor – inflacije i Betom nula na ostale faktore

Na osnovu analize teorije arbitražnog vrednovanja i rezultata empirijskih istraživanja može se zaključiti da je skup faktora koji imaju uticaj teško nedvosmisleno definisati. Međutim kvantitativni nalazi izdvojili su ključne faktore, naime, promene indeksa industrijske proizvodnje, bruto domaćeg proizvoda, deviznog kursa, novčane mase, kamatnih stopa, stope inflacije, cene nafte, cene zlata, stranih direktnih investicija, trgovinskog bilansa i slično. Upravo, navedena teorija predstavlja osnovu istraživanja u doktorskoj disertaciji koja polazi od pretpostavke da su cene akcija određene nekim od fundamentalnih makroekonomskih varijabli.

### 3.2.1. Komparativna analiza modela CAPM i APT

Model koji se najviše primenjuje za merenje tržišnog rizika je CAPM model, upravo zbog svoje jednostavnosti. APT model je zasigurno složeniji model, jer tržišni rizik meri većim brojem faktora i sa tog aspekta je u prednosti. Korišćeni modeli u proceni cenovnog rizika u zemljama sa razvijenim tržištima kapitala su zasigurno složeniji, ali i precizniji. Pretpostavka navedenih modela je da se sve informacije o rizicima mogu sagledati praćenjem informacija (podataka) sa tržišta kapitala.

Dankar i Sing (Dhankar & Singh, 2005)<sup>51</sup> istraživali su APT model na indijskom tržištu kapitala. Rezultati njihovog istraživanja ukazuju da je APT model bolji u proceni očekivanih prinosa u odnosu na CAPM model i predlažu da se APT model koristi u predviđanju prinosa.

Daš i Rao (Dash & Rao, 2009)<sup>52</sup> u svom radu ispitivali su održivost CAPM i APT modela na uzorku od pedeset akcija, na indijskom tržištu, kako bi spoznali uticaj makroekonomskih varijabli na prinos hartija od vrednosti. Rezultati istraživanja pokazuju

<sup>51</sup> Dhankar, R.S. & Singh, R. (2005). Arbitrage Pricing Theory and the Capital Asset Pricing Model: Evidence from the Indian Stock Market. *Journal of Financial Management & Analysis*, 18(1), 14-27.

<sup>52</sup> Dash, M. & Rao, R. (2009). Asset Pricing Models in Indian capital markets. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1666925>

da APT nema značajno bolju objašnjavajuću moć nad modelom CAPM za tržišta kapitala u Indiji.

Nouin (Nguyen, 2010)<sup>53</sup> je u istraživanju primenio model APT za proučavanje kretanja cena akcija na Tajlandskoj berzi. Korišćeni su podaci za 67 akcija u periodu od januara 1987. do 1996. godine, pre finansijske azijske krize 1997-1998. godine. U studiji je istražena povezanost između prinosa akcija na Tajlandskoj berzi (mereno berzanskim indeksom) i nekoliko ekonomskih pokazatelja. Rezultati istraživanja nisu podržali CAPM model, ali je model APT predstavljao značajan alat za poslovanje Tajlandske berze. Nalazi potvrđuju da je cena akcija na tržištu kapitala u nastajanju u skladu sa inspiracijom APT modela i da se primenjeni model može koristiti od strane finansijskih stručnjaka u procesu kreiranja politike i na tržištima kapitala u nastajanju.

Nalazi ukazuju da većina istraživača daje podršku APT modelu u odnosu na CAPM model, jer je precizniji u predviđanju cena akcija. Međutim, postoji i radovi koji se sa takvim stavom ne slažu. S obzirom na to da model kapitalnog vrednovanja predstavlja standardni alat za procenu vrednosti akcija, sve više istraživača je modifikovalo pretpostavke standardnog modela CAPM i formiralo svoje verzije. APT model treba da bude efikasniji od CAPM modela, jer prevazilazi nedostatke prethodnog modela. Svakako da oba, analizirana, modela imaju važne uloge pri određivanju faktora rizika koji određuju budući povrat investiranih sredstava.

### 3.3. Hipoteza efikasnosti finansijskog tržišta – EMH

Hipoteza efikasnosti tržišta (Efficient Market Hypothesis – EMH) polazi od stava da je nemoguće predvideti buduće cene akcija na osnovu prethodnih informacija o cenama. Ona polazi od pretpostavke da cene hartija od vrednosti odražavaju sve dostupne informacije i fer vrednost, dok je prevelika nestabilnost na tržištu kapitala među ključnim kontradikcijama sa navedenim pretpostavkama. Finansijsko tržište je efikasno ukoliko ne ostavlja dugo vremena „novac na stolu”. Pre svega, apsolutna ili delimična, racionalnost učesnika na tržištu je od suštinske važnosti za njenu efikasnost. Međutim, nisu svi učesnici na tržištu racionalni, te se deo trgovine ne zasniva na racionalnim analizama. U svetu EMH, nema mogućnosti iskorišćavanja cenovne potcenjenosti ili precenjenosti imovine, jer se „nevidljiva ruka” tržišta kreće brže od bilo kog individualnog agenta. Drugim rečima, ova teorija ističe da je trgovina iracionalnih investitora na cene akcija zanemarljiva. Skriveno značenje teorije efikasnog tržišta, za investitore, jeste, da spekulacija mora biti igra sa gubitnikom. Stoga, hipoteza efikasnog tržišta, odnosno pasivna strategija, pobeđuje strategiju koja koristi aktivno upravljanje.

Hipoteza efikasnog tržišta je povezana sa pojmom slučajnog hoda koji podrazumeva seriju cena u kojima sve buduće promene u ceni predstavljaju odstupanje od prethodnih cena. Kako se broj informacija povećava i stepen efikasnosti će se povećavati. Usled brzog prilagođavanja cena novim informacijama investitori na efikasnom tržištu nemaju mogućnost da ostvare ekstraprofit. Ukoliko je EMH tačna, finansijsko tržište je u stalnoj ravnoteži. Zbog svoje važne implikacije, ova hipoteza predstavlja predmet rasprave u brojnoj literaturi.

<sup>53</sup> Nguyen, T.D. (2010). Arbitrage pricing theory: Evidence from an emerging stock market. DEPOCEN, Working paper Series No. 2010/03



### 3.3.1. Evolucija hipoteza efikasnosti finansijskog tržišta

Ideja o efikasnosti tržišta kapitala prvobitno se pojavila u XIX veku, ali je svoju akademsku zrelost dostigla 80-ih godina. Tome je najviše doprineo američki ekonomista Eugen Fama čiji su radovi postali klasika u oblasti efikasnosti tržišta. Fama (Fama, 1965)<sup>54</sup> je potvrdio slučajnost cena akcija i po prvi put definisao koncept „efikasnost tržišta”. U drugom radu razradio je koncept slučajnog hoda cena akcija i ukazao da tehnička analiza i fundamentalna analiza ne doprinose većem prinosu (riziku) u odnosu na očekivani prinos. Ideju o efikasnosti finansijskog tržišta prvi je opisao Samuelson (Samuelson 1965)<sup>55</sup> kada je istakao da je berza informaciono efikasna, dok cene akcija variraju slučajno. Samuelson je uložio napore prilikom razvijanja Teorije slučajnog hoda koja se koristi za testiranje efikasnosti tržišta kapitala na slabom nivou. Robertc (Roberts, 1967) je prvi uveo koncept „hipoteza efikasnosti tržišta” i izvršio podelu efikasnosti tržišta na slabu i jaku formu.<sup>56</sup> Fama (1970)<sup>57</sup> je proširio ovu podelu dodavši polu-jaku formu efikasnosti tržišta. On je zatim objavio ponovnu procenu efikasnog tržišta sa empirijskom bazom i distribuirao tržišnu efikasnost na tri nivoa na osnovu informacija: slab, polu-jak i jak oblik. U finansijskoj teoriji se sreću tri hipoteze efikasnosti finansijskog tržišta:

1. Hipoteza o slaboj formi efikasnosti tržišta
2. Hipoteza o srednje jakoj formi efikasnosti tržišta
3. Hipoteza o jakoj formi efikasnosti tržišta

Postavka slabe forme efikasnosti (*weak form*) finansijskih tržišta je da cene hartija od vrednosti u potpunosti odražavaju sve informacije. Ona dosledno podrazumeva da ne postoji veza između promena cena u prošlosti i promena cena u budućnosti, jer su cene već formirane na bazi tih prethodnih kretanja u cenama. Ako tržište ispoljava efikasnost, tehnička analiza nema moć predviđanja cenovnih promena (Šoškić & Živković, 2006).<sup>58</sup> Međutim, ostaje pitanje da li sadašnje cene akcija u potpunosti odražavaju prethodne informacije? Ako postoji slaba forma tržišne efikasnosti, ne postoji korelacija između uzastopnih cena, tako da višak prinosa ne može da se postigne kroz proučavanje istorijskih cena. Od 1970. nadalje, istraživači su počeli da elaboriraju ovo pitanje. Formirane su dve škole mišljenja. S jedne strane, zagovornici hipoteze efikasnosti tržišta tvrde da su finansijska tržišta savršeno sposobna da objedinjuju informacije i da su investitori racionalni. S druge strane, neki istraživači analiziraju psihologiju ponašanja investitora i veruju da investitori nisu u stanju da deluju racionalno u svakom trenutku i da finansijsko tržište stoga nije efikasno. Finansijska kriza u SAD probudila je ponovno interesovanje za rešavanje ovog pitanja.

Hipoteza o srednje jakoj formi (*semi-strong form*) efikasnosti tržišta pretpostavlja da cene hartija od vrednosti odražavaju, pored informacija o proteklim događajima, i sve javno dostupne informacije. One se odnose na rezultate poslovanja preduzeća, razvojne ciljeve i strategije, poslovne planove, računovodstvene izveštaje, promene računovodstvene politike, visinu prihoda, najave akvizicija, isplate dividendi i sl.. Hipoteza o polu-jakoj formi efikasnosti tržišta predstavlja prilično realnu sliku stanja na tržištu. Istraživanje

<sup>54</sup> Fama, E.F. (1965). The behavior of stock-market prices. *The Journal of Business*, 38 (1), 34-105.

<sup>55</sup> Samuelson, P. A. (1965). Rational theory of warrant pricing. *IMR; Industrial Management Review*, 6(2), 13-31.

<sup>56</sup> Roberts, H.V. (1967). Statistical versus clinical prediction of the stock market. Unpublished manuscript. Center for Research in Security Prices, University of Chicago.

<sup>57</sup> Fama, E.F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, 25, 383–417.

<sup>58</sup> Šoškić, D. & Živković, B. (2006). Finansijska tržišta i institucije, Beograd, Centar za izdavačku delatnost Ekonomskog fakulteta (str. 103).

javnih informacija ne može dati višak prinosa, odnosno fundamentalna analiza – sistematskog proučavanja preduzeća, sektora i celokupne privrede – ne može da proizvede više prinosa nego što su opravdani rizicima. Analiza finansijskih izveštaja, političkih, ekonomskih i makroekonomskih događaja, zapravo, predstavlja gubljenje vremena, jer su cene formirane na bazi tih informacija. Cene akcija reflektuju skoro sve javno dostupne informacije. Samo insajderske informacije mogu stvoriti uslove za ostvarivanje ekstraprofita.

Hipoteza o jakoj formi (*strong form*) efikasnosti tržišta polazi od konstatacije da cene akcija u potpunosti reflektuju sve raspoložive informacije, javne i poverljive. Drugim rečima, ako finansijsko tržište ispoljava jaku formu efikasnosti cene odmah ili u kratkom roku, reaguju na sve raspoložive informacije. Može se oceniti da je hipoteza o jakoj formi efikasnosti predstavljala jednu idealizovanu sliku poslovanja finansijskih tržišta. Međutim praksa osporava mogućnost da finansijska tržišta funkcionišu na nivou jake forme efikasnosti, jer je uz pomoć poverljivih informacija moguće ostvariti abnormalno visoke stope prinosa. Jaka forma efikasnosti tržišta podrazumeva da višak prinosa ne može da se postigne čak ni trgovanjem sa insajderskim informacijama. Ovo je jednostavno teoretski objasniti, ali teško primeniti u praksi.

Dinamika tržišta kapitala zahteva intenzivno istraživanje efikasnosti finansijskih tržišta. Sa razvojem tržišta kapitala menja se značaj i empirijska validnost teorije efikasnosti tržišta kapitala. Postavljalo se pitanje, zašto špekulanti sprovode istraživanje i procenjuju izgled kompanija ukoliko je trgovina informacijama neprofitabilna?

Zajednički imenitelj brojnih formulacija hipoteze efikasnog finansijskog tržišta je ideja da investitor ne može „pobediti” tržište na duge staze. Mnogobrojni radovi su testirali glavne postulate EMH koristeći test serijske nezavisnosti promena cena akcija. Uočeno je da cene slede obrazac slučajnog hoda, odnosno da današnje promene cene akcija nemaju uticaj na sutrašnje cene akcija.

U savremenim finansijama teorija efikasnosti tržišta ostaje predmet dalje rasprave. Sa jedne strane EMH savršeno opisuje uslove trgovanja na modernim berzama, jer je protok informacija i izvršenje trgovine brže nego ikada. Sa druge strane, postoje određeni obrasci u cenama akcija, koje EMH nije objasnila. Poslednjih decenija XX veka, mnoga istraživanja EMH zaključila su postojanje neefikasnosti, tzv. paradoks efikasnosti tržišta. Brojni istraživači ističu da tržište ne može da bude efikasno, jer postoji cena informacija. Povraćaj investicija mora biti dakle veći od troškova informacija, u suprotnim, sklonost ka investiranju će nestati. Originalna intuicija EMH ostaje da je izuzetno teško ostvariti višak prinosa na konkurentnom tržištu, dok aktuelni istraživači ne negiraju postojanje mogućnosti zarade. Iako je opozicija EMH postala jača i smanjila popularnost, veći broj studija dokazuje ispravnost teorije efikasnosti tržišta i njena ideja je ostala relevantna u modernim finansijama. Ang i saradnici (Ang, Goetzmann & Schaefer, 2011)<sup>59</sup> u svom radu ističu da je u izvesnoj meri, teorijska logika EMH, artikulisana od strane Regnault, Cowles, Fama, Samuelson i Mandelbort ubedljiva i korisna kao sredstvo za razvoj cenovnih modela aktive te je postala intelektualna paradigma za generacije naučnika.

<sup>59</sup> Ang A., Goetzmann, W. & Schaefer, S. (2011). Review of the Efficient Market Theory and Evidence: Implications for Active Investment Management. *Foundations and Trends in Finance*, 5(3), 157-242.

Cvetković (2007)<sup>60</sup> je svojim istraživanjem na berzi u Srbiji dokazala da berza ne prati kretanje slučajnog hoda i da su promene u cenama akcija predvidljive. Posledica takvih rezultata je da srpska berza nema slabu formu efikasnosti tržišta kapitala.

Ivanov, Lomeov & Bogdanova (2012)<sup>61</sup> vršili su ispitivanje tržišne efikasnosti za sedam istočnoevropskih tržišta kapitala na osnovu glavnih berzanskih indeksa (BELEX15, BET, CROBEX, ISE100, PFTS, RTSI, SOFIX). Nalazi ukazuju da postoje čvrsti dokazi za odstupanje od tržišne efikasnosti na istočnoevropskim berzama.

Na osnovu svega navedenog može se zaključiti da hipoteza efikasnosti tržišta može biti samo početna tačka za određivanje ponašanja na finansijskom tržištu u regionu.

### 3.3.2. Anomalije finansijskog tržišta

Istraživanja sprovedena poslednjih decenija ukazala su na određene nedostatke u ispoljenoj efikasnosti tržišta. Odstupanja od efikasnosti finansijskih tržišta u literaturi se nazivaju anomalijama. Prisustvo kalendara anomalija je intenzivno dokumentovano u poslednje dve decenije na finansijskom tržištu. Kad god je ponašanje na berzi odstupalo od teorijskog stava, takvo odstupanje imenovano je kao anomalija. U obimnoj naučnoj literaturi su dokumentovane kalendarske anomalije koje izazivaju slabu formu efikasnosti tržišta kapitala. Potpun spisak berzanskih anomalija, koje su takođe dokaz tržišnih neefikasnosti, teško je sačiniti. U nastavku rada navedene su samo neke od anomalija (sa odgovarajućim nazivima u literaturi).

#### Januarski efekat

Prevelika nestabilnost, kao što je ranije pomenuto, je među ključnim kontradikcijama sa hipotezom efikasnosti tržišta. Januarski efekat označava više prosečne povrate u prvom mesecu godine u odnosu na ostale mesece u toku godine. Pretpostavka je da do toga dolazi kada investitori zatvaraju neprofitabilne pozicije na kraju godine kako bi smanjili poresko opterećenje, dok se suprotno dešava početkom godine kada investitori koriste svoj novac za otvaranje novih pozicija u akcije. Međutim, ova pretpostavka ne objašnjava zašto investitori koji su oslobođeni od poreza na dohodak ne iskoriste priliku da kupe više akcija na kraju godine. Pitanje koje ostaje, takođe, bez odgovora, zašto se januarski efekat javlja i kod akcije koja nisu beležile pad cena. Treće pitanje, na koje ne postoji validan odgovor je, zašto se januarski efekat javlja više kod akcija malih nego kod akcija velikih preduzeća. Odsustvo odgovora na ova i neka druga pitanja odražava januarski efekat kao ozbiljnu anomaliju u efikasnom funkcionisanju finansijskog tržišta.

#### Dan u nedelji (efekat praznika i efekat vikenda)

Još jedna anomalija koja je uočeno na berzama je da cene akcija rastu praznikom i petkom, a padaju ponedeljkom. Veliki broj istraživača je dokumentovao da distribucija prinosa akcija zavisi, upravo, od dana u nedelji. Smatra se da psihološki faktori stoje iza anomalija. Rezultati su ukazali da su ponedeljkom prosečne stope prinosa niže u odnosu na petak. Zanimljivo, da su istraživači uočili da neke berze, u Australiji i Aziji, beleže najmanje prinose utorkom (Condoyanni, O'Hanlon & Ward, 1987<sup>62</sup>; Aggarwal & Rivoli, 1989<sup>63</sup>;

<sup>60</sup> Cvetković, T. (2007). The market efficiency of the stock market in Serbia. [Dissertation (University of Nottingham only)] (Unpublished)

<sup>61</sup> Ivanov, I., Lomeov, B. & Bogdanova, B. (2012). Investigation of the market efficiency of emerging stock markets in the East-European region. *International Journal of Applied Operational Research*, 2 (2), 13-24.

<sup>62</sup> Condoyanni L., O'Hanlon, J. & Ward, C. (1987). Day of the week effects on stock returns: International evidence. *Journal of Business, Finance & Accounting*, 14(2), 159-174.

Solnik & Bousquet, 1990<sup>64</sup>). Tačnije, efekat dana u nedelji karakterišu niži prinosi početkom radne nedelje u odnosu na kraj radne nedelje.

#### Prekomerna reakcija i naglašena nestabilnost cena

Iracionalno ponašanje na finansijskom tržištu može dovesti do kratkoročnih razlika u cenama akcija. Istraživači tvrde da je „psihologija krda” uobičajena među ljudima, pa i među investitorima. Uopšteno, iracionalno ponašanje nudi mnoge izazove hipotezi efikasnosti tržišta, jer dovodi u pitanje sposobnost investitora da napravi ispravan sud prilikom investiranja u hartije od vrednosti. Ne postoji generalni konsenzus kojim se testovima meri rizik efikasnosti tržišta, što vodi do dvosmislenog statusa ove teorije u savremenim finansijama. Prekomerna reakcija i kasnije vraćanje na ravnotežni nivo u finansijskoj literaturi se naziva tržišni prebačaj (market overshooting).<sup>65</sup> Obe karakteristike nisu saglasne sa postulatima teorije efikasnosti finansijskog tržišta.

#### Efekat malih firmi

Fama i Frenč (Fama & French, 1988)<sup>66</sup> su ukazali da ulaganje u hartije od vrednosti, akcije, malih preduzeća daje veće prinose od investiranja u veća preduzeća. Oni su zaključili da ovakav rezultat ne diskredituje teoriju efikasnosti tržišta – EMH, već je rezultat pogrešne pretpostavke modela kapitalnog vrednovanja – CAPM. Ovakvo shvatanje polazi od stava da manje kompanije imaju mnogo veće mogućnosti za napredak, prinos, u odnosu na velike kompanije.

#### Reverzibilni prinosi

Istraživanja promena cena akcija nakon ključnih najava (usitnjavanje akcija, najava o spajanju, najave o isplati dividende, najave o promeni računovodstvene politike i sl.) se često nazivaju „istraživanja događaja”. Na dan saopštenja, cena akcija bi skočila ili pala na novu suštinsku vrednost i ostaje konstantna za najmanje mesec dana. Uočena je izvesna pravilnost u kretanju cena u smislu da akcije čiji su prinosi bili slabiji u prethodnom periodu beleže češće nadprosečne prinose u budućem periodu, i obrnuto. Zbog svoje relativne predvidivosti, pravilnosti u kretanju prinosa, tzv. reverzibilni prinosi, ukazuju da ne postoji kompatibilnost sa teorijom efikasnosti finansijskih tržišta.

#### Efekat indeksa

Efekat indeksa znači da promene u pogledu objavljivanja korpe (sastava) berzanskog indeksa utiču na tražnju za takvim akcijama. Informacija o ulasku određenih akcija u korpu berzanskih indeksa doprinosi rastu tražnje za tim akcijama. Sa druge strane isključenje određene akcije iz berzanskog indeksa beleži negativan uticaj na te akcije u pogledu tražnje, a zatim i cena.

Kao što je u svom radu zaključio Šarma (Sharma, 2014)<sup>67</sup> učesnik na finansijskom tržištu ne može biti uvek racionalan. te će takvo ponašanje stvoriti anomalije koje odstupaju od

<sup>63</sup> Aggarwal, R. & Rivoli, P. (1989). Seasonal and day-of-the-week effects in four emerging stock markets. *Financial Review* 24(4), 541-550.

<sup>64</sup> Solnik, B. & Bousquet, L. (1990). Day-of-the-week effect on the Paris Bourse. *Journal of Banking and Finance* 14(2-3), 461-468.

<sup>65</sup> Šoškić, D. & Živković, B. (2006). Finansijska tržišta i institucije. Centar za izdavačku delatnost Ekonomskog fakulteta, Beograd.

<sup>66</sup> Fama, E. & French, K. (1988). Permanent and temporary components of stock prices. *Journal of Political Economy*, 96(2), 246-273.

<sup>67</sup> Sharma, A.K. (2014). Stock Market Anomalies: A Challenge to Efficient Market Hypothesis. *International Journal of Trends in Finance*, 3(5), 221-230.

tržišne efikasnosti. Ove anomalije se mogu pojaviti i nestati tokom vremena, ali je najverovatnije da će u više navrata osporiti berzansku efikasnost.

Na osnovu svega navedenog jasno je da neka tržišta karakteriše viši, a neka niži stepen efikasnosti, kao i postojanje anomalija.

### 3.3.3. Alternativni teorijski okvir EMH

Debata o efikasnosti finansijskih tržišta sve do danas nije rešena. Različiti statistički pristupi su razvijeni da se pozabave pitanjem efikasnosti tržišta. Međutim, i dalje postoji nedostatak sveobuhvatnog okvira koji bi mogao da opiše način ponašanja efikasnog finansijskog tržišta. Svestan ove činjenice i problema, Lou (Lo, 2004, 2005) je nastojao da pomiri mišljenja oba kraja spektra efikasnosti kada je formulisao hipotezu prilagodljivih tržišta (*Adaptive markets hypothesis* – AMH).

Lo (2004)<sup>68</sup> koristi izraz „ograničena racionalnost” (termin je prvi upotrebio ekonomista Herbert Simon) da izrazi činjenicu da su pojedinci omeđeni u njihovom stepenu racionalnosti i prave sopstvene izbore koji ne moraju biti optimalni. Primarne komponente AMH teorije su:

- pojedinci deluju u sopstvenom interesu
- pojedinci prave greške
- pojedinci uče i prilagođavaju se
- konkurencija pokreće prilagođavanje i inovacije
- prirodna selekcija oblikuje tržišnu prirodu
- evolucija određuje tržišnu dinamiku.<sup>69</sup>

Uprkos svom potencijalu, hipoteza prilagodljivih tržišta (AMH) nije zamenila hipotezu efikasnih tržišta (EMH). Polazeći od ograničene racionalnosti i satisfakcije, ona tvrdi da se mnoge predrasude nalaze u finansijskom ponašanju koje prate određeni evolucionarni put, u kojim pojedinci pokušavaju da nauče i da se prilagode novim tržišnim uslovima. Ovaj proces učenja i adaptacije vođen je konkurencijom među investitorima i prirodna selekcija određuje tržišnu prirodu (ravnotežu). U trenutku kada određeni događaji pokreću proces konkurencije i prirodne selekcije tržište postaje privremeno manje efikasno.

Sve navedeno predstavlja izazov istraživačima za pronalaženje empirijskih dokaza koji će objasniti ponašanje na berzi te na taj način pomoći potencijalnim investitorima prilikom donošenja odluka o investiranju na tržištu kapitala.

### 3.3.4. Empirijska analiza EMH na berzama u regionu (tržišne anomalije)

U narednom delu testirana je osetljivost berzi u regionu na efekte dana u nedelji (efekat vikenda) i efekat meseca (januarski efekat) poznatije kao anomalije tržišta kapitala. T- test je korišćen kako bi se ukazalo na signifikantne razlike u prosečnim prinosima na berzi. Svrha ovog testiranja je da ukaže na različite efekte dana (meseca) trgovanja na berzi. Hipoteza efikasnosti tržišta ističe da su sukcesivne promene cena akcija tokom vremena slučajne. Postojanje kalendarskih anomalija na tržištu kapitala u regionu predstavljalo bi

<sup>68</sup> Lo, A.W. (2004). The adaptive markets hypothesis: Market efficiency from an evolutionary perspective. *Journal of Portfolio Management*, 30(5), 15-29.

<sup>69</sup> Lo, A.W. (2005). Reconciling efficient markets with behavioral finance: The adaptive markets hypothesis. *Journal of Investment Consulting*, 7(2), 21-44. (31.strana)

još jedan dokaz neefikasnosti finansijskog tržišta, jer bi značilo da je povrat na berzi predvidljiv, odnosno da se cene kreću po sistematskom obrascu. Mnoge grupe kalendarskih anomalija su istražena na različitim berzama, ali manjka istraživanje na berzama Jugoistočne Evrope. Poseban značaj, ovog dela istraživanje, predstavlja ažuriranje postojeće literature iz ove problematike. Od posmatranih zemalja Rumunija, Bugarska i nedavno i Hrvatska pristupile su Evropskoj Uniji, dok Srbija ostaje kandidat za pridruživanje. Većina zemalja koje su pristupile Evropskoj Uniji kao članice su u obavezi da prate i primenjuju propise u skladu sa zapadnim tržištima kapitala što umanjuje ili otklanja prisustvo anomalija. Svakako da tržište kapitala ima značajnu ulogu za ekonomiju jedne zemlje i predstavlja stub razvoja ekonomije.

### **3.3.4.1. Efekat dana u nedelji**

Dok su kalendarske anomalije na razvijenim tržištima kapitala istražene intenzivno, berze u nastajanju su dobile manju pažnju. Stoga je cilj ovog segmenta istraživanja da doprinese postojećoj literaturi o efikasnosti tržišta i anomalijama.

Bildik (Bildik, 1999)<sup>70</sup> je istraživao prinose na Istanbulskoj berzi, koristeći dnevne vrednosti berzanskog indeksa od 1988. do 1999. godine i utvrdio da su ponedeljkom zabeleženi najniži prinosi i najveća nestabilnost u toku nedelje.

Muhamed i Rahman (Muhamed & Rahman, 2010)<sup>71</sup> istraživali su elemente efikasnosti finansijskog tržišta i tržišne anomalije. U istraživanju je ispitano da li efekat dana u nedelji zaista postoji u Maleziji i da li postoje razlike u odnosu na efekat koji se javljaju u periodu između neposredne finansijske krize (1999-2002) i četiri godine nakon finansijske krize (2003-2006), koristeći dnevne podatke u periodu od 04.01.1999. do 29.12.2006. godine, što je ukupno 2085 posmatranja. Istraživači su zaključili da je efekat vikenda ili dana u nedelji bio prisutan na tržištu kapitala u Maleziji.

Ovaj deo istraživanja obuhvata analizu kalendarskih anomalija sprovedenih za devet berzanskih indeksa koji reprezentuju predstavnike tržišta kapitala u zemljama u regionu (Srbija – BELEXline i BELEX15, Bosna i Hercegovina – BIRS i SASX-10, Bugarska – SOFIX, Crna Gora – MONEX, Hrvatska – CROBEX, Makedonija – MBI10 i Rumunija – BET). Izvori podataka za dnevne cene akcija (berzanske indekse) predstavljaju zvanične internet stranice berzi u regionu. Podaci dnevnih promena berzanskih indeksa odnose se za period od 01.01.2008. godine do 31.12.2014. godine. Dobijeni rezultati su zavisni od karakteristika tržišta kapitala (zrelosti, veličine, stepena integracija, organizacione strukture i sl.). Dnevni povrat na berzanske indekse dobija se putem sledeće formule:

$$r_t = \ln \left( \frac{Pn_t}{Pn_{t-1}} \right) \times 100 \quad (6)$$

Gde je:

$Pn_t$  – prinos u vremenu  $t$

$Pn_{t-1}$  – prinos u vremenu  $t-1$

<sup>70</sup> Bildik, R. (1999). Calendar Effect in Istanbul Stock Market. *Journal of Financial Economic*, 75(2), 283-317.

<sup>71</sup> Muhamed, N.M.N. & Rahman, N.M.N.A. (2010). Efficient market hypothesis and market anomaly: Evidence from day-of-the week effect of Malaysian exchange. *International Journal of Economics and Finance*, 2(2), 35-42.

Sledeći korak, nakon sprovedene analize proćesnih prinosa na berzama u region, je testiranje vrednosti prosećnih dnevnih prinosa za sve dane u nedelji, kako bi ispitali da li su statistiĉki razliĉiti od nule ili ne. Da bi testirali ovu hipotezu neophodno je koristiti T-test, koji se raćuna primenom sledeće formule:

$$t = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \quad (7)$$

Gde je:

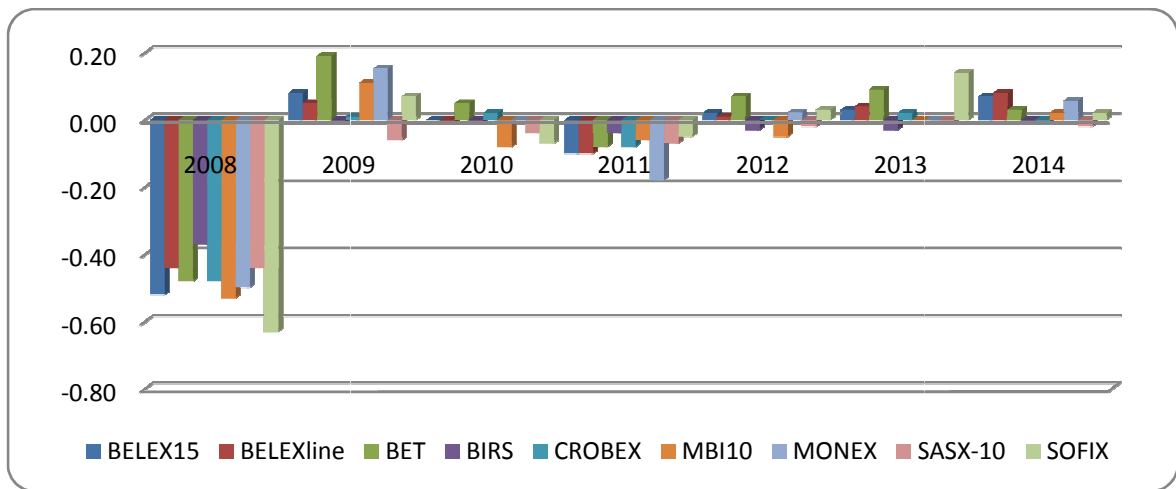
$\bar{x}$  – prosećan dnevni prinos

$\mu$  - hipotetiĉka vrednost koja je jednaka nuli

n – broj opservacija svaki dan u nedelji

$\sigma$ - standardna devijacija

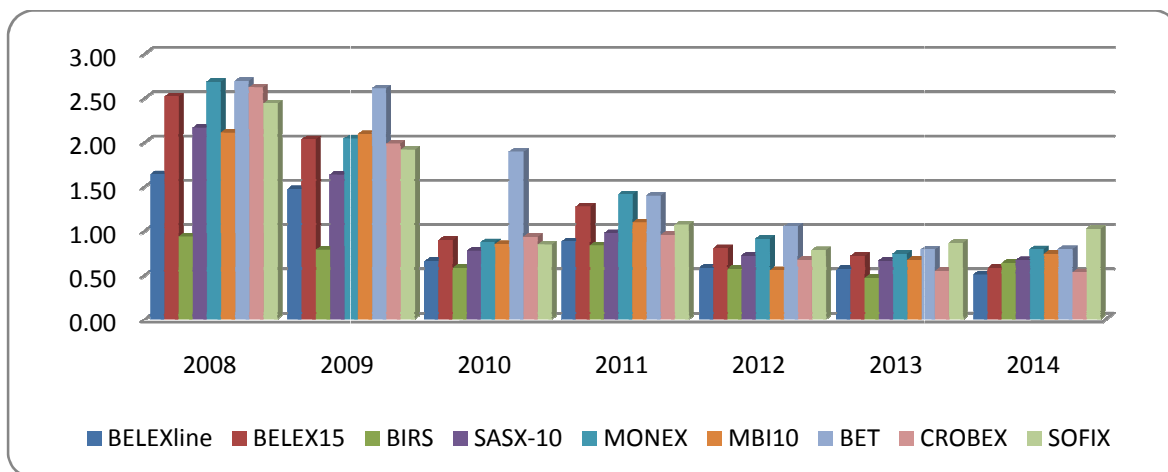
$\sigma/\sqrt{n}$  – standardna greška



Grafikon 7: Prosećni dnevni prinosi berzanskih indeksa u regionu za period od 2008. do 2014. godine<sup>72</sup>

Na grafikonu 7 prikazani su dnevni prinosi berzanskih indeksa za zemlje u regionu u periodu od 2008. do 2014. godine. Najveća nestabilnost dnevnih prinosa u zemljama u regionu uoćava se u 2008. godine, kada su sve posmatrane berze zabeležile prosećnu negativnu stopu prinosa. Sve berze pokazuju jasnu tendenciju da obnove standardni model ponašanja tokom 2009. i 2010. godine. Nasuprot tome, 2011. godina donosi novi talas nestabilnosti za sve berze, jer se kriza suverenog duga u evrozoni proširila tokom druge polovine 2011. godine.

<sup>72</sup> Autor na osnovu dnevnih prinosa berzanskih indeksa u regionu



Grafikon 8: Standardna devijacija prinosa berzanskih indeksa u regionu za period od 2008. do 2014. godine<sup>73</sup>

Na grafikonu 8 prikazane su standardne devijacije prinosa berzanskih indeksa u regionu. Na osnovu grafičkog prikaza, evidentno je da je najviša standardna devijacija zabeležena, na svim berzama u regionu, tokom 2008. i 2009. godine, a od 2012. godine efekat standardne devijacije je ublažen.

Glavni cilj daljeg istraživanja jeste da se ispita efekat dana u nedelji na berzama u regionu u periodu od 2008. do 2014. godine, s tim da će se posmatrati podperiodi, krizni period od 2008. do 2011. godine i posle-krizni period od 2012. do 2014. godine. Odnosno, osim celokupnog perioda, posmatraće se efekat dana u nedelji tokom kriznog perioda i nakon kriznog perioda. Poduzorak analize daje različite rezultate zbog povećanja stepena zrelosti tržišta kapitala, finansijske krize, pristupanja Evropskoj uniji i drugih bitnih događaja za finansijska tržišta u regionu. Istraživanje nastoji da odgovori na pitanje: da li su srednje vrednosti povrata berzanskih indeksa na određeni dan značajno veće ili manje od prinosa ostalih dana u nedelji?

Hipoteza u slučaju efekta dana u nedelji je sledeća:

$$H_0 = \mu_1 = \mu_2$$

$$H_1 = \mu_1 \neq \mu_2$$

$\mu_1$  – prosečan prinos berzanskog indeksa na određeni dan u %

$\mu_2$  – prosečan prinos berzanskog indeksa preostalih dana u nedelji u %

Rezultati sprovedenog istraživanja predstavljeni su u narednim tabelama korišćenjem statističkih mera: srednja vrednost, standardne devijacije, T-testa i p-vrednosti. Srednja vrednost ukazuje na centralnu tendenciju prinosa na berzi, prikazano u %. Standardna devijacija, predstavlja indikator rizika i ukazuje na statističku disperziju oko srednje vrednosti. T-test je korišćen za testiranje statistički signifikantnih razlika u srednjim vrednostima prinosa i prinosa na određeni dan. P-vrednost ukazuje da li se hipoteza,  $H_0$  prihvata ili odbija, vrednosti  $p < 0,05$  odbijaju nultu hipotezu i prihvataju alternativnu hipotezu. Pitanje koje se u ovom delu nameće, a neophodno za dalje istraživanje kroz rad, jeste: da li postoji osetljivost tržištima kapitala u regionu na efekte dana u nedelji?

<sup>73</sup> Kalkulacija i prikaz autora



**Srbija**

Istraživanje je sprovedeno na Beogradskoj berzi za dva berzanska indeksa (BELEX15 i BELEXline), koristeći dnevne povrate indeksa u periodu od januara 2008. godine do decembra 2014. godine. Broj opservacija u posmatranom periodu iznosi 1767 dana (radnih dana) trgovanja na Beogradskoj berzi.

Tabela 10: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks BELEX15 u periodu 2008-2011. godine<sup>74</sup>

Dan u nedelji	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.	H0
Ponedeljak	197	-.1788	2.06266	-.342	.733	Prihvata
Ostali dani	815	-.1285	1.74264			
Utorak	205	-.3400	1.98085	-1.829	.069	Prihvata
Ostali dani	807	-.0870	1.75953			
Sreda	206	-.1043	1.71525	.356	.722	Prihvata
Ostali dani	806	-.1469	1.83236			
Četvrtak	206	-.0225	1.65970	1.256	.210	Prihvata
Ostali dani	806	-.1678	1.84428			
Petak	198	-.0447	1.57825	1.037	.301	Prihvata
Ostali dani	814	-.1610	1.86025			

Na osnovu rezultata prikazanih u tabeli 10, evidentno je da u periodu od 2008. do 2011. godine, odnosno kriznom periodu, ne postoji značajan efekat dana u nedelji za posmatrani berzanski indeks-BELEX15, te se potvrđuje nulta hipoteza da je prosečan dnevni prinos jednak prinosima ostalih dana u nedelji, jer je p-vrednost veća od 0,05 za sve dane u nedelji.

Tabela 11: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks BELEX15 u periodu 2012-2014. godine<sup>75</sup>

Dan u nedelji	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.	H0
Ponedeljak	149	-.0562	.80731	-1.826	.070	Prihvata
Ostali dani	606	.0646	.67397			
Utorak	152	.0128	.71858	-.600	.549	Prihvata
Ostali dani	603	.0478	.69991			
Sreda	152	-.0234	.65793	-1.505	.134	Prihvata
Ostali dani	603	.0569	.71397			
Četvrtak	152	.1220	.63347	1.979	.050	Odbija
Ostali dani	603	.0203	.71895			
Petak	150	.1480	.67436	2.432	.016	Odbija
Ostali dani	605	.0141	.70840			

Prema prikazanim rezultatima u tabeli 11, evidentno je prisustvo pozitivnog efekta četvrtkom i petkom, te se može odbaciti nulta hipoteza. Ovaj period ispitivanja ukazuje na različite rezultate u odnosu na krizni period što se može pripisati efektima finansijske krize, te da je nestabilnost i nesigurnost iznedrila kalendarske anomalije na berzi.

<sup>74</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

<sup>75</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

Tabela 12: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks BELEX15 u periodu 2008-2014. godine<sup>76</sup>

Dan u nedelji	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.	H0
Ponedeljak	346	-.1260	1.64328	-.904	.367	Prihvata
Ostali dani	1421	-.0461	1.39408			
Utorak	357	-.1898	1.58050	-1.918	.056	Prihvata
Ostali dani	1410	-.0294	1.40881			
Sreda	358	-.0700	1.36898	-.142	.887	Prihvata
Ostali dani	1409	-.0597	1.46552			
Četvrtak	358	.0388	1.32537	1.801	.073	Prihvata
Ostali dani	1409	-.0873	1.47456			
Petak	348	.0384	1.27221	1.828	.068	Prihvata
Ostali dani	1419	-.0863	1.48503			

Na osnovu sprovedenog istraživanja kalendarskih anomalija u periodu od 2008. do 2014. godine, prikazanog u tabeli 12, evidentno je nepostojanje tradicionalnog efekta ponedeljkom. Dobijeni nalazi za berzanski indeks BELEX15 ukazuju da efekti na berzi nisu stabilni tokom perioda istraživanja. Pozitivni efekti su zabeleženi za posle krizni period, jedan period, dok krizni period i celokupan period ispitivanja ne beleže prinose berze signifikantno različite u odnosu na prosečne prinose ostalih dana. Standardna devijacija meri disperziju mogućih stopa prinosa oko očekivane stope. Najveća nestabilnost prisutna je ponedeljkom (1,64328), a najniža petkom (1,27221), odnosno viša je prvih radnih dana u nedelji, u odnosu na poslednje radne dane u nedelji. Prosečan prinos ponedeljkom niži je nego petkom, dok negativan je prinos utorkom izazvan, najverovatnije, negativnim prinosom prethodnog dana. Četvrtkom i petkom prosečni povrat na berzanski indeks Beogradske berze je bio pozitivan, 0,0388 i 0,0384, respektivno. Uočeno je da je u kriznom periodu standardna devijacija znatno viša u odnosu na posle-krizni period, kao i da prosečni dnevni prinosi u posmatranom kriznom periodu za sve dane beleži negativan predznak.

Tabela 13: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks BELEXline u periodu 2008-2011. godine<sup>77</sup>

Dan u nedelji	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.	H0
Ponedeljak	197	-.1382	1.44132	-.133	.894	Prihvata
Ostali dani	815	-.1245	1.19103			
Utorak	205	-.2885	1.33934	-2.163	.032	Odbija
Ostali dani	807	-.0862	1.21470			
Sreda	206	-.1043	1.17020	.352	.725	Prihvata
Ostali dani	806	-.1330	1.26149			
Četvrtak	206	-.0419	1.12387	1.367	.173	Prihvata
Ostali dani	806	-.1489	1.27132			
Petak	198	-.0616	1.10676	1.037	.301	Prihvata
Ostali dani	814	-.1431	1.27398			

Na osnovu prikazanih efekata dana od nedelje za berzanski indeks BELEXline, u Tabeli 13, evidentno je da u periodu od 2008. do 2011. godine zabeležen negativan efekat utorkom. Na osnovu dobijenih nalaza može se odbaciti nulta hipoteza za efekat dana u nedelji, za berzanski indeks BELEXline.

<sup>76</sup> Kalkulacija autora, SPSS autput<sup>77</sup> Kalkulacija autora, SPSS autput

Tabela 14: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks BELEXline u periodu 2012-2014. godine<sup>78</sup>

Dan u nedelji	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.	H0
Ponedeljak	149	-.0244	.60237	-1.742	.084	Prihvata
Ostali dani	606	.0616	.53781			
Utorak	152	-.0094	.55606	-1.499	.136	Prihvata
Ostali dani	603	.0582	.55034			
Sreda	152	.0054	.55379	-1.093	.276	Prihvata
Ostali dani	603	.0545	.55131			
Četvrtak	152	.1138	.53413	1.998	.042	Odbija
Ostali dani	603	.0272	.55523			
Petak	150	.1375	.49420	2.871	.005	Odbija
Ostali dani	605	.0216	.56318			

Iz tabele 14, evidentno je da, u periodu posmatranja od 2012. do 2014. godine, berzanski indeks BELEXline beleži pozitivne, statistički značajne, povrate četvrtkom i petkom, jer je p-vrednost niža od 0,05 i predznak uz koeficijent je pozitivan.

Tabela 15: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks BELEXline u periodu 2008-2014. godine<sup>79</sup>

Dan u nedelji	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.	H0
Ponedeljak	346	-.0892	1.15717	-.707	.480	Prihvata
Ostali dani	1421	-.0452	.97204			
Utorak	357	-.1697	1.08544	-2.529	.012	Odbija
Ostali dani	1410	-.0244	.98922			
Sreda	358	-.0577	.95864	-.097	.922	Prihvata
Ostali dani	1409	-.0528	1.02391			
Četvrtak	358	.0242	.92299	2.005	.046	Odbija
Ostali dani	1409	-.0736	1.03125			
Petak	348	.0242	.90002	2.013	.045	Odbija
Ostali dani	1419	-.0729	1.03552			

Sagledavajući celokupan period istraživanja za efekte dana u nedelji na Beogradskoj berzi u tabeli 15, nalazi ukazuju da je negativan prosečan prinos (povrat) zabeležen utorkom, dok su pozitivni prosečni prinosi četvrtkom i petkom statistički signifikantno različiti u odnosu na prosečne prinose ostalih dana u nedelji. Tako dobijeni rezultati ukazuju da utorak beleži negativan efekat u kriznom periodu i celokupnom periodu ispitivanja, dok je pozitivan efekat karakterističan za period nakon krize i za celokupno analiziran period istraživanja. Uočena anomalija dana u nedelji, potvrđuje shvatanja da je negativan prosečan prinos prisutan početkom nedelje, dok je pozitivan prosečan prinos prisutan krajem radne nedelje. Iz svega navedenog može se zaključiti da su negativni i pozitivni efekti, mereni berzanskim indeksom BELEXline stabilni za vremenski opseg istraživanja. Jedno od mogućih objašnjenja za prisustvo efekata dana u nedelji je da većina negativnih ekonomskih vesti dolazi početkom nedelje i investitori pokušavaju tada da prodaju svoje investicije što rezultira negativnim prinosom. Upoređujući krizni i posle-krizni period na Beogradskoj berzi, uočeno je da je standardna devijacija znatno viša u kriznom periodu. Za

<sup>78</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

<sup>79</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

period istraživanja od 2008. do 2014. godine najveća nestabilnost na Beogradskoj berzi je zabeležena ponedeljkom.

### **Bosna i Hercegovina**

Sprovedeno empirijsko istraživanje na Sarajevskoj berzi, obuhvata 1750 opservacija odnosno dana trgovanja.

Tabela 16: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks SASX-10 u periodu 2008-2011. godine<sup>80</sup>

Dan u nedelji	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.	H0
Ponedeljak	196	-.2316	1.52424	-.896	.371	Prihvata
Ostali dani	808	-.1341	1.49091			
Utorak	199	-.2645	1.75140	-1.119	.265	Prihvata
Ostali dani	805	-.1256	1.42732			
Sreda	206	-.1641	1.42349	-.139	.889	Prihvata
Ostali dani	798	-.1503	1.51651			
Četvrtak	202	-.0126	1.49165	1.677	.095	Prihvata
Ostali dani	802	-.1886	1.49745			
Petak	201	-.0964	1.25898	.800	.425	Prihvata
Ostali dani	803	-.1674	1.55150			

Iz tabele 16, evidentno je da u analizi berzanskog indeksa SASX-10 ne postoji značajan efekat dana u nedelji za period od 2008. do 2011. godine.

Tabela 17: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks SASX-10 u periodu 2012-2014. godine<sup>81</sup>

Dan u nedelji	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.	H0
Ponedeljak	147	-.0310	.60888	-.431	.667	Prihvata
Ostali dani	599	-.0094	.69767			
Utorak	151	-.0505	.74135	-.766	.445	Prihvata
Ostali dani	595	-.0043	.66484			
Sreda	151	-.0187	.75571	-.102	.919	Prihvata
Ostali dani	595	-.0124	.66107			
Četvrtak	150	.0231	.61734	.915	.362	Prihvata
Ostali dani	596	-.0230	.69598			
Petak	147	.0090	.67085	.512	.609	Prihvata
Ostali dani	599	-.0193	.68360			

Rezultati prikazani u tabeli 17, ukazuju da nije pronađen efekat dana u nedelji, niti nakon kriznog perioda.

Tabela 18: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks SASX-10 u periodu 2008-2014. godine<sup>82</sup>

Dan u nedelji	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.	H0
Ponedeljak	343	-.1457	1.22182	-.980	.328	Prihvata
Ostali dani	1407	-.0810	1.21928			
Utorak	350	-.1722	1.40987	-1.302	.194	Prihvata

<sup>80</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

<sup>81</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

<sup>82</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

Ostali dani	1400	-.0741	1.16708			
Sreda	357	-.1026	1.18855	-.178	.859	Prihvata
Ostali dani	1393	-.0914	1.22797			
Četvrtak	352	.0026	1.19844	1.889	.060	Prihvata
Ostali dani	1398	-.1180	1.22423			
Petak	348	-.0518	1.05149	0.927	.354	Prihvata
Ostali dani	1402	-.1041	1.25810			

Prema podacima prikazanim u tabeli 18, najniži prosečan prinos zabeležen je ponedeljkom i utorkom, odnosno početkom nedelje u odnosu na poslednje dane u nedelji. Zanimljivo je da u posmatranom periodu zabeležen negativan prosečan povrat za sve dane trgovanja na berzi izuzev četvrtka. Najviša prosečna szopa prinosa zabeležen je četvrtkom i iznosi 0,0026%. Najveća nestabilnost, merena standardnom devijacijom, prisutna je na Sarajevskoj berzi utorkom i ponedeljkom (1,40987 i 1,22182), respektivno, a najniža nestabilnost zabeležena je petkom.

Na Sarajevskoj berzi uočeno je da su negativne prosečne vrednosti berzanskog indeksa SASX-10, kao i visoka standardna devijacija karakteristične za krizni period. Međutim, dobijeni nalazi kalendarskih anomalija, ukazuju da nije pronađen efekat dana u nedelji niti za podperiode, niti celokupan analiziran period istraživanja. Na osnovu predstavljenih rezultata istraživanja, evidentno je da je Sarajevska berza u posmatranom periodu razumno efikasna, odnosno da berzanske cene odražavaju sve dostupne informacije. Stoga ne postoji idealan tajming za ostvarivanje iznad prosečnih prinosa na ovoj berzi.

Sprovedeno empirijsko istraživanje na Banjalučkoj berzi, obuhvata 1741 opservacija, odnosno dana trgovanja.

Tabela 19: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks BIRS u periodu 2008-2011. godine<sup>83</sup>

Dan u nedelji	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.	H0
Ponedeljak	195	-.1789	.80566	-1.533	.127	Prihvata
Ostali dani	803	-.0904	.80445			
Utorak	203	-.1906	.88729	-1.672	.096	Prihvata
Ostali dani	795	-.0865	.78186			
Sreda	204	-.1000	.67714	.201	.841	Prihvata
Ostali dani	794	-.1096	.83512			
Četvrtak	201	-.0713	.81473	.794	.428	Prihvata
Ostali dani	797	-.1169	.80284			
Petak	195	.0044	.81939	2.374	.019	Odbija
Ostali dani	803	-.1349	.79967			

U tabeli 19 prikazani su rezultati istraživanja efekta dana u nedelji za berzanski indeks BIRS. U posmatranom kriznom periodu berzanski indeks BIRS beleži pozitivne efekte petkom. Na osnovu predstavljenih rezultata testa i p-vrednosti (tabela 19), odbacuje se nulta hipoteza, jer je prosečni prinos berzanskog indeksa petkom signifikantno veći u odnosu na ostale dane u nedelji. Dobijeni nalazi ukazuju investitorima koji je idealni tajming za ostvarivanje prinosa na berzi.

<sup>83</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

Tabela 20: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks BIRS u periodu 2012-2014. godine<sup>84</sup>

Dan u nedelji	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.	H0
Ponedeljak	150	-.0161	.49596	.305	.760	Prihvata
Ostali dani	593	-.0285	.57541			
Utorak	152	-.0480	.58439	-.581	.562	Prihvata
Ostali dani	591	-.0204	.55390			
Sreda	147	-.0978	.64831	-1.674	.096	Prihvata
Ostali dani	596	-.0083	.53510			
Četvrtak	148	.0005	.56311	.718	.474	Prihvata
Ostali dani	595	-.0327	.55948			
Petak	146	.0319	.49159	1.773	.078	Prihvata
Ostali dani	597	-.0402	.57496			

Period, nakon krize nije zabeležio značajne efekte dana u nedelji o čemu svedoče i dobijene p-vrednosti T-testa, koje su znatno više od kritične vrednosti 0,05 (tabela 20).

Tabela 21: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks BIRS u periodu 2008-2014. godine<sup>85</sup>

Dan u nedelji	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.	H0
Ponedeljak	345	-.1081	.69219	-1.181	.238	Prihvata
Ostali dani	1396	-.0641	.71658			
Utorak	355	-.1295	.77454	-1.733	.084	Prihvata
Ostali dani	1386	-.0583	.69442			
Sreda	351	-.0991	.66428	-.928	.354	Prihvata
Ostali dani	1390	-.0662	.72343			
Četvrtak	349	-.0408	.71881	1.041	.298	Prihvata
Ostali dani	1392	-.0809	.71011			
Petak	341	.0162	.69738	2.931	.004	Odbija
Ostali dani	1400	-.0945	.71388			

Na osnovu predstavljenih rezultata u tabeli 21, evidentno je da pozitivan efekat postoji petkom (tokom kriznog perioda i za celokupno analiziran period istraživanja), ali nije stabilan za sve vreme trajanja istraživanja. U toku kriznog perioda zabeležena je znatno viša standardna devijacija u odnosu na posle-krizni period. Zanimljiva je činjenica da je tokom kriznog perioda petkom zabeležen pozitivan prosečan prinos na posmatranoj berzi, dok ostali dani beleže negativne prosečne prinose. Najveća nestabilnost, merena standardnom devijacijom prisutna je na Banjalučkoj berzi utorkom i ponedeljkom i iznosi 0,77454 i 0,69219, respektivno. Na osnovu dobijenih nalaza, može se zaključiti da su efekti dana u nedelji prisutni (manji prosečan povrat ponedeljkom i utorkom u odnosu na petak) na Banjalučkoj berzi.

### **Bugarska**

Sprovedeno empirijsko istraživanje na Sofijskoj berzi, obuhvata 1734 opservacija, odnosno dana trgovanja.

<sup>84</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

<sup>85</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

Tabela 22: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks SOFIX u periodu 2008-2011. godine<sup>86</sup>

Dan u nedelji	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.	H0
Ponedeljak	193	-.3662	1.89620	-1.667	.097	Prihvata
Ostali dani	800	-.1387	1.77024			
Utorak	202	-.2869	1.80545	-1.028	.305	Prihvata
Ostali dani	791	-.1564	1.79462			
Sreda	204	-.0731	1.46340	1.348	.179	Prihvata
Ostali dani	789	-.2113	1.87301			
Četvrtak	201	-.1868	2.09056	-.032	.974	Prihvata
Ostali dani	792	-.1820	1.71561			
Petak	193	-.0030	1.66225	1.867	.063	Prihvata
Ostali dani	800	-.2264	1.82596			

Rezultati prikazani za krizni period, u tabeli 22, ukazuju da nije zabeležen efekat dana u nedelji. U periodu od 2008. do 2011. godine na Sofijskoj berzi zabeležen je negativan prosečan prinos berzanskog indeksa SOFIX za sve dane trgovanja, kao i visoka standardna devijacija. Nulta hipoteza se potvrđuje, jer ni u jedan dan u nedelji nije zabeležen značajno viši ili niži prinos u odnosu na prosečan prinos ostalih dana u nedelji.

Tabela 23: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks SOFIX u periodu 2012-2014. godine<sup>87</sup>

Dan u nedelji	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.	H0
Ponedeljak	144	.0394	.97340	-.419	.676	Prihvata
Ostali dani	596	.0734	.87406			
Utorak	150	-.0137	.90869	-1.361	.176	Prihvata
Ostali dani	590	.0873	.88943			
Sreda	151	.1413	.84360	1.363	.175	Prihvata
Ostali dani	589	.0477	.90576			
Četvrtak	150	.1047	.93315	.623	.534	Prihvata
Ostali dani	590	.0572	.88391			
Petak	145	.0606	.80382	-.115	.909	Prihvata
Ostali dani	595	.0683	.91485			

U periodu od 2012. do 2014. godine, takođe, nije zabeležen efekat dana u nedelji. Najviši prosečan prinos zabeležen je sredom, ali nije statistički signifikantan, odnosno p vrednost je veća od 0,05 i iznosi 0,175, te predstavlja uslov da se nedvosmisleno potvrdi nulta hipoteza (tabela 23).

Tabela 24: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks SOFIX u periodu 2008-2014. godine<sup>88</sup>

Dan u nedelji	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.	H0
Ponedeljak	337	-.1929	1.58059	-1.678	.094	Prihvata
Ostali dani	1397	-.0484	1.45955			
Utorak	353	-.1709	1.49304	-1.493	.136	Prihvata
Ostali dani	1381	-.0523	1.48186			
Sreda	355	.0181	1.24132	1.804	.072	Prihvata
Ostali dani	1379	-.1008	1.54034			

<sup>86</sup> Kalkulacija autora, SPSS output<sup>87</sup> Kalkulacija autora, SPSS output<sup>88</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

Četvrtak	351	-.0622	1.69969	.197	.844	Prihvata
Ostali dani	1383	-.0801	1.42536			
Petak	338	.0243	1.36062	1.691	.092	Prihvata
Ostali dani	1396	-.1008	1.51239			

Testiranja efekata dana u nedelji ukazuje da je niži prosečan prinos zabeležen početkom nedelje u odnosu na poslednje dane u nedelji. Najniži prosečan prinos zabeležen je ponedeljkom i utorkom i iznosi -0,1929 i -0,1709, respektivno (tabela 24). Najviši prosečan prinos prisutan je petkom i iznosi 0,0243. Najveća nestabilnost, merena standardnom devijacijom, prisutna je na Sofijskoj berzi ponedeljkom (1,58059) i četvrtkom (1,69969), a najmanja nestabilnost zabeležena je sredom (1,24132) i petkom (1,36062). Na osnovu sprovedenog empirijskog istraživanja može se zaključiti da efekti dana od nedelje nisu prisutni na Sofijskoj berzi, te se nulta hipoteza potvrđuje. Na osnovu predstavljenih rezultata istraživanja evidentno je da je bugarsko tržište kapitala u posmatranom periodu cenovno efikasno, odnosno da berzanske cene odražavaju sve dostupne informacije.

### Crna Gora

Sprovedeno empirijsko istraživanje na Montenegro berzi, obuhvata 1728 opservacija, odnosno dana trgovanja (posmatranih radnih dana).

Tabela 25: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks MONEX u periodu 2008-2011. godine<sup>89</sup>

Dan u nedelji	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.	H0
Ponedeljak	194	.0890	2.11358	1.809	.072	Prihvata
Ostali dani	793	-.1855	1.82741			
Utorak	199	-.2322	2.00000	-.889	.375	Prihvata
Ostali dani	788	-.1062	1.86052			
Sreda	201	-.4117	1.71906	-2.902	.004	Odbija
Ostali dani	786	-.0599	1.92467			
Četvrtak	199	-.2322	1.69258	-1.050	.295	Prihvata
Ostali dani	788	-.1062	1.93575			
Petak	194	.1446	1.85242	2.584	.010	Odbija
Ostali dani	793	-.1991	1.89299			

Prikazani rezultati u tabeli 25, ukazuju na statistički signifikantne razlike u prinosima na posmatranoj berzi na određeni dan, u odnosu na prosečne prinose ostalih dana. Tako je, najviši negativan, a statistički značajan, prinos zabeležen sredom, dok je najviši pozitivan prinos zabeležen petkom. Nulta hipoteza se za ove dane u periodu od 2008. do 2011. godine odbija.

Tabela 26: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks MONEXu periodu 2012-2014. godine<sup>90</sup>

Dan u nedelji	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.	H0
Ponedeljak	146	-.0517	.88755	-1.322	.188	Prihvata
Ostali dani	595	.0454	.79553			
Utorak	149	-.0397	.75048	-1.343	.181	Prihvata
Ostali dani	592	.0429	.82994			
Sreda	149	.0571	.80101	.588	.557	Prihvata

<sup>89</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

<sup>90</sup> Kalkulacija autora, SPSS output



Ostali dani	592	.0185	.81868			
Četvrtak	150	.0967	.77705	1.391	.166	Prihvata
Ostali dani	591	.0084	.82375			
Petak	147	.0676	.85236	.733	.465	Prihvata
Ostali dani	594	.0161	.80561			

U posle-kriznom periodu nije zabeležen efekat dana u nedelji na posmatranoj berzi. Smatra se da je visoka tržišna nestabilnost, koja je usledila u periodu finansijske krize, dovela do nestanka kalendarskih anomalija dana u nedelji (tabela 26).

Tabela 27: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks MONEX u periodu 2008-2014. godine<sup>91</sup>

Dan u nedelji	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.	H0
Ponedeljak	340	.0286	1.69856	1.2449	.213	Prihvata
Ostali dani	1388	-.0865	1.48020			
Utorak	348	-.1498	1.59115	-1.261	.208	Prihvata
Ostali dani	1380	-.0422	1.50869			
Sreda	350	-.2121	1.42109	-2.448	.015	Odbija
Ostali dani	1378	-.0262	1.54950			
Četvrtak	349	-.0908	1.38387	-.457	.648	Prihvata
Ostali dani	1379	-.0570	1.56007			
Petak	341	.1114	1.50376	2.682	.008	Odbija
Ostali dani	1387	-.1070	1.52862			

Analizirajući efekte dana u nedelji na Montenegro berzi, prikazanih u tabeli 27, evidentno je da pozitivan efekat postoji petkom, dok je negativan efekat prisutan sredom, ali nije stabilan za sve vreme trajanja istraživanja. Najveća nestabilnost, merena standardnom devijacijom, prisutna je na Montenegro berzi ponedeljkom i iznosi 1,69856.

### Hrvatska

Sprovedeno empirijsko istraživanja na Zagrebačkoj berzi, obuhvata 1747 opservacija, odnosno dana trgovanja.

Tabela 28: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks CROBEX u periodu 2008-2011. godine<sup>92</sup>

Dan u nedelji	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.	H0
Ponedeljak	199	-.3763	2.11060	-2.219	.028	Odbija
Ostali dani	800	-.0443	1.67734			
Utorak	204	-.0903	1.76686	.204	.838	Prihvata
Ostali dani	795	-.1156	1.77929			
Sreda	204	.0088	1.68764	1.269	.206	Prihvata
Ostali dani	795	-.1411	1.79761			
Četvrtak	198	-.0220	1.60836	.965	.336	Prihvata
Ostali dani	801	-.1323	1.81522			
Petak	194	-.0747	1.64959	.375	.708	Prihvata
Ostali dani	805	-.1191	1.80590			

<sup>91</sup> Kalkulacija autora, SPSS autput

<sup>92</sup> Kalkulacija autora, SPSS autput

Rezultati prikazani u tabeli 28, potvrđuju prisustvo anomalija na Zagrebačkoj berzi, odnosno pretpostavku da su prosečni prinosi ostvareni ponedeljkom u odnosu na ostale dane u posmatranom periodu negativni i statistički signifikantni. Zbog prisustva anomalija na berzi odbija se nulta hipoteza.

Tabela 29: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks CROBEX u periodu 2012-2014. godine<sup>93</sup>

Dan u nedelji	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.	H0
<i>Ponedeljak</i>	150	-.1597	.56028	-4.401	.000	<i>Odbija</i>
Ostali dani	597	.0416	.58437			
Utorak	150	-.0578	.55475	-1.629	.105	Prihvata
Ostali dani	597	.0160	.59168			
Sreda	149	.0348	.56661	.906	.367	Prihvata
Ostali dani	598	-.0072	.58946			
<i>Četvrtak</i>	148	.1011	.55246	2.743	.007	<i>Odbija</i>
Ostali dani	599	-.0235	.59040			
<i>Petak</i>	150	.0891	.64994	2.072	.040	<i>Odbija</i>
Ostali dani	597	-.0209	.56575			

U periodu nakon krize, na Zagrebačkoj berzi, uočen je negativan efekat ponedeljkom i pozitivan efekat četvrtkom i petkom. Uz nivo značajnosti ispod 5% nulta hipoteza se odbija za navedene dane u periodu od 2012. do 2014. godine, jer su prosečni prinosi ponedeljkom, četvrtkom i petkom, niži, odnosno, viši od prosečnih prinosa svih ostalih dana trgovanja na berzi (tabela 29).

Tabela 30: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks CROBEX u periodu 2008-2014. godine<sup>94</sup>

Dan u nedelji	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.	H0
<i>Ponedeljak</i>	349	-.2832	1.63721	-3.145	.002	<i>Odbija</i>
Ostali dani	1397	-.0076	1.32585			
Utorak	354	-.0766	1.38759	-.235	.814	Prihvata
Ostali dani	1392	-.0592	1.40049			
Sreda	353	.0198	1.33329	1.457	.146	Prihvata
Ostali dani	1393	-.0836	1.41301			
Četvrtak	346	.0307	1.26920	1.707	.089	Prihvata
Ostali dani	1400	-.0858	1.42692			
Petak	344	-.0033	1.31196	1.046	.296	Prihvata
Ostali dani	1402	-.0773	1.41777			

Prema podacima iz tabele 30, evidentno je da, u period od 2008. do 2014. godine, postoji negativan efekat ponedeljkom i stabilan je za sve periode posmatranja (tabele 28, 29 i 30). Dok su pozitivni efekti, zabeleženi četvrtkom i petkom uočeni samo u periodu od 2012. do 2014. godine, odnosno, nakon kriznog perioda. Analiza efekata dana od nedelje ukazuje da je najniži prosečan prinos zabeležen ponedeljkom i utorkom, odnosno početkom nedelje u odnosu na poslednje dane u nedelji. Najviši prosečan prinos zabeležen je četvrtkom i iznosi 0,0307. Najveća nestabilnost, merena standardnom devijacijom, prisutna je na Zagrebačkoj berzi ponedeljkom i iznosi 1,63721. Na osnovu sprovedenog empirijskog istraživanja može

<sup>93</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

<sup>94</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

se zaključiti da su efekti dana u nedelji prisutni (manji prosečan prinos ponedeljkom u odnosu na petak) na Zagrebačkoj berzi.

### **Makedonija**

Sprovedeno empirijsko istraživanje na Makedonskoj berzi, za period od 2008. do 2014. godine, obuhvata 1718 opservacija, odnosno dana trgovanja. Zanimljiva je činjenica, da je u posmatranom periodu zabeležena trgovina subotom, naime 21.11.2009. godine, 17.04.2010. godine i 27.11.2010. godine.

Tabela 31: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks MBI10 u periodu 2008-2011. godine<sup>95</sup>

Dan u nedelji	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.	H0
Ponedeljak	191	-.2820	1.66905	-1.464	.145	Prihvata
Ostali dani	787	-.1052	1.65026			
Utorak	198	-.1913	1.67971	-.541	.589	Prihvata
Ostali dani	780	-.1267	1.64897			
Sreda	200	-.0318	1.63104	1.177	.241	Prihvata
Ostali dani	778	-.1675	1.66047			
Četvrtak	197	-.1069	1.74718	.331	.741	Prihvata
Ostali dani	781	-.1481	1.63145			
Petak	192	-.0914	1.54250	.541	.589	Prihvata
Ostali dani	786	-.1516	1.68154			

Iz tabele 31 evidentno je da posmatrani, krizni, period nije zabeležio prisustvo kalendarskih anomalija na Makedonskoj berzi. Svi dani beleže negativan povrat berzanskog indeksa MBI10, kao i visoku standardnu devijaciju u periodu od 2008. do 2011. godine.

Tabela 32: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks MBI10 u periodu 2012-2014. godine<sup>96</sup>

Dan u nedelji	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.	H0
Ponedeljak	143	-.0664	.65598	-1.289	.199	Prihvata
Ostali dani	593	.0043	.65781			
Utorak	151	-.1445	.62734	-3.328	.001	Odbija
Ostali dani	585	.0254	.66124			
Sreda	148	.0049	.66534	.328	.743	Prihvata
Ostali dani	588	-.0131	.65616			
Četvrtak	148	.0667	.64976	1.784	.076	Prihvata
Ostali dani	588	-.0286	.65872			
Petak	146	.0943	.66898	2.337	.021	Odbija
Ostali dani	590	-.0351	.65279			

Dobijeni rezultati za period nakon krize, prikazani u tabeli 32, ukazuju na prisustvo efekta dana od nedelje, naime, utorkom i petkom. Utorkom se beleže negativni prinosi, dok se petkom beleže pozitivni prinosi. Dobijeni nalazi potvrđuju prisustvo kalendarskih anomalija nakon kriznog perioda.

<sup>95</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

<sup>96</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

Tabela 33: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks MBI10 u periodu 2008-2014. godine<sup>97</sup>

Dan u nedelji	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.	H0
Ponedeljak	334	-.1897	1.33580	-1.801	.073	Prihvata
Ostali dani	1381	-.0581	1.31899			
Utorak	349	-.1710	1.32942	-1.541	.124	Prihvata
Ostali dani	1366	-.0614	1.32081			
Sreda	349	-.0158	1.30715	1.217	.224	Prihvata
Ostali dani	1366	-.1010	1.32683			
Četvrtak	345	-.0324	1.38820	.859	.391	Prihvata
Ostali dani	1370	-.0966	1.30617			
Petak	338	-.0112	1.24481	1.334	.183	Prihvata
Ostali dani	1377	-.1015	1.34122			

Istraživanje je sprovedeno za period od januara 2008. godine do decembra 2014. godine, koristeći se dnevnim podacima povrata berzanskog indeksa MBI10. Testiranja efekata dana u nedelji ukazuje da je najniži prosečan prinos zabeležen početkom nedelje u odnosu na poslednje dane u nedelji. Najniži prosečan prinos zabeležen je utorkom i ponedeljkom i iznosi -0,1897 i -0,1710, respektivno. Najviši prosečan prinos za celokupno analiziran period istraživanja zabeležen je petkom i iznosi -0,0112, (ukoliko se izuzmu podaci o trgovanju subotom na berzi). Najveća nestabilnost, merena standardnom devijacijom, prisutna je na Makedonskoj berzi četvrtkom i ponedeljkom, i iznosi 1,38820 i 1,33580, respektivno (tabela 33). Dobijeni nalazi, ukazuju da su efekti dana u nedelji prisutni na Makedonskoj berzi, samo u periodu od 2012. do 2014. godine. Prisustvo pozitivnog efekta zabeleženo je petkom, dok je negativni efekat zabeležen utorkom, nakon kriznog perioda, ali on nije stabilan za sve vreme trajanja istraživanja.

### Rumunija

Sprovedeno empirijsko istraživanje na Bukureštanskoj berzi, obuhvata 1760 opservacija, odnosno dana trgovanja.

Tabela 34: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks BET u periodu 2008-2011. godine<sup>98</sup>

Dan u nedelji	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.	H0
Ponedeljak	196	-.1274	2.42548	-.344	.731	Prihvata
Ostali dani	814	-.0678	2.16486			
Utorak	205	-.3680	2.31594	-2.240	.026	Odbija
Ostali dani	805	-.0058	2.18610			
Sreda	204	-.0319	2.17636	.391	.696	Prihvata
Ostali dani	806	-.0914	2.22796			
Četvrtak	204	.1889	2.05198	2.340	.020	Odbija
Ostali dani	806	-.1473	2.25262			
Petak	201	-.0586	2.08275	.177	.860	Prihvata
Ostali dani	809	-.0845	2.24994			

Retultati efekata dana prikazani su u tabeli 34 za Bukureštansku berzu u periodu od 2008. do 2011. godine. Na osnovu dobijenih nalaza, evidentno je prisustvo negativnog efekta

<sup>97</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

<sup>98</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

utorkom i pozitivnog efekta četvrtkom, te se zaključuje da početak nedelje beleži niže stope povrata u odnosu na kraj nedelje koji beleži više stope povrata.

Tabela 35: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks BET u periodu 2012-2014. godine<sup>99</sup>

Dan u nedelji	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.	H0
Ponedeljak	147	-.0254	.98239	-1.394	.165	Prihvata
Ostali dani	603	.0876	.85668			
Utorak	151	.0509	.77924	-.287	.775	Prihvata
Ostali dani	599	.0691	.90806			
Sreda	149	.0609	.84479	-.083	.934	Prihvata
Ostali dani	601	.0666	.89311			
Četvrtak	150	.1376	.85546	1.291	.199	Prihvata
Ostali dani	600	.0474	.88975			
Petak	153	.1007	.94365	.581	.562	Prihvata
Ostali dani	597	.0564	.86760			

Prikazani rezultati istraživanja za period od 2012. do 2014. godine, u tabeli 35, ne nalaze tradicionalni efekat ponedeljkom niti bilo kojim drugim danom trgovanja na Bukureštanskoj berzi.

Tabela 36: Efekat dana u nedelji za berzanski indeks BET u periodu 2008-2014. godine<sup>100</sup>

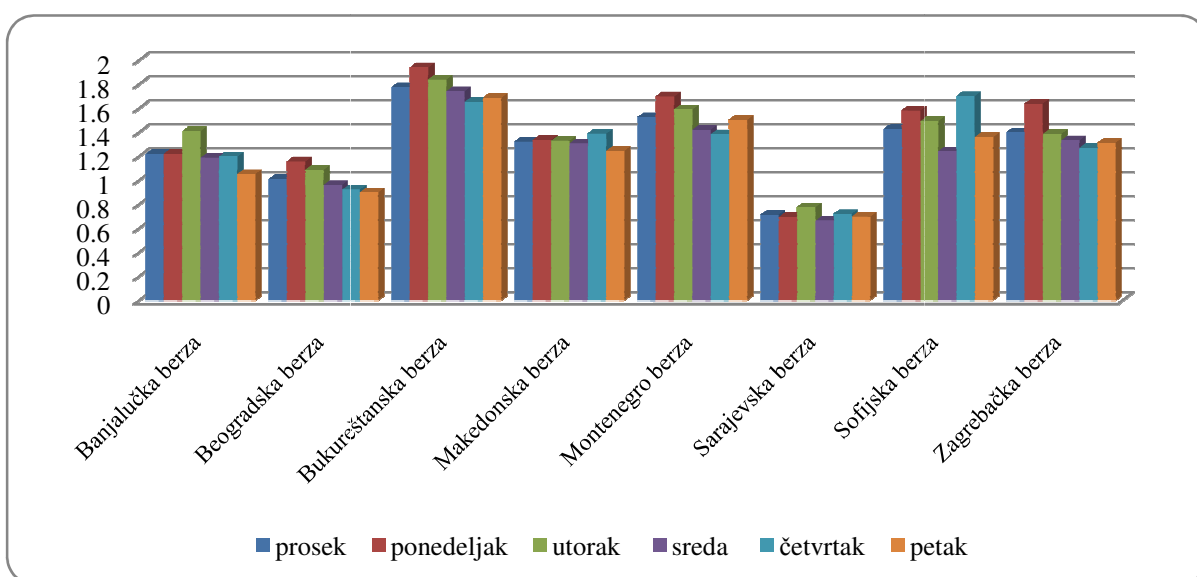
Dan u nedelji	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.	H0
Ponedeljak	343	-.0837	1.94136	-.782	.342	Prihvata
Ostali dani	1417	-.0017	1.73457			
Utorak	356	-.1903	1.83895	-2.221	.027	Odbija
Ostali dani	1404	.0261	1.75827			
Sreda	353	.0073	1.74177	.336	.737	Prihvata
Ostali dani	1407	-.0239	1.78564			
Četvrtak	354	.1672	1.65256	2.634	.009	Odbija
Ostali dani	1406	-.0642	1.80392			
Petak	354	.0103	1.68742	.390	.697	Prihvata
Ostali dani	1406	-.0247	1.79872			

Analiza T-testa (tabela 36) za celokupno analiziran period istraživanja potvrđuje prisustvo anomalija na Bukureštanskoj berzi, odnosno da su statistički značajni negativni prinosi utorkom i pozitivni prinosi četvrtkom, kao efekti dana u nedelji. Nalazi ukazuju da je najniži prosečan prinos zabeležen početkom nedelje u odnosu na poslednje dane u nedelji. Najniži prosečan povrat na berzi zabeležen utorkom i ponedeljkom i iznosi -0,1903 i -0,0837, respektivno. Sa druge strane najviši prosečan povrat zabeležen je četvrtkom i petkom i iznosi 0,1672 i 0,0103, respektivno. Najveća nestabilnost, merena standardnom devijacijom, prisutna je na Bukureštanskoj berzi ponedeljkom i iznosi 1,94136. Na osnovu sprovedenog empirijskog istraživanja odbacuje se nulta hipotezu o jednakim prosečnim prinosima tokom svih dana u nedelji, jer je zabeležena statistički značajna viša stopa povrata četvrtkom (kao i niža disperzija oko srednje vrednosti) i statistički značajna manja stopa povrata utorkom (uz veću disperziju oko srednjih vrednosti). Dobijeni rezultati, takođe, ukazuju da efekti dana nisu zabeleženi, u periodu od 2012. do 2014. godine odnosno u periodu nakon krize.

<sup>99</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

<sup>100</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

Dobijeni rezultati istraživanja, efekata dana u nedelji, mogu imati značajne implikacije na različite učesnike na tržištu kapitala, kao što su investitori, menadžeri i regulatorna tela. Investitori mogu da formulišu svoje strategije na osnovu dobijenih rezultata, te mogu zaraditi više stope prinosa poznajući nedeljni sistematski obrazac u povratu akcija. Jedina slabost ovog dela istraživanje je da ne razmatra pojedinačne akcija već berzanske indekse. Stoga investiciona strategija dobijena na osnovu nalaza berzanskih indeksa u regionu ne može obezbediti očekivane rezultate za slučaj pojedinačnog učešća u hartije od vrednosti. Međutim, ukoliko veličina portfolia blisko predstavlja tržište onda ovakva investiciona strategija može da obezbedi ekstraprofit za investitore. Prisustvo dana u nedelji – anomalija na berzama u regionu, izuzev Sofijske berze, ukazuje na neefikasnost finansijskih tržišta, te predstavlja jasan signal regulatorima i kreatorima ekonomske politike da preduzmu odgovarajuće korake kako bi iste uklonile ili ublažili. Smatra se da će većina anomalija oslabiti i na kraju nestati, tokom vremena, odnosno nakon njihovog otkrivanja.



Grafikon 9: Prosečna standardna devijacija po danima na posmatranim berzama u regionu u periodu od 2008. do 2014. godine<sup>101</sup>

Na osnovu uvida u grafikon 9 može se generalizovati rezultat za berze u regionu, da su prosečne standardne devijacije više početkom nedelje (ponedeljak, utorak, sreda) u odnosu na kraj nedelje (četvrtak, petak) u periodu od 2008. do 2014. godine.

Tabela 37: Prikaz standardne devijacije po danima u zemljama u regionu<sup>102</sup>

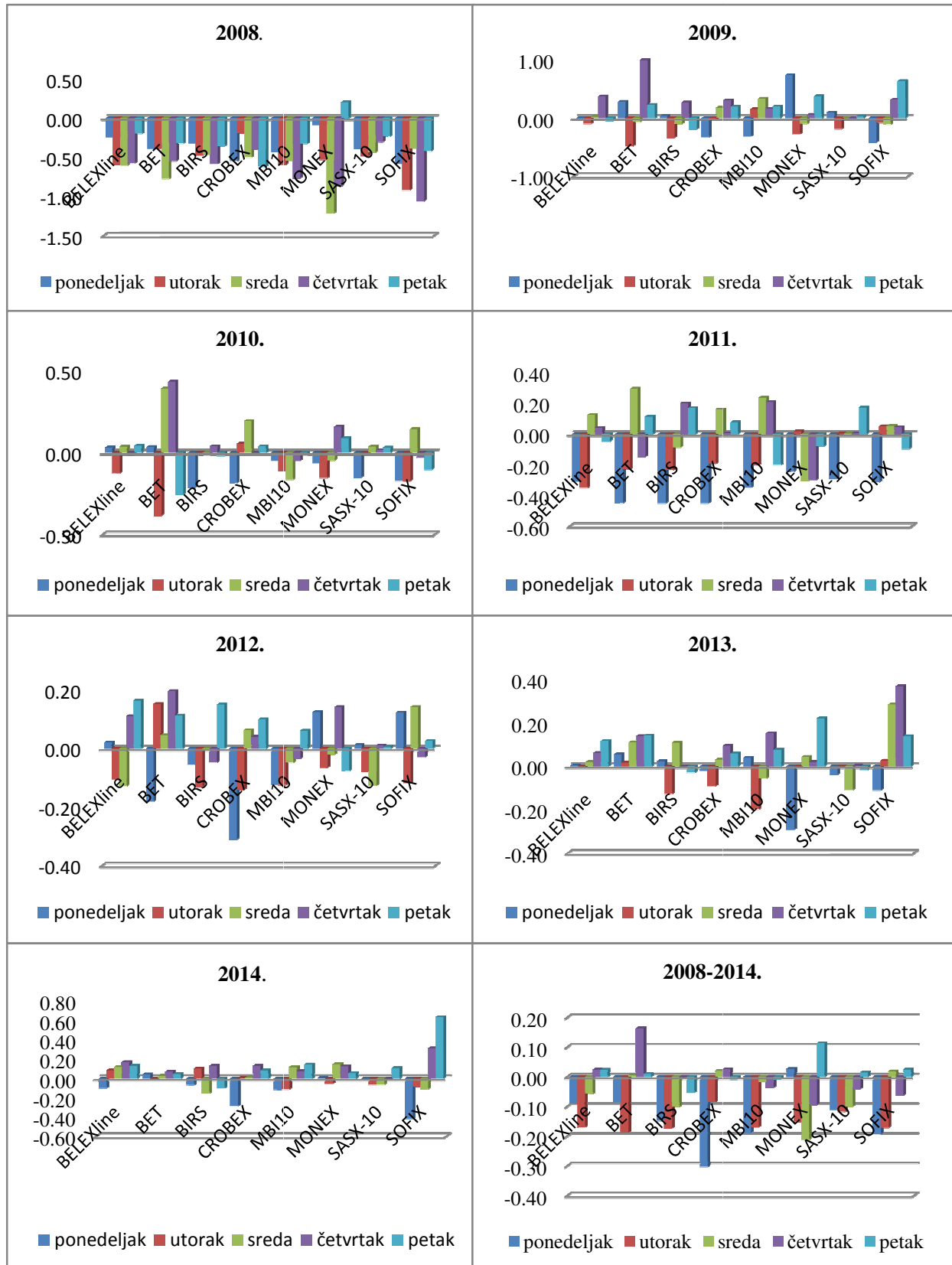
	ponedeljak	utorak	sreda	četvrtak	petak
Banjalučka berza	Srednja	Visoka	Srednja	Srednja	Niska
Beogradska berza	Visoka	Visoka	Srednja	Niska	Niska
Bukureštanska berza	Visoka	Srednja	Srednja	Niska	Niska
Makedonska berza	Srednja	Srednja	Srednja	Visoka	Niska
Montenegro berza	Visoka	Srednja	Niska	Niska	Srednja
Sarajevska berza	Srednja	Visoka	Niska	Srednja	Srednja
Sofijska berza	Visoka	Srednja	Niska	Visoka	Niska
Zagrebačka berza	Visoka	Srednja	Srednja	Niska	Srednja

<sup>101</sup> Kalkulacija i prikaz autora

<sup>102</sup> Kalkulacija i prikaz autora

Tabela 37 prikazuje rezultate, statistički računate, vrednosti standardne devijacije po danima u odnosu na prosečnu vrednost standardne devijacije. Vrednosti standardne devijacije za određeni dan koje su više od prosečne standardne devijacije do 5% predstavljaju srednju standardnu devijaciju, dok vrednosti više od prosečne standardne devijacije od 5-10% predstavljaju visoku standardnu devijaciju za određeni dan.

Dobijeni nalazi u tabeli 37 potvrđuju zaključak donesene na osnovu uvida u grafikon 9. Sve berze u regionu beleže više standardne devijacije početkom nedelje u odnosu na kraj nedelje.



Grafikon 10 : Dnevni prosečni prinosi na berzama u regionu po danima u nedelji<sup>103</sup>

<sup>103</sup> Kalkulacija i prikaz autora



Na grafikonu 10 prikazani su prosečni dnevni prinosi za dane u nedelji, strukturirano po periodima i berzama u regionu. Dok su tržišta, čini se, prilično homogena u pojedinim periodima, kao što je 2008. godina, mogu se uočiti i značajne razlike u ostalim posmatranim periodima. Novi talas krize, primetan je na berzama 2011. godine kada su tokom većeg broja dana u nedelji zabeleženi negativni prosečni prinosi. Evidentno je da su berze u regionu beležile negativne prosečne prinose početkom nedelje (ponedeljkom i utorkom), dok je krajem nedelje zabeležen pozitivan prinos, ili niži negativan prinos u odnosu na početak radne nedelje.

Sve do sada navedeno upućuje na zaključak o prisustvu anomalija (efekat dana u nedelji) na berzama u regionu. Ovakvi nalazi upućuju da se ekstraprofit može ostvariti pravilnim praćenjem i tumačenjem obrasca kretanja berzanskih cena u posmatranim emergentnim ekonomijama.

Tabela 38: Komparativni prikaz efekata dana u nedelji za berze u zemljama u regionu<sup>104</sup>

<b>Dani</b>	<b>Krizni period (2008-2011. godine)</b>	<b>Posle-krizni period (2012-2014. godine)</b>	<b>Celokupan period istraživanja (2008-2014. godine)</b>
<b>Ponedeljak</b>	(-) Hrvatska - CROBEX	(-) Hrvatska - CROBEX	(-) Hrvatska - CROBEX
<b>Utorak</b>	(-) Srbija-BELEXline (-) Rumunija – BET	(-) Makedonija – MBI10	(-) Srbija-BELEXline (-) Rumunija - BET
<b>Sreda</b>	(-) Crna Gora – MONEX		(-) Crna Gora - MONEX
<b>Četvrtak</b>	(+) Rumunija – BET	(+) Srbija- BELEX15 (+) Srbija-BELEXline (+) Hrvatska - CROBEX	(+) Srbija-BELEXline (+) Rumunija - BET
<b>Petak</b>	(+) BIH- BIRS (+) Crna Gora – MONEX	(+) Srbija- BELEX15 (+) Srbija-BELEXline (+) Hrvatska - CROBEX (+) Makedonija – MBI10	(+) Srbija-BELEXline (+) BIH- BIRS (+) Crna Gora - MONEX

Napomena:(+) označava pozitivan i (-) negativan prosečni povrat.  
Statistički značajna hipoteza je na nivou 5%.

U tabeli 38 prikazani su rezultata istraživanja efekta dana u nedelji za berze u regionu. Evidentno je da su statistički značajne negativne i pozitivne stope prinosa berze u regionu beležile određenim danima u nedelji. Početkom nedelje zabeležen je negativan, a krajem nedelje pozitivan prinos na berzama u odabranim emergentnim ekonomijama. To daje jasne signale investitorima u kom trenutku treba da kupuju, odnosno kada da prodaju određene hartije od vrednosti, kako bi ostvarili više stope prinosa. Primetno je da jedino Sofijska berza i Sarajevska berza u posmatranom periodu nisu beležile statistički (vrednost testova nije značajna) značajne anomalije (efekte dana u nedelji). Ovakav rezultat može biti posledica globalne finansijske krize, nakon koje se investitori oprezno ponašaju na berzi. Iz svega navedenog proizilazi da su Sarajevska i Sofijska berza razumno efikasne, jer cene odražavaju sve javno dostupne informacije. Zanimljiva činjenica je da je jedino Zagrebačka berza potvrdila prisustvo tradicionalnog efekta ponedeljkom, dok su ostale berze u regionu zabeležile statistički signifikantne pozitivne ili negativne povrate na određeni dan, ali ne i ponedeljkom.

Ovo istraživanje preispitalo je raspodelu dnevnih prinosa za devet berzanskih indeksa u regionu, sa posebnim osvrtom, na „previsoke” cene (prinose) petkom u odnosu na

<sup>104</sup> Autor

„preniske” cene (prinose) ponedjeljkom. Na osnovu prethodnih saznanja autora ovakva studija nije sprovedena za većinu posmatranih tržišta kapitala u nastajanju, pri čemu su izuzetak Rumunija i Bugarska. Panel dobijenih rezultata, podržava rezultate ranijih studija koje su sprovedene na berzama u nastajanju i koje pružaju dokaz o neefikasnosti berzi.

### **3.3.4.2. Efekat januara u posmatranim emergentnim ekonomijama**

Januarski efekat predstavlja najpoznatiju tržišnu anomaliju o kojoj se raspravlja među istraživačima. Međutim, postoje različita mišljenja o postojanju januarskog efekta na berzama. Sa jedne strane grupa istraživača smatra da januarski efekat, uprkos njegovoj popularnosti, i dalje postoji. Dok sa druge strane postoji i grupa istraživača koja ističe da su efekti januara nestali, odnosno da njihovi efekti slabe na berzama. Efekat januara je povezan sa višim prosečnim prinosima akcija u mesecu januaru u odnosu na ostale mesece u toku kalendarske godine. Pošto nije poznat efekat januara meseca na posmatranim berzama u regionu testiranje je izvršeno za sve kalendarske mesece kako bi se utvrdilo da li se prinosi značajno razlikuju u posmatranom mesecu u odnosu na prinose ostalih meseci u toku kalendarske godine.<sup>105</sup> Koristi se T-test za poređenje srednjih vrednosti dve populacije.

Hipoteza u slučaju efekta meseca je:

$$H_0 = \mu_1 = \mu_2$$

$$H_1 = \mu_1 \neq \mu_2$$

$\mu_1$  – prosečan prinos posmatranog meseca u %

$\mu_2$  – prosečan prinos ostalih meseci u %

Nulta hipoteza ( $H_0$ ): testiranje januarskog efekta potvrđuje da je prosečan logaritmovan prinos u januaru jednak prosečnim prinosima u ostalim mesecima. Opisna statistika je korišćena za predstavljanje najvećih i najmanjih srednjih vrednosti prinosa za određeni mesec, standardnu devijaciju, kao i njihov odnos. Dalje je analizirana srednja vrednost prinosa određenog meseca u odnosu na prinose ostalih meseci u toku kalendarske godine (prosečni prinos preostalih meseci, osim posmatranog meseca) i koristi se t-test za testiranje da li je razlika u ostvarenim prinosima statistički značajna ili ne.

- Ako je p-value (sig) veća od kritične vrednosti 0,05, T-test nije značajan i onda hipoteza  $H_0$  ne može biti odbijena, što znači da nema postojanja efekta januara na posmatranim berzama u regionu.
- Ako je p-value (sig) manja od kritične vrednosti, T-test je statistički značajan, onda hipoteza  $H_0$  može biti odbijana, odnosno može se zaključiti da u posmatranom periodu na posmatranim berzama postoji januarski efekat ili kalendarska anomalija.

Za analizu januarskog efekta korišćeni su dnevni podaci berzanskih indeksa sa berzi u regionu. Dnevni podaci su konvertovani u logaritamski prinos, jer u statističkim istraživanjima cene fluktuiraju svakodnevno, a prinos ima određeni trend, što je za potrebe istraživanja i investitore od ključnog značaja. Za svrhu istraživanja korišćen je alat SPSS 20 i Excel kao veoma praktičan program za računanje i predstavljanje prosečnih prinosa po mesecima. Dobijeni nalazi testiranja januarskog efekta (kalendarskog meseca) za berze u

<sup>105</sup>Napomena: Glavni nalazi januarskog efekta objavljeni u naučnom časopisu od strane autora i mentora.

Milošević Avdalović S. & Milenković, I. (2017). January Effect on Stock Returns: Evidence from emerging Balkan equity markets. *Industrija*, 45(4), 7-21.

posmatranim zemljama u regionu za period od 2008. do 2014. godine biće predstavljeni u narednim tabelama. Analiza istraživanja nije podeljena na krizni period i period nakon krize, jer su nalazi dobijeni za efekat dana u nedelji ukazali da dominantan uticaj na rezultate za celokupno analizirani period istraživanja ima krizni period te da se oni bitno ne razlikuju.

## **Srbija**

Tabela 39: Efekat kalendarskog meseca na Beogradskoj berzi (BELEX15) u periodu od 2008-2014. godine<sup>106</sup>

	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.
Januar	133	.1089	1.27421	1.653	.101
Ostali meseci	1634	-.0738	1.45901		
Februar	138	-.0715	1.35003	-108	.914
Ostali meseci	1629	-.0591	1.45465		
Mart	153	-.2419	1.43722	-1.713	.089
Ostali meseci	1614	-.0428	1.44652		
April	139	.0533	1.02394	1.416	.159
Ostali meseci	1628	-.0697	1.47671		
Maj	141	.1641	1.96393	1.473	.143
Ostali meseci	1626	-.0795	1.39160		
Jun	149	-.1787	1.15472	-1.370	.173
Ostali meseci	1618	-.0491	1.47016		
Jul	157	-.0806	.91221	-.309	.758
Ostali meseci	1610	-.0581	1.48845		
Avgust	153	.0725	1.55073	1.157	.249
Ostali meseci	1614	-.0726	1.43599		
Septembar	151	-.1579	1.32504	-.992	.323
Ostali meseci	1616	-.0509	1.45726		
Oktoabar	155	-.1899	2.23530	-.792	.429
Ostali meseci	1612	-.0476	1.34682		
Novembar	146	-.2119	1.17166	-1.707	.090
Ostali meseci	1621	-.0464	1.46815		
Decembar	152	.0534	1.35048	1.133	.259
Ostali meseci	1615	-.0707	1.45504		

U tabeli 39 prikazane su srednje vrednosti prinosa i standardne devijaciju po mesecima u toku kalendarske godine za berzanski indeks BELEX15 u periodu od 2008. do 2014. godine. Za većinu posmatranih meseci veća nestabilnost u toku meseca donosi i veći prinos. Međutim, izuzetak se javlja u oktobru mesecu koji beleži najveću nestabilnost (sd.-2,23530) sa najnižim prinosima (-0,1899). Dobijeni rezultati p-vrednosti, (>0,05) ukazuju da ni jedan mesec u posmatranom periodu ne beleži prinose znatno više ili niže od ostalih meseci, te da u periodu od 2008. do 2014. godine nije zabeležen efekat meseca za berzanski indeks BELEX15.

<sup>106</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

Tabela 40: Efekat kalendarskog meseca na Beogradskoj berzi (BELEXline) u periodu od 2008-2014. godine<sup>107</sup>

	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.
Januar	133	.0446	.80505	1.530	.128
Ostali meseci	1634	-.0622	1.02507		
Februar	133	-.0769	.89032	-.319	.750
Ostali meseci	1634	-.0523	1.01975		
Mart	153	-.1750	.87143	-1.878	.062
Ostali meseci	1614	-.0427	1.02207		
April	140	.0022	.75485	.960	.339
Ostali meseci	1627	-.0590	1.02945		
Maj	140	.1283	1.44499	1.622	.107
Ostali meseci	1627	-.0698	.96289		
Jun	149	-.1128	.93641	-.835	.405
Ostali meseci	1618	-.0487	1.01702		
Jul	157	-.1022	.67303	-.982	.328
Ostali meseci	1610	-.0495	1.03746		
Avgust	153	.0642	1.09357	1.466	.145
Ostali meseci	1614	-.0654	1.00178		
Septembar	151	-.1082	1.00135	-.725	.469
Ostali meseci	1616	-.0491	1.01138		
Oktoabar	156	-.1526	1.49320	-.904	.368
Ostali meseci	1611	-.0446	.95084		
Novembar	145	-.2002	.78990	-2.426	.017*
Ostali meseci	1622	-.0411	1.02698		
Decembar	157	.0596	.95055	1.644	.102
Ostali meseci	1610	-.0652	1.01563		

U tabeli 40 prikazane su srednje vrednosti i standardne devijacije za prinose po mesecima za berzanski indeks BELEXline u periodu od 2008. do 2014. godine. Za većinu posmatranih meseci veća nestabilnost u toku meseca donosi i veći prinos. Dobijeni rezultati p-vrednosti od 0,017 ( $> \alpha = 0,05$ ) ukazuju da novembar u posmatranom periodu, od 2008. do 2014. godine, beleži prinose znatno niže od ostalih meseci i statistički značajne, te je zabeležen negativan novembarski efekat za berzanski indeks BELEXline.

### **Bosna i Hercegovina**

Tabela 41: Efekat kalendarskog meseca na Sarajevskoj berzi (SASX-10) u periodu od 2008-2014. godine<sup>108</sup>

	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.
Januar	142	-.0435	.98121	.664	.508
Ostali meseci	1608	-.0981	1.23872		
Februar	142	-.2523	1.09869	-1.872	.063
Ostali meseci	1608	-.0797	1.22915		
Mart	147	-.1946	1.57601	-.848	.398
Ostali meseci	1603	-.0844	1.18187		
April	147	.0401	1.06622	1.662	.099
Ostali meseci	1603	-.1060	1.23240		
Maj	140	.0092	.89824	1.474	.143
Ostali meseci	1610	-.1027	1.24356		

<sup>107</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

<sup>108</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

Jun	149	-.1899	1.15192	-1.113	.267
Ostali meseci	1601	-.0848	1.22579		
Jul	156	-.1151	1.23923	-.237	.813
Ostali meseci	1594	-.0916	1.21816		
Avgust	149	-.0393	.81996	.886	.377
Ostali meseci	1601	-.0988	1.25050		
Septembar	147	-.0948	1.36696	-.011	.991
Ostali meseci	1603	-.0936	1.20578		
Oktoabar	146	-.0255	1.76712	.509	.612
Ostali meseci	1604	-.0999	1.15770		
Novembar	137	-.2245	1.27702	-1.300	.196
Ostali meseci	1613	-.0826	1.21448		
Decembar	148	-.0003	1.03738	1.196	.234
Ostali meseci	1602	-.1023	1.23512		

Kao što se može videti iz tabele 41, oktobar i mart beleže najveće nestabilnosti (sd.-1,76712 i 1,57601) na Sarajevskoj berzi. Najveći prinosi na berzi tokom posmatranog perioda zabeleženi su u aprilu. Na osnovu prikazanih rezultata, evidentno je da za posmatrani period na Sarajevskoj berzi ne postoji efekat meseca (kalendarske anomalije), jer se prinosi posmatranog meseca značajno ne razlikuju od prosečnih prinosa ostalih meseci.

Tabela 42: Efekat kalendarskog meseca na Banjalučkoj berzi (BIRS) u periodu od 2008-2014. godine<sup>109</sup>

	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.
Januar	111	-.1648	.78188	-1.323	.189
Ostali meseci	1630	-.0666	.70664		
Februar	142	-.0904	.74898	-.304	.761
Ostali meseci	1599	-.0713	.70867		
Mart	153	-.0224	.82543	.828	.409
Ostali meseci	1588	-.0777	.70002		
April	139	-.0376	.67275	.671	.503
Ostali meseci	1602	-.0759	.71524		
Maj	131	-.0972	.75471	-.398	.691
Ostali meseci	1610	-.0709	.70844		
Jun	148	-.1332	.64858	-1.239	.217
Ostali meseci	1593	-.0672	.71736		
Jul	157	-.0922	.56685	-.471	.638
Ostali meseci	1584	-.0709	.72475		
Avgust	153	-.0229	.52140	1.297	.197
Ostali meseci	1588	-.0776	.72750		
Septembar	151	.0075	.65911	1.642	.103
Ostali meseci	1590	-.0805	.71636		
Oktoabar	156	-.0723	.87958	.008	.993
Ostali meseci	1585	-.0729	.69347		
Novembar	143	-.1359	.58355	-1.407	.162
Ostali meseci	1598	-.0672	.72209		
Decembar	157	-.0446	.81757	.474	.636
Ostali meseci	1584	-.0756	.70072		

Iz tabele 42, evidentno je da na Banjalučkoj berzi oktobar i mart mesec beleže najveće nestabilnosti (0,87958 i 0, 82543), respektivno. Najveći prinosi za posmatrani period na Banjalučkoj berzi zabeleženi su u septembru. Dobijeni nalazi ukazuje da za posmatrani

<sup>109</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

period efekat meseca nije statistički značajan, odnosno kritične vrednosti su veće od 0,05, te se prihvata nulta hipoteza.

### **Bugarska**

Tabela 43: Efekat kalendarskog meseca na Sofijskoj berzi (SOFIX) u periodu od 2008-2014. godine<sup>110</sup>

	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.
Januar	149	-.0583	1.53703	.099	.921
Ostali meseci	1604	-.0707	1.40678		
Februar	141	.0296	1.41768	.913	.363
Ostali meseci	1593	-.0793	1.42639		
Mart	145	-.0652	1.16146	.059	.953
Ostali meseci	1589	-.0709	1.44760		
April	137	.1137	1.35401	1.728	.086
Ostali meseci	1597	-.0862	1.43086		
Maj	132	.0742	1.22518	1.468	.145
Ostali meseci	1602	-.0823	1.44054		
Jun	148	-.1890	1.13932	-1.384	.169
Ostali meseci	1586	-.0594	1.44922		
Jul	157	-.0273	.93651	.635	.527
Ostali meseci	1577	-.0747	1.46552		
Avgust	153	.1392	1.28440	2.214	.028
Ostali meseci	1581	-.0907	1.43726		
Septembar	138	-.2030	1.39452	-1.213	.227
Ostali meseci	1596	-.0590	1.42809		
Oktoobar	156	-.4158	2.02869	-2.337	.021
Ostali meseci	1578	-.0363	1.34754		
Novembar	148	-.2724	1.83240	-1.466	.145
Ostali meseci	1586	-.0516	1.38076		
Decembar	130	.0818	1.32476	1.416	.159
Ostali meseci	1604	-.0828	1.43313		

Na osnovu prezentovanih rezultata za Sofijsku berzu, u tabeli 43, oktobar i novembar karakteriše najviša nestabilnost (2,02869 i 1,83240) i najniži prosečni prinos za posmatrani period. Takođe, dobijeni nalazi ukazuju da su u avgustu i oktobru zabeleženi prinosi znatno više, odnosno niže od vrednosti ostalih meseci. U avgustu u periodu od 2008. do 2014. godine se beleži prosečan prinos znatno viši od prosečnih prinosa ostalih meseci, te je zabeležen pozitivan efekat avgusta meseca. Dok mesec oktobar karakteriše statistički značajan niži prinos od ostalih meseci, te je uočen negativan efekat meseca-oktobra na Sofijskoj berzi.

### **Crna Gora**

Tabela 44: Efekat kalendarskog meseca na Montenegro berzi (MONEX) u periodu od 2008-2014. godine<sup>111</sup>

	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.
Januar	113	.0460	1.81155	.690	.492
Ostali meseci	1614	-.0715	1.50459		
Februar	141	-.0841	1.36584	-.192	.848

<sup>110</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

<sup>111</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

Ostali meseci	1586	-.0620	1.54006		
<i>Mart</i>	153	-.2678	1.00295	-2.762	.006
Ostali meseci	1574	-.0439	1.56662		
<i>April</i>	137	-.0236	1.85741	-.572	.568
Ostali meseci	1590	-.0672	1.49492		
<i>Maj</i>	126	.0510	2.04937	.678	.499
Ostali meseci	1601	-.0728	1.47770		
<i>Jun</i>	149	-.1593	1.12203	-1.137	.257
Ostali meseci	1578	-.0548	1.55897		
<i>Jul</i>	143	.0325	1.26238	.995	.322
Ostali meseci	1584	-.0725	1.54789		
<i>Avgust</i>	153	.0626	1.05313	.1629	.105
Ostali meseci	1574	-.0761	1.56432		
<i>Septembar</i>	151	.0419	1.37356	1.036	.302
Ostali meseci	1576	-.0739	1.54008		
<i>Oktobar</i>	156	-.2924	1.64234	-1.911	.058
Ostali meseci	1571	-.0411	1.51289		
<i>Novembar</i>	148	-.3907	1.26192	-3.447	.001
Ostali meseci	1579	-.0331	1.54549		
<i>Decembar</i>	157	.2606	2.07453	2.155	.033
Ostali meseci	1570	-.0962	1.45705		

Prema podacima iz tabele 44, može se zaključiti da se u decembru beleže najveće nestabilnosti (sd.- 2,07453) sa najvišim povratom od 0,2606 na Montenegro berzi. Dobijeni rezultati p-vrednosti u novembru i martu u iznosu od 0,006 i 0,001 ( $\alpha = 0.05$ ) ukazuju da se u ovim mesecima u posmatranom periodu beleže prinosi znatno niži od ostalih meseci, te je zabeležen negativni efekat ovih meseci. Dobijeni rezultati p-vrednosti od 0,033 ( $\alpha = 0,05$ ) ukazuju da decembar u posmatranom periodu od 2008. do 2014. godine beleži prinose znatno više od ostalih meseci, i statistički značajne, te je zabeležen pozitivan efekat decembra na berzanski indeks MONEX. Na osnovu rezultata može se ukazati na postojanje kalendarskih anomalija na Montenegro berzi.

### **Hrvatska**

Tabela 45: Efekat kalendarskog meseca na Zagrebačkoj berzi (CROBEX) u periodu od 2008-2014. godine<sup>112</sup>

	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.
Januar	144	.0488	1.16796	1.393	.166
Ostali meseci	1603	-.0868	1.41732		
Februar	142	-.1694	1.31791	-.924	.357
Ostali meseci	1605	-.0673	1.40566		
Mart	151	.0024	1.15490	.908	.365
Ostali meseci	1596	-.0830	1.41963		
April	144	-.0116	1.28614	.651	.516
Ostali meseci	1603	-.0814	1.40855		
Maj	146	.0919	1.30442	1.693	.093
Ostali meseci	1601	-.0909	1.40632		
Jun	134	-.2158	1.38735	-1.264	.208
Ostali meseci	1612	-.0643	1.39975		
Jul	157	-.0485	1.22468	.305	.761
Ostali meseci	1590	-.0783	1.41499		
Avgust	140	-.0311	.87637	.653	.515
Ostali meseci	1607	-.0795	1.43530		

<sup>112</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

Septembar	151	-.0626	1.21423	.144	.886
Ostali meseci	1596	-.0768	1.41519		
Oktoobar	149	-.3011	2.34499	-1.283	.202
Ostali meseci	1598	-.0546	1.27434		
Novembar	144	-.3370	1.54284	-2.216	0.28
Ostali meseci	1603	-.0521	1.38307		
Decembar	145	.1143	1.40774	1.772	.079
Ostali meseci	1602	-.0928	1.39699		

Karakteristično za Zagrebačku berzu, prikazano u tabeli 45, je da veća nestabilnost u toku meseca donosi manji prinos. Oktobar i novembar beleže najveće nestabilnosti (sd.-2,34499 i 1,54284, respektivno) sa najnižim prinosom -0,3011 i -0,3370, respektivno. Mart i januar, karakterišu niska nestabilnost i visoka srednja vrednost mesečnih prinosa. Najviši prinos berzanski indeks CROBEX ostvaruje u decembru (0,1143). Dobijeni rezultat p-vrednosti od 0,028 ( $\alpha = 0.05$ ) ukazuje da se u novembru u posmatranom periodu ostvaruje prinos znatno niži od ostalih meseci, te da je u periodu od 2008. do 2014. godine zabeležen (negativan) novembarški efekat na Zagrebačkoj berzi.

### Makedonija

Tabela 46: Efekat kalendarskog meseca na Makedonskoj berzi (MBI10) u periodu od 2008-2014. godine<sup>113</sup>

	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.
Januar	133	.1785	1.26635	2.586	.011
Ostali meseci	1585	-.1055	1.32435		
Februar	142	-.0485	.99210	.459	.647
Ostali meseci	1576	-.0867	1.34773		
Mart	150	-.1671	1.50198	-.747	.456
Ostali meseci	1568	-.0755	1.30349		
April	141	-.2090	1.27984	-1.268	.207
Ostali meseci	1577	-.0723	1.32527		
Maj	139	.2301	1.37653	2.924	.004
Ostali meseci	1579	-.1112	1.31371		
Jun	143	-.2287	1.36999	-1.382	.169
Ostali meseci	1575	-.0704	1.31697		
Jul	156	-.0347	.93601	.716	.475
Ostali meseci	1562	-.0884	1.35441		
Avgust	140	-.0217	.79642	1.000	.319
Ostali meseci	1578	-.0890	1.35864		
Septembar	142	-.1244	1.14800	-.462	.645
Ostali meseci	1576	-.0799	1.33658		
Oktoobar	145	-.1657	2.11363	-.511	.610
Ostali meseci	1573	-.0760	1.22406		
Novembar	144	-.3175	1.45400	-2.108	.037
Ostali meseci	1574	-.0621	1.30743		
Decembar	143	-.0648	1.06512	.230	.819
Ostali meseci	1575	-.0852	1.34292		

Iz tabela 46 evidentno je da su u maju i januaru, na Makedonskoj berzi, zabeleženi najveći prinosi (0,2301 i 0,1785, respektivno). Dobijeni rezultati p-vrednosti, ( $\alpha = 0.05$ ) ukazuju da se u januaru, maju i novembru u posmatranom periodu beleže prinosi signifikantno viši ili niži od ostalih meseci. U maju i januaru beleže se prinosi statistički značajno viši od

<sup>113</sup> Kalkulacija autora, SPSS output



ostalnih meseci, te je stoga zabeležen pozitivan efekat u ovim mesecima na Makedonskoj berzi. Sa druge strane u novembru je evidentan statistički značajano niži prinos od ostalih meseci, te je stoga zabeležen negativan novembarski efekat na posmatranoj berzi.

### **Rumunija**

Tabela 47: Efekat kalendarskog meseca na Bukureštanskoj berzi (BET) u periodu od 2008-2014. godine<sup>114</sup>

	N	Srednja vrednost	St.devijacija	T-test	Sig.
Januar	143	-.1338	2.17203	-.696	.488
Ostali meseci	1617	-.0074	1.73761		
Februar	142	.0153	1.60256	-.266	.791
Ostali meseci	1618	-.0205	1.79136		
Mart	153	.1760	1.68160	1.560	.121
Ostali meseci	1607	-.0361	1.78465		
April	146	.1214	1.49587	1.224	.223
Ostali meseci	1614	-.0302	1.79958		
Maj	146	-.0878	2.48593	-.372	.711
Ostali meseci	1614	-.0113	1.69868		
Jun	144	-.1243	1.57836	-.883	.378
Ostali meseci	1616	-.0081	1.79321		
Jul	157	.0826	1.45572	.948	.345
Ostali meseci	1603	-.0275	1.80492		
Avgust	149	.0062	1.63527	.195	.846
Ostali meseci	1611	-.0199	1.78943		
Septembar	151	-.1530	1.68007	-1.082	.281
Ostali meseci	1609	-.0050	1.78523		
Oktoibar	156	-.1992	2.44900	-1.016	.311
Ostali meseci	1604	.0000	1.69693		
Novembar	147	.0059	1.36875	.227	.821
Ostali meseci	1613	-.0198	1.80940		
Decembar	126	.0903	1.04133	1.254	.212
Ostali meseci	1634	-.0260	1.82083		

Prema podacima iz tabele 47, analiza prinosa na Bukureštanskoj berzi ukazuje da veća nestabilnost u toku meseca donosi i veći prinos. Mišljenje postoji da aktivno trgovanje povećava volatilitnost na berzi. Najveći prinosi zabeleženi su u martu i aprilu, dok su minimalne nestabilnosti i visoki prinosi karakteristični za mesec decembar i jul. Dobijeni rezultati p-vrednosti ( $> \alpha = 0,05$ ) ukazuju da se ni u jednom mesecu u posmatranom periodu ne beleže prinosi znatno viši ili niži od ostalih meseci, tako da u periodu od 2008. do 2014. godine, nije zabeležen efekat meseca na berzanski indeks BET, tako da nije ustanovljena anomalija kalendarskog meseca.

<sup>114</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

Tabela 48: Pregled statistički značajnog januarskog (kalendarskog) efekta na tržištima kapitala u regionu u periodu od 2008. do 2014. godine<sup>115</sup>

Kalendarski mesec	Efekti meseca (kalendarske anomalije)
Januar	Makedonija (+)
Februar	
Mart	Crna Gora (-)
April	
Maj	Makedonija (+)
Jun	
Jul	
Avgust	Bugarska (+)
Septembar	
Oktobar	Bugarska (-)
Novembar	Srbija (-), Crna Gora (-), Hrvatska (-), Makedonija (-)
Decembar	Crna Gora (+)

U tabeli 48 prikazani su statistički značajni kalendarski efekti (januarski efekat i efekat ostalih meseci) na posmatranim tržištima kapitala u regionu. Prema brojnim istraživanjima sezonskog uticaja na berze, januar beleži više prinose nego ostali meseci. Međutim rezultati ovog istraživanja podržavaju, rastući broj, literature koje ukazuju da efekti januara na povrat akcija poslednjih godina slabe ili više ne postoje (Patel, 2016).<sup>116</sup> U ovom istraživanju koje analizira raspodelu mesečnih prinosa za devet berzanskih indeksa u regionu, period od 7 godina, sa posebnim naglaskom na razliku između povrata tokom januara meseca i povrata ostalih meseci, dokazano je da je tradicionalni januarski efekat prisutan samo na Makedonskoj berzi. Iz prikazane tabele (tabela 48) mogu se uočiti značajni efekti ostalih kalendarskih meseci. Nalazi ukazuju da investitori treba da obrate pažnju da berze u Srbiji, Crnoj Gori, Hrvatskoj i Makedoniji, u novembru beleže statistički značajne negativne prinose u odnosu na ostale mesece u toku godine, te da to nije dobar trenutak za investiranje na pomenutim berzama. Dobijeni rezultati istraživanja u skladu su sa nalazima Majlonakis i Cerkezos (Mylonakis & Tserkezos, 2008)<sup>117</sup> koji pronalaze niže prinose u novembru i više prinose u januaru na Atinskoj berzi i ukazuju da januarski efekti slabe kasnijih godina tokom njihovog istraživanja.

Sofijska berza za posmatrani period istraživanja beleži pozitivne efekte u avgustu, dok su negativni efekti na berzi prisutni u toku oktobra. Makedonska berza, osim pomenutih negativnih efekata u novembru i pozitivnih efekata u januaru, beleže se i statistički značajni pozitivni efekti u maju. Montenegro berza, osim negativnih efekata u novembru, za posmatrani period istraživanja beleži negativne efekte i u martu, dok se u decembru ostvaruju pozitivni efekti prinosa akcija. Rezultati analize prinosa akcija u odabranim zemljama u regionu, predstavljeni u tabeli 48 ukazuju da su tržišta kapitala u Makedoniji, Crnoj Gori, Bugarskoj, Srbiji i Hrvatskoj neefikasna. Analiza rezultata, takođe ukazuje da su se finansijske berze u Bosni i Hercegovini i Rumuniji pokazale kao tržišno efikasne, s obzirom na to da nisu uočene statistički signifikantne razlike u prinosima akcija po mesecima (anomalije). Slične rezultate istraživanje na Bukureštanskoj berzi potvrdili su i

<sup>115</sup> Autor

<sup>116</sup> Patel, J.B. (2016). The January Effect Anomaly Reexamined In Stock Returns. *Journal of Applied Business Research*, 32(1), 317-324.

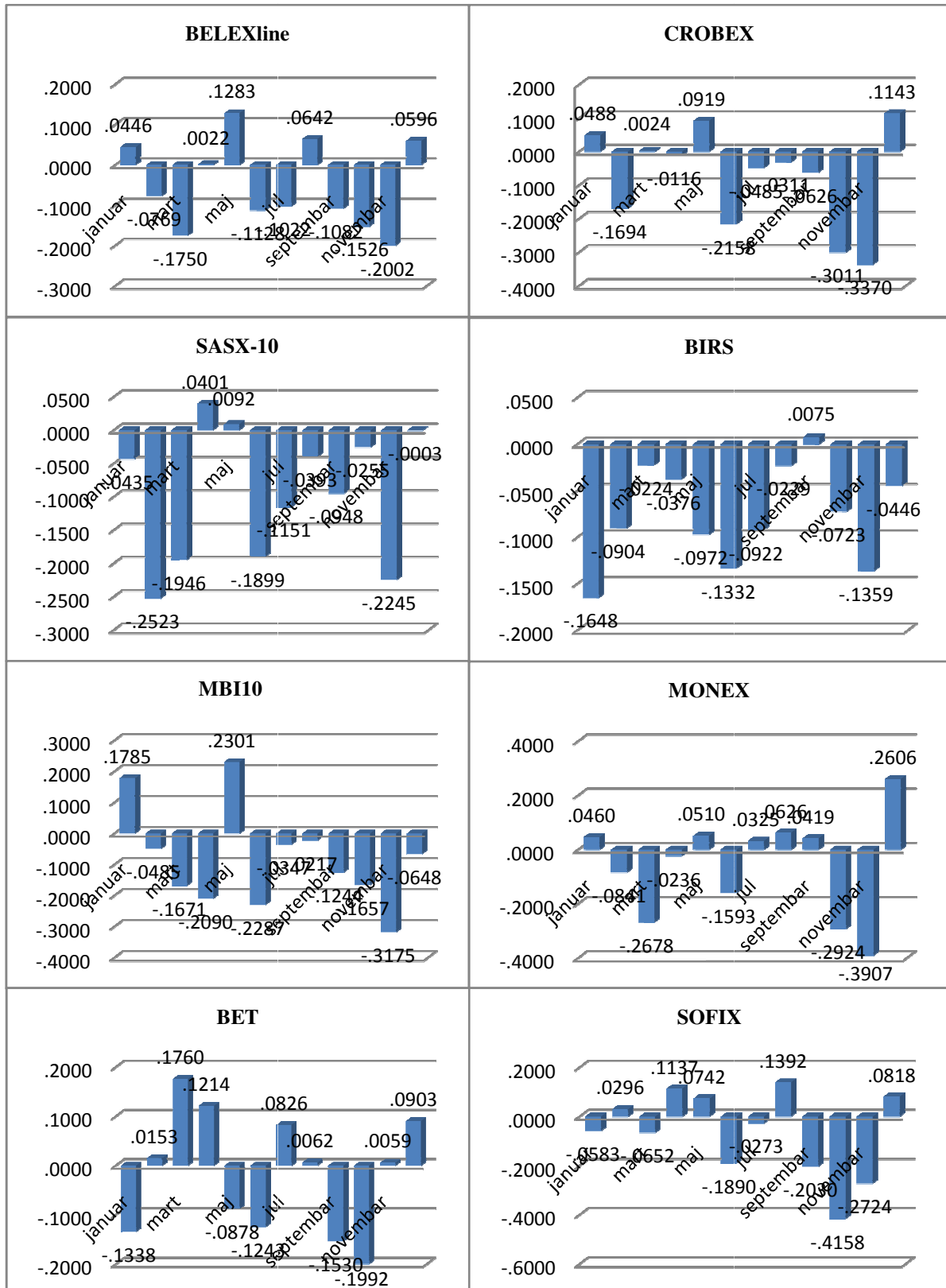
<sup>117</sup> Mylonakis, J. & Tserkezos, D. (2008). The January effect results in Athens Stock Exchange (ASE). *Global Journal of Finance and Banking Issues*, 2(2), 44-55.

Dajakonasi i saradnici (Diaconasu et al., 2012)<sup>118</sup> koji za analiziran period istraživanja od 2000. do 2011. godine ukazuju na odsustvo bilo kakvih kalendarskih efekata – efekat ponedeljka i efekat januara. Ovakvi rezultati nisu iznenađujući ako se uzme u obzir da su brojni analitičari ispitivali kalendarske anomalije na razvijenim tržištima kapitala, srednje razvijenim i tržištima kapitala u nastajanju i da su većinom došli do istih zaključaka. Na osnovu sprovedenog istraživanja i dobijenih rezultata, može se odbaciti nulta hipoteza (H0) u radu i potvrditi alternativna hipoteza (H1) koja se zasniva na pretpostavci da većina posmatranih tržišta kapitala (na osnovu testiranih anomalija) u odabranim emergentnim ekonomijama nisu efikasna. Pitanje, koje se sa razlogom nameće i koje može biti osnova za buduća istraživanje je: da li je novembarski efekat zamenio tradicionalni januarski efekat na berzama u regionu?

Na osnovu dobijenih nalazi investitori na posmatranim berzama u regionu mogu iskoristiti vremenske prilike da kupuju akcije u mesecima kada se ostvaruje negativan prinos – kupovati po nižim cenama i prodaju u onim mesecima kada je zabeležen pozitivan prinos – prodavati po višim cenama.

---

<sup>118</sup> Diaconasu, D.E., Mehdian, S. & Stoica, O. (2012). An examination of the calendar anomalies in the Romanian stock market. *Procedia Economics and Finance* 3, 817-822



Grafikon 11: Prosečni prinosi berzanskih indeksa (akcija) po mesecima u periodu od 2008. do 2014. godine<sup>119</sup>

<sup>119</sup> Kalkulacija i prikaz autora

Uvidom u grafikonu 11 evidentno je da su na Beogradskoj berzi zabeleženi pozitivni prosečni prinosi, za period od 2008. do 2014. godine, u januaru, aprilu, maju, avgustu i decembru. Na Zagrebačkoj berzi beleže se prosečni pozitivni prinosi u januaru, martu, maju i decembru. Na Sarajevskoj berzi ostvaruju se pozitivni prosečni prinosi samo tokom dva meseca i to u aprilu i maju. Ništa bolja situacija nije ni na Banjalučkoj berzi na kojoj je pozitivan prinos zabeležen samo u septembru. Na Makedonskoj berzi zabeleženi su pozitivni prosečni prinosi u januaru i maju. Na Montenegro berzi, u posmatranom periodu, pozitivni prosečni prinosi akcija ostvareni su u januaru, maju, avgustu, septembru, oktobru i decembru. Najveći broj meseci (sedam meseci) u toku godine u kojima su ostvareni pozitivni prosečni prinosi akcija za posmatrani period zabeleženi su na Bukureštanskoj berzi. Na Sofijskoj berzi, ostvareni su, u periodu od 2008. do 2014. godine, pozitivni prosečni prinosi u februaru, aprilu, maju, avgustu i decembru. Na osnovu grafičkog prikaza, evidentno je da je najmanji broj pozitivnih mesečnih prinosa akcija zabeležen na Banjalučkoj, Sarajevskoj i Makedonskoj berzi.

### 3.4. Intristična vrednost akcija – Benjamin Graham

Jedno od osnovnih pitanja vezanih za analizu vrednosti akcija je kako odrediti njihovu pravu vrednost. Realna vrednost akcija je izuzetno bitna za investitore, finansijske analitičare i menadžere pošto na bazi njenog poznavanja mogu zasnovati donošenje svojih investicionih odluka. Tako, na primer, investitor koji zna da je realna vrednost akcije potcenjena doneće odluku da ih kupi. U suprotnom, ukoliko je cena akcija precenjena najverovatnije će doneti odluku da ih proda. Veza između suštinske vrednosti akcija i tržišne cene može se jasnije uočiti sa narednog prikaza, koji prati različite korake koji kulminiraju u tržišnoj ceni (šema 4).

I Opšti tržišni faktori

II Individualni faktori



Šema 4: Veza suštinske vrednosti akcija i tržišne cene akcija<sup>120</sup>

<sup>120</sup> Graham, B. & Dodd, L.D. (2009). Security Analysis, McGraw-Hill Inc., New York (str. 71).

Fundamentalna analiza je najbolji indikator potencijalnim investitorima kada donose odluke o ulaganjima na finansijskom tržištu. Za razliku od tehničke analize koja se prilikom predviđanja cena u budućnosti oslanja na cene akcija u prošlosti, fundamentalna analiza vrši pažljivu procenu kretanja cena akcija. Je (Ye, 2013) u svojoj analizi izvodi kretanje cene akcija na osnovu korelacije i dejstva više faktora. Iskustvo ozbiljnih korisnika fundamentalne analize posebno vrednuje sledeće indikatore – indikatore poslovanja emitenta hartije od vrednosti, indikatore sektora u kojem preduzeće posluje, indikatore monetarne politike, indikatore fiskalne politike i politička dešavanja.

Tabela 49: Tri odabrana kriterijuma investiranja u akcije<sup>121</sup>

Benjamin-ovi odabrani kriterijumi akcija	Peter Lynch-ovi odabrani kriterijumi akcija	Joel Greenblatt-ovi odabrani kriterijumi akcija
1. Adekvatna veličina preduzeća (godišnju prodaju veću od 340 miliona dolara za industrijska preduzeća i 170 miliona dolara za javna preduzeća)	1. Procenat ukupne prodaje	1. ROA
2. Dobro (jako) finansijsko stanje	2. Formula P/E racia u poređenju sa raciom rasta	2. ROE
3. Zараđivačka stabilnost (pozitivne zarade za najmanje 5 poslednjih godina)	3. Novčana pozicija – Gotovina	3. P/E
4. Dividende (neprekidna isplata dividende za poslednjih 20 godina)	4. Racio zaduženosti i kapitala – leveridž	
5. Rast zarade (2,9% prosečne stope rasta duže od 10 godina )	5. Dividende	
6. Umeren racio pokazatelj P/E (prosečna cena ne bi trebala da bude viša 15 puta od prosečne zarade za protekle 3 godine)	6. Latentna aktiva	
7. Umeren racio P/B (trenutna cena ne bi trebala da bude viša 1,5 puta od poslednje prijavljene knjigovodstvene vrednosti)	7. Novčani tok	
	8. Inventar	
	9. Imovina penzionog fonda	

U tabeli 49 prikazana su tri odabrana kriterijuma investiranja u akcije od strane autora Ye, a koje su u svojim istraživanjima izneli Graham (Graham), Linč (Lynch) i Grenblat (Greenblatt). Graham je prilikom svojih istraživanja došao do sedam ključnih kriterijuma vezanih za kvalitet i kvantitet izbora običnih akcija. Prva tri kriterijuma su pokazatelji finansijske snage dok preostala četiri ukazuju na očekivani prinos akcija. Lynch ističe devet kvantitativnih pokazatelja koji investitori treba da razmotre prilikom investiranja, dok Greenblatt ističe prinos na aktivu (ROA) i prinos na kapital (ROE) kao ključne indikatore prilikom investiranja u određene akcije kompanija.

Graham je kombinacijom svog iskustva i znanja smatrao da se racio P/E (cene akcije i zarade po akciji) ispod 15 može opravdati višim raciom P/B (cene akcije i knjigovodstvene vrednosti po akciji). On je predložio da proizvod dva racia, P/E i P/B, ne bi trebalo da prelazi 22,5 kako bi akcija bila privlačna za kupovinu. Akcije za koje navedeni pokazatelj ima vrednost ispod 22,5 trebalo bi da daje dovoljnu maržu sigurnosti za investitore. Mnogi

<sup>121</sup> Ye, Y. (2013). Application of the Stock Selection Criteria of Three Value Investors, Benjamin Graham, Peter Lynch, and Joel Greenblatt: A Case of Shanghai Stock Exchange from 2006 to 2011. *International Journal of Scientific and Research Publications*, 3(8), 1-7.

smatraju da je Grahamova formula vrlo jednostavan način suštinskog merenja vrednosti svake pojedinačne kompanije. Možda je zbog svoje jednostavnosti ova metoda vrednovanja ignorisana i odbačena kao suviše naivna. Za proračun adekvatnog nivoa marže sigurnosti, tj. prostora između tržišne cene akcije i njene intristične vrednosti, za određenu akciju Graham je predložio jednostavan način utvrđivanja potcenjenosti akcije. Grahamov model koristi zarađivački multiplikator za vrednovanje suštinske vrednosti akcija. Njegova originalna formula zasnovana je na korporativnim obveznicima rejtinga AAA, i kamatnom stopom od 4,4% i podešava se za tekuće kamatne stope korporativnih obveznica.

$$Vrednost = [EPS (8,5 + 2g)] 4,4/AAA \quad (8)$$

Gde je:

g – očekivana godišnja zarađivačka stopa rasta za narednih 7 do 10 godina

EPS – zarada po akciji u poslednjih 12 meseci

AAA – je trenutna kamatna stopa sa rejtingom AAA za korporativne obveznice

8,5 + 2g – zarađivački multiplikator

Iako jednostavna, za one koji nemaju dovoljno vremena da se uključe u pojedinačne analize, Grahamova formula daje određenu nadu za adekvatnu procenu. Istorijski učinak nikada nije pokazatelj budućih rezultata, ali su brojna istraživanja dokazala da postoji određena snaga u gore navedenoj formuli.

Lin i Sang (Lin & Sung, 2014)<sup>122</sup> testirali su vrednosti 30 kompanija koje komponuju Dau Džons (Dow Jones) Industrijski prosečni indeks, u periodu od 1997. do 2013. godine. Dokazano je da je primena Grahamove formule investitorima mogla da donese uvećan prinos.

Tarci (Terzi, 2016)<sup>123</sup> je u svojoj studiji imao za cilj da ispita primenu kriterijuma akcija prema Benjaminu Grahamu na Istanbulskoj berzi za period od 2005. do 2014. godine. Rezultati ukazuju, osim u kriznim vremenima, da je primena Grahamovog kriterijuma odabira akcija praktična i ima funkcionalne prednosti. Kriterijumi mogu da doprinesu većem povratu na tržištu i da stimulišu ekonomiju.

#### 4. Rizici na tržištu kapitala

Finansijska teorija rizik vezuje za neizvesnost budućih prinosa. Volatilnost igra ključnu ulogu na finansijskim tržištima. Tokom poslednjih nekoliko godina postala je nova klasa aktive za investitore koji žele da diverzifikuju svoju portfolio strategiju. Rizici se na finansijskom tržištu dele na sistematske i nesistematske rizike. Iako učesnici nastoje da preduzmu mere da se zaštite od određenih vrsta rizika, ne postoji način da se zaštite od sistematskog rizika, odnosno tržišnog rizika. Na ovu vrstu rizika investitor ne može uticati. Nesistematski rizik je rizik sa kojim se investitori susreću prilikom kupovine pojedinih akcija preduzeća. Kupovinom akcija određenih preduzeća pojedinci stiču udeo u tom preduzeću, dok investicije u znatnoj meri zavisi od poslovanja same kompanije. Rizici

<sup>122</sup> Lin, J. & Sung, J. (2014). Assessing the Graham's Formula for Stock Selection: Too Good to Be True? *Open Journal of Social Sciences*, 2, 1-5. <http://dx.doi.org/10.4236/jss.2014.23001>

<sup>123</sup> Terzi N. (2016). An Assessment on Graham's Approach for Stock Selection: The Case of Turkey. *International Journal of Financial Research*, 7(1), 50-56.

poput štrajkova zaposlenih, neočekivano niske zarade, smanjenje proizvodnje i prodaje, zastarela tehnologija i drugi faktori mogu izazvati nagli pad vrednosti akcija. Za razliku od sistematskih rizika, investitori kod nesistematskih rizika mogu da se zaštite putem diverzifikacije portfolia. Faktori finansijskog rizika se mogu podeliti u nekoliko kategorije, a to su: tržišni rizik (kamatna stopa, stopa deviznog kursa i promena cena hartija od vrednosti), kreditni rizik, rizik likvidnosti i operativni rizik. Još jednu značajnu kategoriju rizika predstavlja politički rizik posebno za finansijska tržišta u emergentnim ekonomijama. Zbog toga, investitori koji žele da prodru na tržišta u razvoju imaju strah zbog promene Vlade, međunarodnih odnosa i poreske reforme koje umanjuju vrednost investicije akcionara. Sa stanovišta vlasničkih hartija od vrednosti dominantni su rizik neplaćanja dividenda i kapitalni rizik. Rizik neplaćanja dividenda nastaje u slučaju nepredviđenih većih gubitaka akcionarskog društva. Kapitalni rizik nastaje u slučaju pada cene akcija izazvanog gubitkom kapitala i likvidacijom korporativnog preduzeća.

#### 4.1. Konceptualni okvir VaR (Value at risk) metodologije

Globalizacija finansijskog tržišta dovela je do potrebe unapređenja metoda i alata za merenje tržišnog rizika. Takođe, nedavna svetska finansijska kriza podsetila je na potrebu fundamentalnih promena u upravljanju tržišnim rizikom. Alternativni metodi za merenje i upravljanje rizikom razvijali su se paralelno sa rastom i razvojem finansijskih tržišta. Jedna od takvih metoda za merenje rizika, poznatija kao rizična vrednost ili vrednost pod rizikom (u daljem tekstu VaR), našla je u široku primenu proteklih nekoliko godina. Vrednost pod rizikom (VaR) predstavlja meru rizičnosti investicija na finansijskom tržištu. Najnaprednije VaR metode koriste GARCH model za izračunavanje uslovne standardne devijacije. VaR modeli mere rizik pada tržišne cene portfolia i objedinjuju nekoliko komponenti tržišnog rizika u kvantitativnu meru potencijalnih gubitaka. Međutim, dobijanje tačne procene rizika u obliku numeričke vrednosti je nemoguće, jer je beskonačan broj potencijalno mogućih scenarija koji mogu na tržištu da se razviju. Stoga se procena vrednosti pod rizikom podrazumeva uz određeni stepen verovatnoće. Ključne karakteristike VaR modela su da nude jedinstvenu i konzistentnu meru rizika za različite pozicije što omogućuje poređenje različitih finansijskih instrumenata. Takođe, VaR model uzima u obzir korelaciju između različitih faktora rizika. Izračunati pokazatelj VaR ukazuje na potencijalni gubitak u posmatranom vremenskom periodu. VaR metoda se može primeniti na vlasničke i dužničke hartije od vrednosti, devize, finansijske derivate i slično.

Alexander (2008) navodi atraktivne karakteristike VaR-a kao mere rizika:

- odgovara iznosu koji bi mogao biti izgubljen uz neki odabran nivo verovatnoće
- meri rizik faktora rizika, kao i osetljivost faktora rizika
- uporediv je među različitim tržištima i različitoj izloženosti rizicima
- to je univerzalna mera – pokazatelj koji se primenjuje na sve aktivnosti i sve vrste rizika
- može se izmeriti na bilo kom nivou, od individualne hartije od vrednosti ili portfolia, pa sve do jednog preduzeća, gde VaR mera pokriva sve rizike u preduzeću kao celini.
- kada je agregatni (da odredi ukupnu rizičnu vrednost većih portfolia) ili neagregatni (da izoluje komponente rizika koje odgovaraju različitim vrstama faktora rizika)



uzima u obzir zavisnost između instrumenata koji čine portfolio ili između samih portfolia.<sup>124</sup>

Osnovne metode računanja rizične vrednosti su: Risk Metrics model, Istorijski model, Monte Carlo simulacija.

- Risk Metrics

Risk Metrics model poznat je pod nazivom delta normal model ili analitički model varijanse/kovarijanse. Risk Metrics modelom izračunava se koliko se sredstava može izgubiti zbog tržišnih promena u jednom danu. Osnovni potencijalni gubitak se može računati na sledeći način:<sup>125</sup>

Rizična vrednost (VaR) = tržišna vrednost pozicije x cenovna osetljivost x potencijalna promena kamatnih stopa

Ili

Rizična vrednost (VaR) = tržišna vrednost pozicije x cenovna promenljivost

Prednost analitičkog modela ogleda se u jednostavnoj i brznoj kalkulaciji za koju je neophodno poznavanje volatilnosti. Ograničenost modela ogleda se u tome da ne daje tačne rezultate kod asimetričnih raspodela pozicija, jer se zasniva na pretpostavci normalnosti distribucije i potcenjuje mogućnost nastanka ekstremnih događaja.

- Istorijaska simulacija

Osnovna karakteristika modela – Istorijaska simulacija (Historic Simulation), je da se u proceni rizične vrednosti (VaR) portfolia ne polazi od pretpostavke normalne distribucije niti od korelacija komponenti u portfoliu. Metod je, upravo, pogodan za primenu na tržištima kapitala u nastajanju. Ovaj neparametarski model VaR funkcioniše na pretpostavci da će bliska budućnost biti slična nedavnoj prošlosti. Alexander (2001)<sup>126</sup> se ne slaže sa terminologijom neparametarski model, jer smatra da parametarske distribucije mogu biti koristan dodatak ovom okviru kada se procenjuje VaR na veoma visokom kvantilu. Takođe, ističe da je izraz „istorijski VaR” neprimeren, jer i preostala dva modela mogu koristiti istorijske podatke, ako je potrebno. Najveće ograničenje istorijskog VaR-a predstavlja problem izbora vremenskog perioda (veličine uzorka), jer kretanja u prošlosti ne predstavlja uvek dobru aproksimaciju za buduća kretanja. Istorijski podaci bi trebali biti uzorkovani na dnevnom nivou za duži vremenski period, što ograničava i otežava primenu ovog modela. Stoga, izbor podataka kod standardnog modela istorijske simulacije predstavlja ključnu determinantu validnosti procene VaR-a. U realnosti je validnost ove pretpostavke diskutabilna, jer volatilnosti na finansijskom tržištu nisu konstantne.

- Monte Carlo simulacija

Monte Carlo simulacija predstavlja najkompleksniju i najprecizniju metodu procene maksimalno mogućeg gubitka. Za razliku od istorijske simulacije ne temelji se na pretpostavci kako će faktori rizika u budućnosti imati isto kretanje kao što su ga imali u prošlosti, već na temelju trenutnih podataka simulira njihovu distribuciju verovatnoće u budućnosti. Prednost Monte Carlo simulacije je što ona može tretirati beskonačno mnogo scenarija i testirati mnogobrojne potencijalne događaje.

<sup>124</sup> Alexander C. (2008). Value at Risk Models, John Wiley & Sons Ltd, Chichester (str.1).

<sup>125</sup> Šverko, I. (2002). Rizična vrednost (value at risk) kao metoda upravljanja rizicima. Ekonomski pregled, 53 (7-8), 640-657.

<sup>126</sup> Alexander C. (2008). Value at Risk Models, John Wiley & Sons Ltd, Chichester (str.42 i 43).

Jeremić, Terzić & Milojević (2016)<sup>127</sup> u svojoj studiji bave se mogućnošću predviđanja i ponašanjem raznih klasa VaR modela usredsređujući se na tržište kapitala Srbije (BELEX15) u periodu od 2005. do 2015. godine. Rezultati istraživanja ukazuju da standardni VaR modeli potcenjuju predviđanje rizika na tržištu kapitala u Srbiji. Rezultati istraživanja potvrđuju da regulatorna tela i investitori na finansijskim tržištima u zemljama u tranziciji treba da promene tradicionalno viđenje i razumevanje modelovanja rizika i prinosa. Autori ističu da je potrebno da se uvedu kompleksnije mere rizika, dok VaR modeli upotrebljeni za razvijena tržišta nisu pogodni za tržište kapitala u Srbiji.

Terzić, Jeremić & Milojević (2016)<sup>128</sup> testirali su mogućnost primene standardnih VaR modela za evaluaciju i procenu tržišnog rizika akcija u Republici Srpskoj. Istraživanje je sprovedeno na berzanskom indeksu BIRS u periodu od 4.10.2005. godine do 1.6.2015. godine. Testirana je aplikativnost VaR modela sa nivoima poverenja od 95% i 99%, zasnovanih na pristupu istorijske simulacije i eksponencijalno ponderisanih pokretnih proseka (Risk Metrics). Glavni nalazi istraživanja pokazuju da model VaR-a zasnovan na pristupima istorijske simulacije i Risk Metrics metodologije daje zadovoljavajuću procenu izloženosti tržišnom riziku kada je u pitanju investiranje na tržištu kapitala Republike Srpske.

Anđelković, Đaković & Sujić (2012)<sup>129</sup> istraživali su uspešnosti VaR metoda na srpskom finansijskom tržištu u periodu od 10.04.2005. do 20.05.2011. godine. Kao reporni pokazatelj stanja i prilika na srpskom finansijskom tržištu korišćen je berzanski indeks BELEX15. Rezultati istraživanja ukazuju na neophodnost primene VaR metoda upravljanja tržišnim rizikom na finansijskom tržištu Republike Srbije.

Radivojević, Milojković & Đurčić (2015)<sup>130</sup> u svojoj studiju testiraju dva neparаметarska modela istorijske simulacije: standardni model istorijske simulacije i model istorijske simulacije ponderisan vremenom na finansijskim tržištima pet balkanskih zemalja (Srbija, Hrvatska, Crna Gora, Bosna i Hercegovina i Makedonija). Zaključak koji autori izvode jeste da se posmatrani modeli mogu koristiti pouzdano za procenu tržišnog rizika na tržištima u nastajanju, kakva su tržišta zemalja bivše Jugoslavije. Ovakvi rezultati su u suprotnosti sa brojnim empirijskim istraživanjima.

Uobičajene procene VaR-a zasnivaju se na pretpostavci da se standardna devijacija ne menja tokom vremena, dok brojna istraživanja potvrđuju činjenicu da su bolje procene modela koji eksplicitno omogućuju pretpostavku da je standardna devijacija promenljiva. Dve ključne varijante modela su predložene, a to su ARCH i GARCH metode, koje obezbeđuju bolju procenu varijanse i bolju procenu VaR-a.

Kvantil-kvantil (Q-Q) dijagram predstavlja koristan alat za vizuelni uvid odstupanja prinosa od normalne raspodele kao i za identifikaciju autlejera i ekstremnih događaja. Osnovna ideja ovog dijagrama u analizi i prognoziranju finansijskih vremenskih serija je

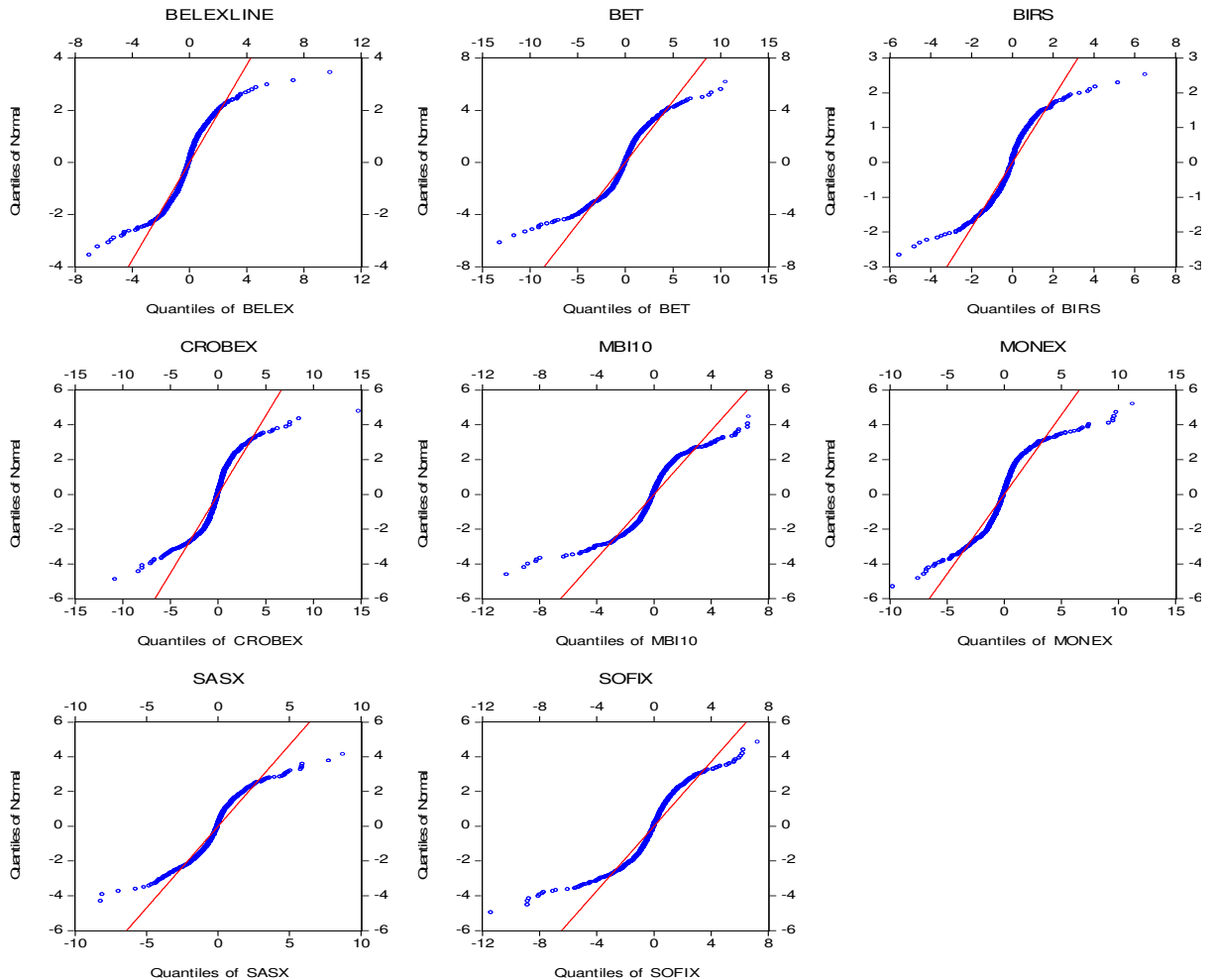
<sup>127</sup> Jeremić, Z., Terzić, I. & Milojević, M. (2016). Procena i validacija VAR modela na tržištu kapitala u Srbiji u periodu od 2005. do 2015. godine. *Bankarstvo*, 45 (1), 14-41.

<sup>128</sup> Terzić, I., Jeremić, Z., & Milojević, M. (2016). Modelovanje rizika na Banjalučkoj berzi. Zbornik radova Univerziteta Sinergija, 79-82. DOI: 10.7251/ZRSNG1501079T

<sup>129</sup> Anđelković, G., Đaković, V. & Sujić, M. M. (2012). An empirical evaluation of value-at-risk: the case of the Belgrade stock exchange index - BELEX15. *Industrija*, 40 (1), 39-60.

<sup>130</sup> Radivojević, N., Milojković, D. & Đurčić, N. (2015). Aplikativnost neparаметarskih modela istorijske simulacije na tržištima u nastajanju. *Poslovna ekonomija*, 2, 89-106.

da se nanesu kvantili empirijskih prinosa (Y-osa) nasuprot kvantila teoretske normalne raspodele prinosa (X-osa). Ako stope prinosa slede normalan raspored prinosa, grafik treba da izgleda kao prava linija koja stoji pod uglom od 45 stepeni. Sistematska odstupanja od linije koja je pod uglom od 45 stepeni ukazuju da stope prinosa nisu dobro opisane normalnom raspodelom. Na narednom grafikonu su prikazani Q-Q dijagrami analiziranih prinosa berzanskih indeksa – BELEXline, BIRS, BET, CROBEX, MBI10, MONEX, SASX-10 i SOFIX.



Grafikon 12: Q-Q dijagrami prinosa berzanskih indeksa u regionu<sup>131</sup>

Analizom dijagrama Q-Q, može se dokazati da empirijske raspodele dnevnih stopa prinosa berzanskih indeksa u regionu imaju teže repove u odnosu na one iz normalne raspodele. Uočene su i razlike u intenzitetu odstupanja za posmatrane berze u regionu. Očigledno je da autlejeri i ekstremne vrednosti uzrokuju debele repove u raspodeli. Stoga je neophodno napomenuti za dalja istraživanja u ovoj disertaciji da postojanje ekstremnih vrednosti u uzorku može dovesti do pojave heteroskedastičnosti. To je takozvano postojanje autlejera, posmatranja koja veoma odstupaju (veoma male ili velike vrednosti) od drugih opservacija u uzorku. Razlog za to predstavlja period istraživanja od 2008. do 2014. godine, koji se preklapa sa periodom globalne finansijske krize i prelivanjem njenih efekata na posmatrana tržišta kapitala u regionu.

<sup>131</sup> Kalkulacija autora, EViews output

## II DEO: DETERMINANTE CENE AKCIJA (PRINOSA NA AKCIJE)

Investitori prilikom ulaganja u hartije od vrednosti uzimaju u obzir ex-post i ex-ante prinose za donošenje investicionih odluka. Razlog fundamentalne analize leži u činjenici da su investicije u finansijska sredstva usko povezane sa različitim vrstama rizika koji su ograničeni, delimično, faktorima kompanije, faktorima privredne grane, tržišno orijentisanim faktorima i makroekonomskim faktorima. Poznavanje nestabilnosti i osetljivosti svakog faktora u vezi sa ponašanjem cena akcija pomoći će investitoru da uživa konkurentnu prednost u odnosu na one koji nemaju takva saznanja. Zato su istraživači iz celog sveta uložili napore da identifikuju ključne faktore koji značajno doprinose nestabilnosti cena akcija. Dvadeset godina istraživanja na temu uticaja makroekonomskih varijabli na cene akcija ni do danas nije definisalo opšte mišljenje determinanti koje određuju cene akcija. Dobijeni nalazi imaju distinktivna obeležja za razvijene i emergentne ekonomije.

### 1. Pregled literature koja dokazuje postojanje veze između makroekonomskih varijabli i cena akcija

U ovom poglavlju dat je pregled relevantne literature koja empirijski dokazuje postojanje kointegracije makroekonomskih varijabli i cena akcija. Tokom poslednje dve decenije, analiza interakcije makroekonomskih varijabli i cena akcija dominira u finansijskoj literaturi. Brojne studije pretenduju da identifikuju faktore koji utiču na cene akcija na različitim berzama. Većina ovih studija je vođena hipotezom efikasnosti tržišta koja podržava stav da cene akcija ne mogu da predvide istorijski podaci. Dobijeni rezultati se razlikuju kako među zemljama, tako i u okviru iste zemlje, a razlog tome je upotreba različite metodologije, frekvencije podataka i vremenski period posmatranju. Međutim, pregled naučne i stručne literature ukazuje da još uvek ne postoji jedinstven odgovor cene akcija na impulse u ekonomiji. Evidentno je da makroekonomske varijable imaju krucijalnu ulogu u poslovanju finansijskih berzi.

#### 1.1. Pregled vladajućih stavova makroekonmskih varijabli i cena akcija u razvijenim zemljama

Uzimajući u obzir teorijski i metodski diskurs, pitanje kauzalnosti makroekonomskih varijabli i tržišta akcija proučavano je sa više aspekata. Teoretski posmatrano, makroekonomske varijable utiču na tržište akcija, ali posmatran uticaj (smer i intenzitet) varira od jednog do drugog istraživanja i tržišta kapitala. U narednoj tabeli dat je pregled sprovedenih istraživanja u razvijenim zemljama sa osvrtom na glavne rezultate tih studija.

Tabela 50: Pregled istraživanja uticaja makroekonomskih varijabli na cene akcija (prinos akcija) u razvijenim zemljama<sup>132</sup>

Autor(i)	Zemlja	Period	Rezultati istraživanja
Mukherjee & Naka (1995) <sup>133</sup>	Japan	1971-1990.	Posmatrane promenljive (novčana masa, dugoročna kamatna stopa na državne obveznice, inflacija, devizni kurs, industrijska proizvodnja i pozivna stopa novca – kratkoročna stopa pozajmljivanja) su snažno integrisane sa cenom akcija.
Liljebloom & Stenius (1997) <sup>134</sup>	Finska	1920-1991.	Studija je ukazala na dvosmernu vezu: od volatilnosti berze do makroekonomske volatilnosti i od makroekonomske volatilnosti do volatilnosti berze.
Kearney & Daly (1998) <sup>135</sup>	Australija	jul 1972- januar 1994.	Uslovna promenljivost inflacije i kamatne stope su direktno povezane sa berzanskom nestabilnošću, dok su industrijska proizvodnja, deficit tekućeg računa i novčana masa indirektno povezani. Najjači efekat ima novčana masa. Nije pronađen nikakav dokaz o prelivanju šokova sa deviznog tržišta na tržište akcija.
Thornton (1998) <sup>136</sup>	Nemačka	1960 - 1989.	Realne cene akcija imaju signifikantan i značajan efekat na dugoročnu tražnju za novčanom masom (M1). Utvrđeno je postojanje jednosmerna Grejndžer uzročnosti od kamatnih stopa do cene akcija.
Döpke & Pierdzioch. (1999) <sup>137</sup>	Nemačka	januar 1968 – avgust 1998.	Grejndžerov test uzročnosti ukazuje da tržište akcija nema moć predviđanja inflacije, i obrnuto.
Gjerde & Sættem (1999) <sup>138</sup>	Norveška	1974-1994.	Studija ukazuje da promene u realnim kamatnim stopama utiču na prinos akcija i inflaciju, a berza je odgovorila značajno na promene u ceni nafte. Sa druge strane berza pokazuje odloženi odgovor na promene u domaćim realnim aktivnostima.
Maysami et al. (2004) <sup>139</sup>	Singapur	1989-2001.	Studija pokazuje da je berza u Singapuru i sektorski Singapurski imovinski indeks berze zabeležio dugoročan odnos sa novčanom masom, kamatnom stopom, inflacijom, deviznim kursom i industrijskom proizvodnjom. Sektorski - Finansijski indeks berze pokazuje signifikantnu vezu sa kamatnom stopom, inflacijom i deviznim kursom. Sektorski - Indeks hotela ukazuje na signifikantnu vezu sa inflacijom, deviznim kursom i industrijskom proizvodnjom.

<sup>132</sup> Autor na osnovu citirane literature<sup>133</sup> Mukherjee, T.K. & Nakka, A. (1995). Dynamic relations Between macroeconomic variables and the Japanese stock market: An application of a vector error correction model. *The Journal of Financial Research*, 18(2), 223-237.<sup>134</sup> Liljebloom, E. & Stenius, M. (1997). Macroeconomics volatility and stock market volatility: empirical evidence on Finnish data. *Applied Financial Economics*, 7(4) 419-426.<sup>135</sup> Kearney, C. & Daly, K. (1998). The causes of stock market volatility in Australia. *Applied Financial Economics*, 8, 597-605.<sup>136</sup> Thornton, J. (1998). Real stock prices and the long-run demand for money in Germany. *Applied Financial Economics*, 8(5), 513-517.<sup>137</sup> Döpke, J. & Pierdzioch, C. (1999). Financial market volatility and inflation uncertainty: An empirical investigation, Kiel Working Paper, (No. 913) Institut für Weltwirtschaft (IfW), Kiel, 1-13.<sup>138</sup> Gjerde, Ø. & Sættem, F. (1999). Causal relations among stock returns and macroeconomic variables in a small, open economy. *Journal of International Financial Markets Institutions and Money*, 9, 61-74.<sup>139</sup> Maysami, R.C., Howe, L.C. & 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*, 24, 47-77.

Gan et al. (2006) <sup>140</sup>	Novi Zeland	januar 1990- januar 2003.	Postoji dugoročna veza između cena akcija i testiranih makroekonomskih varijabli. Grejndžerov test uzročnosti ukazuje da berzanski indeks nije vodeći pokazatelj promena makroekonomskih varijabli, jer je novozelandsko tržište akcija relativno malo u poređenju sa berzama drugih razvijenih ekonomija.
Ratanapakorn & Sharma (2007) <sup>141</sup>	SAD	1975- 1999.	Studija je pokazala da cene akcije imaju negativan odnos sa dugoročnom kamatnom stopom i pozitivan odnos sa novčanom masom, industrijskom proizvodnjom, inflacijom, deviznim kursom i kratkoročnim kamatnim stopama. U smislu kauzalnosti svaka makroekonomska varijabla utiče na cene akcija u dugom roku, ali ne i na kratak rok.
Rahman & Mustafa (2008) <sup>142</sup>	SAD	januar 1974 – april 2006.	Vektorski model ravnotežne greške ukazuje na nepostojanje dugoročne veze makroekonomskih varijabli i cena akcija iako postoji povratna veza u kratkom roku. Takođe, trenutna nestabilnost na američkom berzanskom tržištu uslovljena je nestabilnošću iz prethodnog perioda. Monetarni šokovi i šokovi u ceni nafte utiču depresivno na berzu.

Rane studije u ovom području podležu argumentima da su cene akcija (povrat na akcije) pod uticajem ekonomskih najava, makroekonomskih pokazatelja.

## 1.2. Pregled vladajućih stavova makroekonmskih varijabli i cena akcija u zemljama u razvoju

Poznavanje pravca kauzalnosti makroekonomskih varijabli i tržišta akcija u posmatranim emergentnim ekonomijama dodatno osvetljava problematiku razvoja tržišta kapitala ukazivanjem na izvore (pravce) tržišne nestabilnosti.

Tabela 51: Pregled istraživanja uticaja makroekonomskih varijabli na cene akcija (prinos akcija) u zemljama u razvoju<sup>143</sup>

Autor(i)	Zemlja	Period	Razultati istraživanja
Maghayereh (2003) <sup>144</sup>	Jordan	1987-2000.	Postoje dokazi da se izvoz, devizne rezerve, kamatna stopa, industrijska proizvodnja i inflacija ogledaju u ceni akcija, postoji kointegracija.
Al-Sharkas (2004) <sup>145</sup>	Jordan	mart 1980 – decembar 2003.	Empirijski rezultati ukazuju na postojanje dugoročne ravnotežne veze između indeksa industrijske proizvodnje, ponude novca, inflacije,

<sup>140</sup> Gan, C., Lee, M., Yong, H.H.A. & Zhang, J. (2006). Macroeconomic Variables and Stock Market Interactions: New Zealand Evidence. *Investment Management and Financial Innovations*, 3 (4), 89-101.

<sup>141</sup> Ratanapakorn, O. & Sharma, S.C. (2007). Dynamic analysis Between the US stock returns and the macroeconomic variables. *Applied Financial Economics* 17(5), 369-377.

<sup>142</sup> Rahman, M. & Mustafa, M. (2008). Influences of Money Supply and Oil Price on U.S. Stock Market. *North American Journal of Finance and Banking Research*, 2 (2), 1-12.

<sup>143</sup> Autor na osnovu citirane literature

<sup>144</sup> Maghayereh, A. (2003). Causal Relations among Stock Prices and Macroeconomic Variables in the Small, Open Economy of Jordan. *JKAU: Econ. & Adm.*, 17 (2), 3-12.

<sup>145</sup> Al-Sharkas, A. (2004). The dynamic relationship Between macroeconomic factors and the Jordanian stock market. *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, 1(1), 97-114.

			kamatne stope i cene akcija.
Ibrahim (2006) <sup>146</sup>	Malezija	januar 1978 – april 1998.	Rezultati su pokazali da su bankarski krediti odreagovali pozitivno na povećanje cene akcija, ali da ne važi i obrnuto. Važna implikacija je da zdravlje bankarskog sektora ključno zavisi od stabilnosti berze i stabilnosti realne proizvodnje.
Adam & Tweneboah (2008) <sup>147</sup>	Gana	1991 – 2006.	Glavni nalazi upućuju na postojanje kointegracije (dugoročne veze) između stranih direktnih investicija, inflacije, kamatne stope, deviznog kursa i cene akcija.
Acikalin, Aktas & Unal (2008) <sup>148</sup>	Turska	decembar 1991.- decembar 2006.	Rezultati ukazuju postojanje dugoročne ravnotežne veze između makroekonomskih varijabli - bruto domaćeg proizvoda, deviznog kursa, kamatne stope, bilansa tekućeg računa i cene akcija.
Hussainey & Ngoc (2009) <sup>149</sup>	Vijetnam	januar 2001 – april 2008.	Rezultati istraživanja pokazuju da industrijska proizvodnja ima pozitivan uticaj na vijetnamske cene akcija, dok kamatne stope (kratkoročne i dugoročne) imaju beznačajan uticaj na cene akcija. Rezultati istraživanja, takođe, sugerišu da realne proizvodne aktivnosti u SAD-u imaju značajan uticaj na cene vijetnamskih akcija u poređenju sa američkim tržištem novca.
Hasan & Javed (2009) <sup>150</sup>	Pakistan	jun 1998 – jun 2008.	Studija je dokazala postojanje dugoročne i kratkoročne veze između monetarnih varijabli (ponuda novca, kamatne stope, inflacija i devizni kurs) i tržišta akcija.
Singh, Mehta & Varsha (2011) <sup>151</sup>	Tajvan	2003 – 2008.	Empirijski nalazi su otkrili da devizni kurs i BDP utiču na sve (prinose) povrate svih portfolia, osim za mala preduzeća, dok stopa inflacije ima značajan uticaj samo na portfolio malih preduzeća. Stopa zaposlenosti i novčana masa nemaju značajan uticaj na povrat akcija.
Afzal & Hossain(2011) <sup>152</sup>	Bangladeš	jul 2003 – oktobar 2011.	Rezultati pokazuju da postoji kointegracija između cene akcija i varijabla M1, M2 i stope inflacije, što ukazuje na postojanje dugoročne veze između njih.
Aurangzeb (2012) <sup>153</sup>	Zemlje Južne Azije (Pakistan, Šri Lanka)	1997-2010.	Rezultati regresije ukazuju da strane direktne investicije i devizni kurs imaju značajan pozitivan uticaj na performanse berze u posmatranim zemljama Južne Azije, dok kamatna stopa ima negativan i značajan uticaj na performanse berze.

<sup>146</sup> Ibrahim, M.H. (2006). Stock prices and bank loan dynamics in a developing country: The case of Malaysia. *Journal of Applied Economics*, 9(1), 71-89.

<sup>147</sup> Adam, A.M. & Tweneboah, G.(2008). Macroeconomic Factors and Stock Market Movement: Evidence from Ghana. *MPRA Paper No.11256*. <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/11256/>

<sup>148</sup> Acikalin, S., Aktas, R. & Unal, S. (2008). Relationships Between stock markets and macroeconomic variables: An empirical analysis of the Istanbul Stock Exchange. *Investment Management and Financial Innovations*, 5(1), 8-16.

<sup>149</sup> Hussainey, K. & Ngoc, L.K. (2009). The impact of macroeconomic indicators on Vietnamese stock prices. *The Journal of Risk Finance*, 10(4), 321-332.

<sup>150</sup> Hasan,A. & Javed,M.T. (2009). An Empirical Investigation of the Causal Relationship among Monetary Variables and Equity Market Returns. *The Lahore Journal of Economics*, 1 (1), 115-137.

<sup>151</sup> Singh,T., Mehta, S. & Varsha, M.S. (2011). Macroeconomic factors and stock returns: Evidence from Taiwan. *Journal of Economics and International Finance*, 2(4), 217-227.

<sup>152</sup> Afzal, N. & Hossain, S.S. (2011). An Empirical Analysis of the Relationship Between Macroeconomic Variables and Stock Prices in Bangladesh. *Bangladesh Development Studies*, 34(4), 95-105.

<sup>153</sup> Aurangzeb, D. (2012). Factors Affecting Performance of Stock Market: Evidence from South Asian Countries. *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, 2(9), 1-15.

	i India)		Takođe je uočen negativan, ali statistički beznačajan uticaj inflacije.
Akbar, Ali & Khan (2012) <sup>154</sup>	Pakistan	januar 1999 – jun 2008.	Rezultati pokazuju da su cene akcije pozitivno povezane sa ponudom novca i kratkoročnim kamatnim stopama, dok negativna veza postoji sa inflacijom i deviznim rezervama.
Ozcan (2012) <sup>155</sup>	Turska	2003 – 2010.	Studija je izvela zaključak da cena zlata, devizni kurs, kamatna stopa, deficit tekućeg računa, cena nafte, novčana masa i obim izvoza pokazuju dugoročnu ravnotežnu vezu sa cenom akcija (berzanskim indeksom).
Forson & Janrattanagul (2014) <sup>156</sup>	Tajland	1990 – 2009.	Postoji dugoročna ravnotežna veza između berzanskog indeksa i makroekonomskih varijabli. Ponuda novca ima pozitivan uticaj, dok indeks industrijske proizvodnje i indeks potrošačkih cena pokazuju negativne dugoročne odnose sa berzanskim indeksom.
Venkatraja (2014) <sup>157</sup>	Indija	april 2010 – jun 2014.	Inflacija, strane institucionalne investicije i devizni kurs imaju statistički pozitivan uticaj na cene akcija, dok cena zlata ima negativan statistički signifikantan uticaj na cene akcija.
Singh (2014) <sup>158</sup>	Indija	januar 2011 – decembar 2012.	Empirijski nalazi pokazuju značajan uticaj makroekonomskih varijabli na indijski berzu.
Phuyal (2016) <sup>159</sup>	Nepal	2003 – 2012.	Dugoročna veza postoji između berzanskih indeksa (cena akcija) i inflacije, kamatne stope i doznaka.

U tabeli 51, prikazani su ključni rezultati istraživanja u zemljama u razvoju. Pregled empirijskih nalaza iz oblasti problematike istraživanja ukazuje na prisustvo evidentne razlike u pogledu ključnih determinanti cena akcija u razvijenim zemljama i zemljama u razvoju. Odnosno na osnovu dobijenih nalaza nije moguće generalizovati rezultate efekata makroekonomskih varijabli na cene akcija.

## 2. Relevantne makroekonomske determinante cene akcija

Cene akcija su pod uticajem različitih makroekonomskih pokazatelja. Poznavanje efekata makroekonomskih varijabli daje mogućnost predviđanja u kom će smeru i intenzitetu doći do promene cene akcija. Štimac (2015)<sup>160</sup> ističe da u slučaju kada analitičari neku zemlju ocene kao dobro mesto za ulaganje, to podstiče velike investitore da krenu da investiraju u

<sup>154</sup> Akbar, M., Ali, S. & Khan, M.F. (2012). The relationship of stock prices and macroeconomic variables revisited: Evidence from Karachi stock exchange. *African Journal of Business Management*, 6(4), 1315-1322.

<sup>155</sup> Ozcan, A. (2012). The Relationship Between Macroeconomic Variables and ISE Industry Index. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 2(2), 184-189.

<sup>156</sup> Forson, J.A. & Janrattanagul, J.(2014). Selected Macroeconomic Variables and Stock Market Movements: Empirical evidence from Thailand. *Contemporary economics*, 8(2), 154-174.DOI:10.5709/ce.1897-9254.138

<sup>157</sup> Venkatraja, B.(2014). Impact Of Macroeconomic Variables On Stock Market Performance In India: An Empirical Analysis. *International Journal of Business Quantitative Economics and Applied Management Research*, 1(6), 71-85.

<sup>158</sup> Singh,P. (2014). An empirical relationship between selected Indian stock market indices and macroeconomic indicators. *International Journal of Research in Business Management*, 2(9), 81-92.

<sup>159</sup> Phuyal, N. (2016). Can Macroeconomic Variables Explain Long Term Stock Market Movements? A Study of Nepali Capital Market. *Journal of Business and Management Research*, 1(1), 26-38. DOI:<http://dx.doi.org/10.3126/jbmr.v1i1.14549>

<sup>160</sup> Štimac, M. (2015). Slom berze ili slom sistema, "Vreme" 3. Septembar, br. 1287.



neku oblast, a za njima i oni manji, što neminovno podiže cene akcija iznad uobičajenih. On navodi, da se tako dobija efekat koji je više u vezi sa bihevioralnom psihologijom, nego sa ekonomijom – efekat goluba na trgu: „*svi slete kada bacite mrvice i svi se razlete kada mahnete rukom.*”

U ovom poglavlju se fokusiramo na uticaj makroekonomskih varijabli (inflacija merene indeksom potrošačkih cena, indeks industrijske proizvodnje, kamatna stopa, novčana masa, devizni kurs, cena zlata, cena nafte) na tržište akcija. Studije o faktorima koji utiču na cene akcija predstavljaju bazu podataka ključnu za teoretičare i investitore koji nastoje da izvrše optimizaciju procesa upravljanja, te na taj način obezbede sigurne i stabilne prinose akcija. Cene akcija imaju značajnu ulogu u ekonomiji kroz različite kanale poverenja. Više cene akcija obezbeđuju dodatni stimulans i pozitivne efekte za domaćinstva i firme (smanjenje troškova kapitala) koji ih poseduju, bilo direktno ili indirektno, a smanjuju neizvesnost budućih ekonomskih događaja.

Metodologija ovog dela istraživanja fokusirana je na sledeće:

1. teoretski aspekti veze između cena akcija i makroekonomskih varijabli
2. prethodna empirijska istraživanja
3. makroekonomska situacija odabranih zemalja u regionu
4. zaključci na osnovu početnog uvida u stanje odnosa makroekonomskih varijabli i berzanskih indeksa

Ovaj segment doktorske disertacije pretpostavke donosi na osnovu deskriptivnog uvida, dok je naredno poglavlje rezervisano za empirijsko testiranje osobina vremenskih serija podataka i razvijanje modela.

## 2.1. Efekat inflacije na cene akcija

Najstariji zaključci u vezi sa stopom inflacije i cenama (prinosom) akcija zasnovani su na hipotezama Irvinga Fišera (Irving Fisher, 1930)<sup>161</sup> koji ističe da postoji implikacija da se ulaganje u hartije od vrednosti zaštiti od inflacije. Finansijski instrumenti i akcije trebaju da imaju pozitivno kretanje sa očekivanom inflacijom kako bi se zaštitila realna vrednost prinosa. Akademski krugovi ističu da inflacija utiče na cenu akcija, ali su empirijski rezultati u pogledu uticaja, kontraverzni. Fama (1981)<sup>162</sup> je objasnio da negativan odnos između prinosa akcija i inflacije izaziva pozitivan odnos prinosa akcija i proizvodnih aktivnosti i sa druge strane negativan odnos između inflacije i proizvodnih aktivnosti. Zbog tržišta kapitala u razvoju, koja nisu savršena, istraživanja o efektima inflacije osim produbljanja teoretskih stavova može dati određene reference za kreatora makroekonomske politike.

Irving Fišer je nastojao da objasni uticaj između inflacije i kamatnih stopa, prema formuli gde je:

$$\text{Realna kamatna stopa} = \text{nominalna kamatna stopa} - \text{stopa inflacije.}$$

Prema navedenoj formuli realna stopa prinosa na akcije i stopa inflacije su pod uticajem nominalne stope prinosa akcija. Smatra se da su cene akcija i inflacije pozitivno korelirane. U praksi sve zemlje (posmatrane, Srbija i Rumunija) sa režimom targetirane inflacije kao cilj biraju nivo inflacije koji je iznad nule umesto nivoa cena. Odluka o ciljanoj stopi

<sup>161</sup> Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest*. New York: Macmillan.

<sup>162</sup> Fama, E.F. (1981). Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money. *American Economic Review*, 71(4), 545-565.

inflacije značajno iznad nule predstavlja predostrožnost kreatora monetarne politike, jer preniska inflacija, odnosno deflacija može imati značajne negativne posledice na realnu privrednu aktivnost. Bitno je napomenuti da određivanje pozitivne stope inflacije ne vodi ka nestabilnosti inflacionih očekivanja niti padu kredibiliteta Centralne banke.

Mousa i saradnici (Mousa et al., 2012)<sup>163</sup> ukazuju da rezultati studije na berzi u Jordanu variraju. Ne nude sve kompanije zaštitu od inflacije. Određen broj kompanija pokazuje pozitivnu, dok ostale odabrane kompanije ukazuju na negativnu korelaciju između promena cena akcija i inflacije.

Olufisajo (Olufisayo, 2013)<sup>164</sup> objašnjava vezu između cene akcija i inflacije u Nigeriji u periodu od 1986. do 2010. godine. Rezultati podržavaju Fišer-ov efekat u kratkom roku i dugom roku. Rezultati protivreče nalazima ranijih studija o postojanju negativne veze između inflacije i cene akcija.

Tripathi i Kumar (Tripathi & Kumar, 2014)<sup>165</sup> ispitivali su u svojoj studiji vezu između inflacije i cene akcija u Brazilu, Rusiji, Indiji, Kini i Južnoj Africi u periodu od 2000. do 2013. godine, koristeći se kvartalnim podacima. Oni pronalaze da postoji pozitivna statistički značajna veza između inflacije i prinosa na akcije u Indiji i Kini, dok negativna veza između ove dve varijable postoji u Rusiji i Brazilu. Rezultati kointegracije ne ukazuju na postojanje dugoročne ravnoteže u slučaju Rusije, Indije i Južne Afrike, dok su rezultati ukazali na uspostavljanje dugoročne ravnoteže u Brazilu i Kini.

Bai (Bai, 2014)<sup>166</sup> u svom istraživanju Kineske berze ističe da su trenutne cene akcija pod ograničenim uticajem inflacije. Ali ni slaba korelacija ne može da ignoriše uticaj inflacije, jer je inflacije počela da igra značajnu ulogu u kreiranju cena akcija.

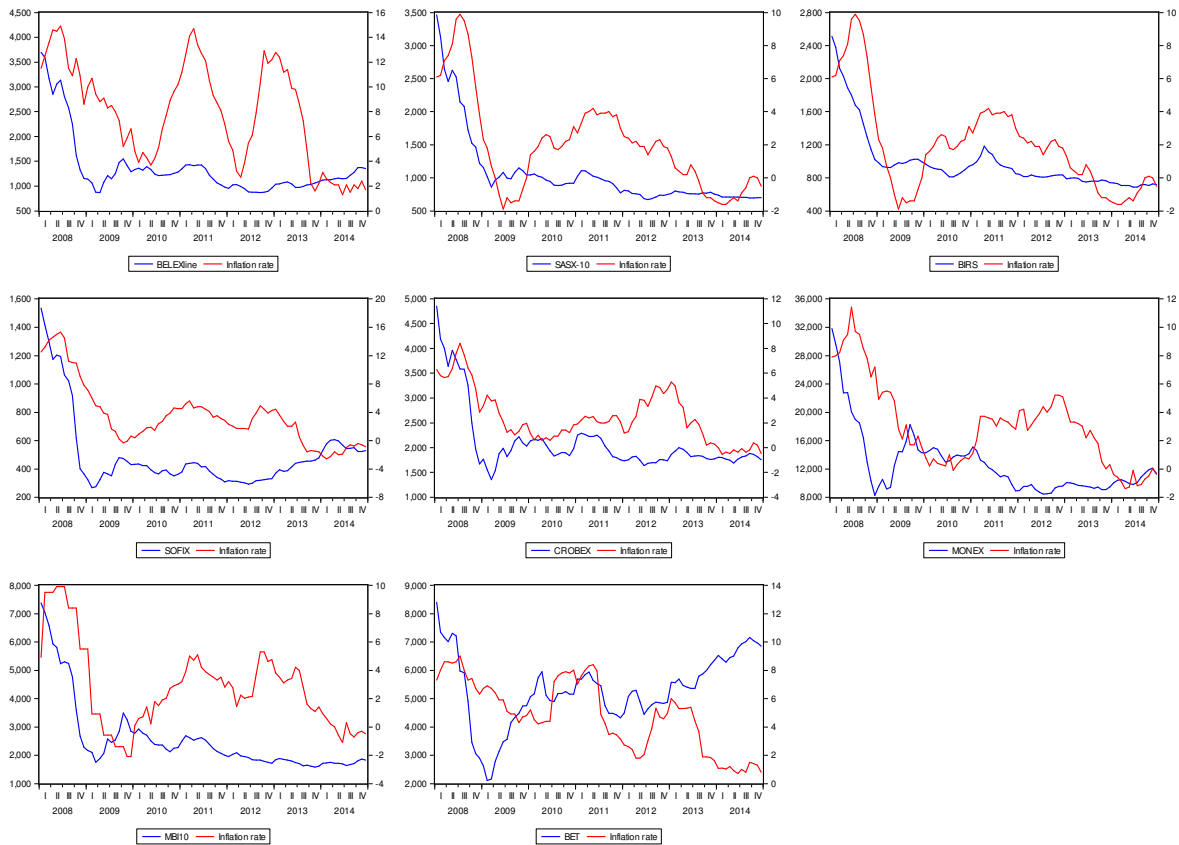
---

<sup>163</sup> Mousa, S.N., Alsafi, W., Hasonah, A. & Abo-orabi, M.M. (2012). The relationship Between inflation and stock prices (A Case of Jordan). *IJRRAS*, 10(1), 46-52.

<sup>164</sup> Olufisayo, A.O. (2013). Stock Prices and Inflation: Evidence from Nigeria. *American Journal of Economics*, 3(6), 260-267.

<sup>165</sup> Tripathi, V. & Kumar, A. (2014). Relationship Between Inflation and Stock Returns – Evidence from BRICS markets using Panel Cointegration Test. *International Journal of Accounting and Financial Reporting*, 4(2), 647-658.

<sup>166</sup> Bai, Z. (2014). Study on the Impact of Inflation on the Stock Market in China. *International Journal of Business and Social Science*, 5(7-1), 261-271.



Grafikon 13: Trend kretanja cena akcija (berzanskih indeksa) i stope inflacije u odabranim zemljama u regionu<sup>167</sup>

Na grafikonu 13 prikazane su uporedno prosečne mesečne cene akcija i stope inflacije u odabranim zemljama u regionu u periodu od 2008. do 2014. godine. Uvidom u grafikon, evidentno je da je od drugog kvartala 2008. godine primetan rast stope inflacije, odnosno sve zemlje beleže visoku inflaciju, pri čemu je najviša - dvocifrena inflacija zabeležena u toku juna meseca 2008. godine u Srbiji (14,9%), Bugarskoj (15,9%) i Crnoj Gori (11,4%). Do 2012. godine u svakoj zemlji postojala je inflacija, pri čemu je primetno najviša bila u Srbiji. U 2014. godini u većini posmatranih zemalja prisutna je deflacija, izuzev Srbije i Rumunije gde je inflacija na kraju godine iznosila 1,7%, odnosno 0,8%, respektivno. Objašnjenje za ovakav trend može se pronaći u efektima globalne ekonomske krize. Nova situacija na berzi generiše nove izazove i dolazi do značajnog pada prinosa akcija usled globalne finansijske krize. U tom periodu, sve berze u region, pokazuju prisustvo negativne korelacije između cena akcija i stope inflacije. Za bolje razumevanje karakteristika vremenskih serija podataka treba sagledati dinamiku kretanja cena akcija i promene inflacije.

Vizuelna predstava *a priori* ukazuju na prisustvo negativne veze između kretanja cena akcija i stope inflacije, ali je za bolje razumevanje smera i intenziteta njihovih efekata neophodno sprovesti ekonometrijsko modeliranje.

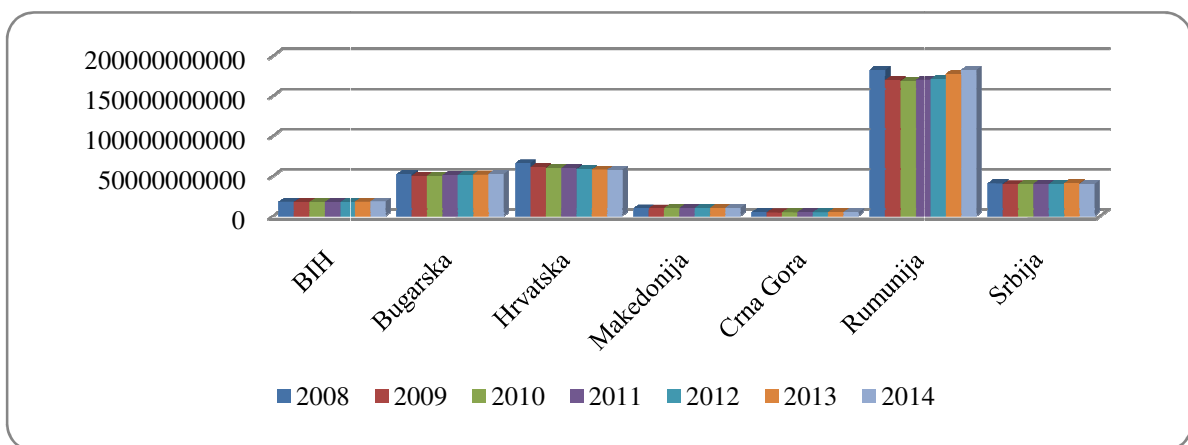
<sup>167</sup> Autor na osnovu podataka o berzanskim indeksima sa zvaničnih sajtova berzi u regionu i podataka o IR sa sajta Centralnih banaka posmatranih zemalja i sajta <https://tradingeconomics.com/>

## 2.2. Efekat mera proizvodnih aktivnosti na cene akcija

Bruto domaći proizvod predstavlja najčešće korišćenu meru proizvodnih aktivnosti jedne ekonomije. Poslednjih decenija studije o uticaju razvoja tržišta akcija na privredni rast predstavljaju stimulans interesovanja među istraživačima. Levin i Zervos (Levine & Zervos, 1998)<sup>168</sup> dokazuju da su brojne mere razvijenog tržišta akcija u pozitivnoj korelaciji sa merama realnih ekonomskih aktivnosti. Period prosperiteta utiče na povećanje bruto domaćeg proizvoda što po pravilu dovodi do porasta stope zaposlenosti i rasta potrošnje. Veća tražnja po pravilu znači rast profita za kompanije što utiče na rast cena akcija. Sa druge strane, pad cena akcija smanjuje poziciju aktive preduzeća i utiče na rast troškova zaduživanja zbog čega se preduzeća manje zadužuju i manje investiraju. Takve aktivnosti dovode do usporavanja realnih ekonomskih aktivnosti. Međutim, Haris (Harris, 1997)<sup>169</sup> ističe da je odnos između razvoja berzanskog tržišta i ekonomskog razvoja, u najboljem slučaju veoma slab. Pored teorijskih debata o odnosu proizvodnih aktivnosti i razvoja berzi, novija (nedavna) empirijska istraživanja pokazuju različite rezultata istraživanja.

Vong i Adžit (Wang & Ajit, 2013)<sup>170</sup> istraživali su uticaj razvoja berze na privredni rast u Kini. Empirijski rezultati ukazuju na negativan odnos između realnog razvoja tržišta akcija i realnog privrednog rasta (rasta BDP) u kratkom i dugom roku. Ovo istraživanje podržava činjenicu da berze u zemljama u razvoju uglavnom ne doprinose pozitivnom ekonomskom rastu.

Handžra i saradnici (Hunjra et al., 2014)<sup>171</sup> u svom istraživanju primenjuju Grejndžer kauzalnost makroekonomskih varijabli i cene akcija, u vremenskom periodu od januara 2001. do decembra 2011. godine na berzi u Pakistanu. Rezultati istraživanja ukazuje da u kratkom roku ne postoji veza između posmatranih makroekonomskih varijabli (BDP, kamatne stope, deviznog kursa i inflacije) i cena akcija. Sa druge strane nalazi ukazuju na postojanje značajne veze između posmatranih varijabli u dugom roku.



Grafikon 14: Bruto domaći proizvod (BDP) u posmatranim zemljama u regionu u periodu od 2008. do 2014. god. (mild. američkih dolara)<sup>172</sup>

<sup>168</sup> Levine, R. & Zervos, S. (1998). Stock Markets, Banks, and Economic Growth. *American Economic Review*, 88(3), 537-558.

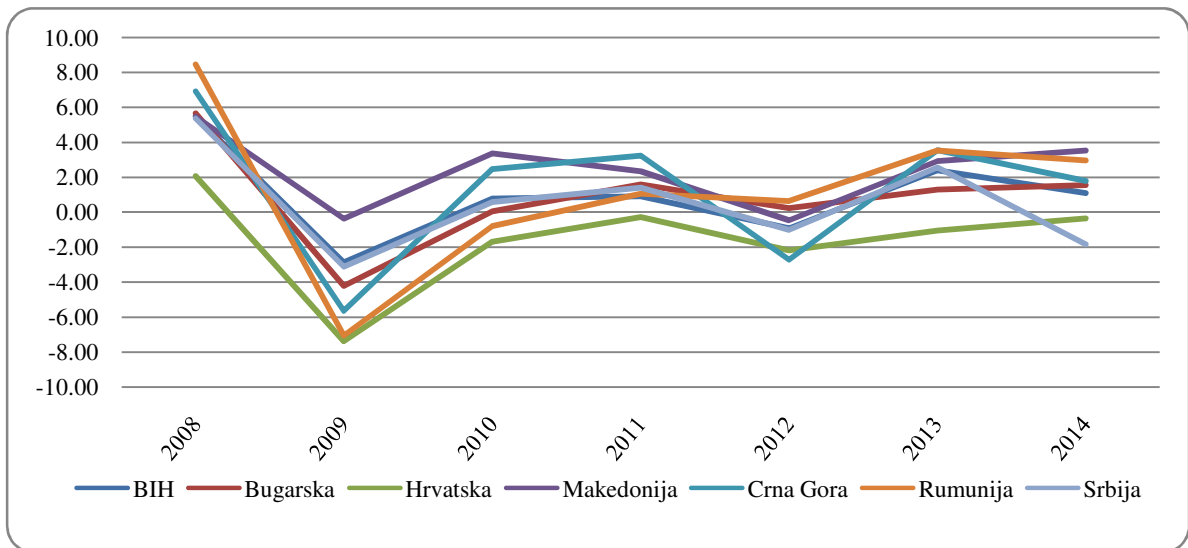
<sup>169</sup> Harris, R.D. (1997). Stock Markets and Development: A Re-assessment. *European Economic Review*, 41(1), 139-146.

<sup>170</sup> Wang, B. & Ajit, D. (2013). Stock market and economic growth in China. *Economics Bulletin*, 33(1), 95-103.

<sup>171</sup> Hunjra, A. I., Chani, M. I., Shahzad, M., Farooq, M. & Khan, K. (2014). The Impact of Macroeconomic Variables on Stock Prices in Pakistan. *International Journal of Economics and Empirical Research*, 2(1), 13-21.

<sup>172</sup> Autor na osnovu podataka sa sajta [www.worldbank.org](http://www.worldbank.org)

Na grafikonu 14 prikazan je bruto domaći proizvod – BDP (u američkim dolarima) za odabrane zemlje u regionu, za period posmatranja od 2008. do 2014. godine. Na osnovu grafičkog prikaza uočava se da najveću vrednost BDP-a ima Rumunija, slede Hrvatska, Bugarska i Srbija, a najmanju vrednost ovog indikatora beleži Crna Gora. Kontinuirani privredni rast je važna pretpostavka rešavanja ključnog ekonomskog zadatka u svakoj privredi kako bi se zadovolje rastuće potrebe ljudi upotrebom ograničenih resursa. Ovaj pokazatelj govori o veličini ekonomije jedne zemlje, a primetno je da je njegova vrednost u zemljama u regionu za posmatrani period beležila neznatne oscilacije.

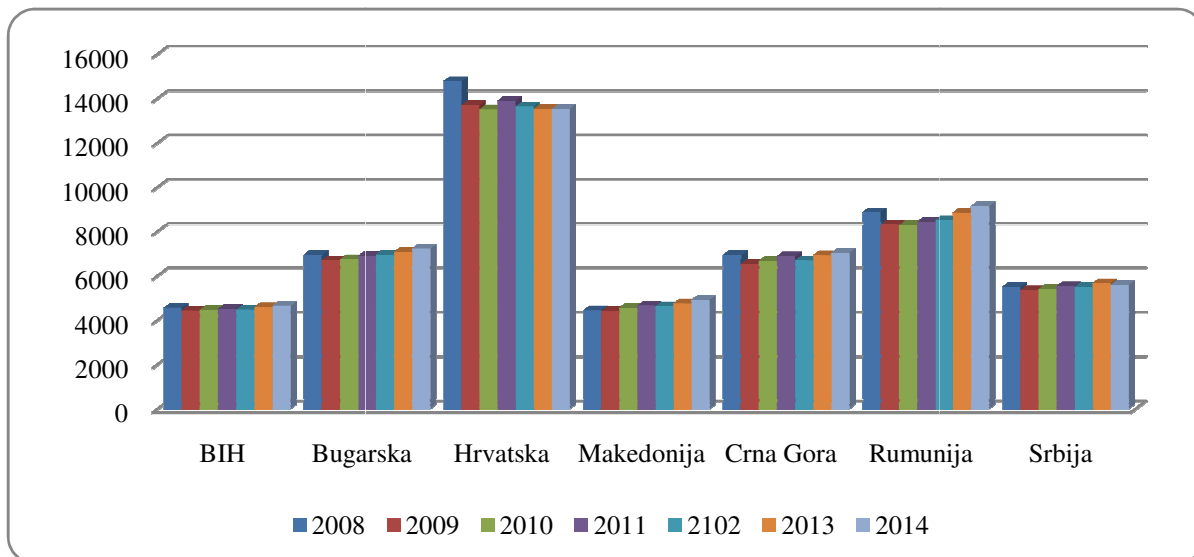


Grafikon 15: Godišnji rast BDP (%) za posmatrane zemlje u regionu u periodu od 2008. do 2014. godine<sup>173</sup>

Na grafikonu 15 prikazan je privredni rast koji se odnosi na uvećanje vrednosti proizvodnje nacionalnih ekonomija u periodu od 2008. do 2014. godine. Kao što se može primetiti, nakon svetske finansijske krize, Bugarska je jedina zemlja koja nije zabeležila negativan privredni rast (od 2010. godine) dok su kod ostalih zemalja primetne oscilacije.

<sup>173</sup> Autor na osnovu podataka sa sajta [www.worldbank.org](http://www.worldbank.org)

Bruto domaći proizvod po glavi stanovnika (*per capita*) predstavlja značajan pokazatelj životnog standarda jedne zemlje i dobija se kao količnik bruto domaćeg proizvoda i broja stanovnika jedne zemlje.

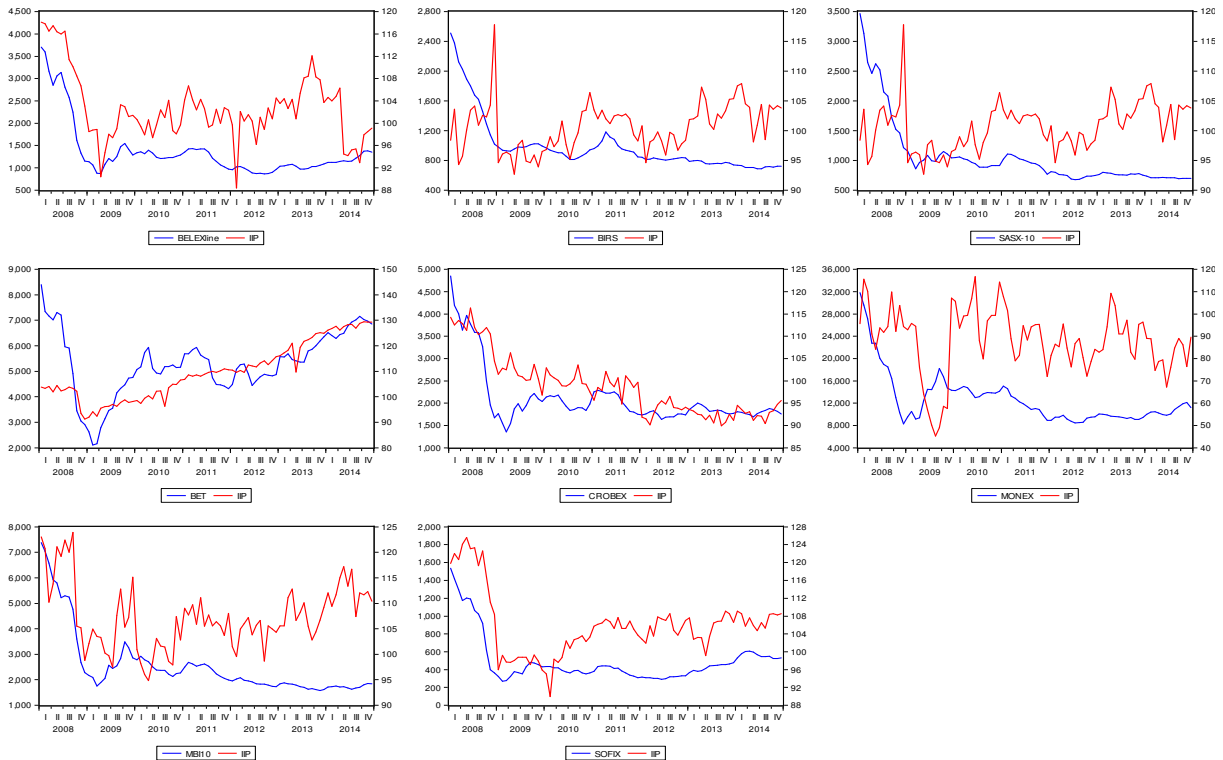


Grafikon 16: BDP po glavi stanovnika iskazan u dolarima za posmatrane zemlje u regionu u periodu od 2008. do 2014. godine<sup>174</sup>

Za dobijanje jasnije slike životnog standarda grafikon 16 ilustruje promene BDP-a *per capita* u odabranim zemljama u regionu, za posmatrani period. Najveću vrednost bruto domaćeg proizvoda po glavi stanovnika ima Hrvatska, slede Rumunija i Bugarska, dok je najniži indikator bruto domaćeg proizvod po glavi stanovnika od 2008. do 2010. godine zabeležen u Makedoniji, a u Bosni i Hercegovini od 2010. do 2014. godine. Srbija je na petom mestu, ispred nje je i Crna Gora. Ono što se može zaključiti je da se ovaj pokazatelj nije bitnije menjao tokom posmatranog perioda u svim zemljama.

Naredni grafikon predstavlja paralelni prikaz mesečnih prosečnih cena berzanskih indeksa i mesečnih vrednosti indeksa industrijske proizvodnje. Razlog za korišćenje indeksa industrijske proizvodnje kao mere aktivnosti je nedostupnost mesečnih pokazatelja za bruto domaći proizvod (podaci dostupni na kvartalnom nivou). Takođe, indeks industrijske proizvodnje korišćen kao zamenska (*proxy*) varijabla za merenje stope rasta u realnom sektoru.

<sup>174</sup> Autor na osnovu podataka sa sajta [www.worldbank.org](http://www.worldbank.org)



Grafikon 17: Trend kretanja cena akcija (berzanskih indeksa) i indeksa industrijske proizvodnje u odabranim zemljama u regionu<sup>175</sup>

Vizuelnom analizom može se ukazati *a priori* na pozitivnu korelaciju kretanja berzanskih indeksa i indeksa industrijske proizvodnje u odabranim zemljama u regionu. Grafikon 17 prikazuje da je od drugog kvartala 2008. godine prisutan trend smanjenja posmatranih varijabli u odabranim zemljama u regionu, a od druge polovine 2009. godine primetan je postepeni rast, oporavak. Sve berze u regionu u pogledu kretanja berzanskih indeksa pokazale su značajnu pozitivnu korelaciju sa merama proizvodnih aktivnosti. Postoje izuzeci od ovakvog shvatanja, jer su kratkoročne negativne korelacije između posmatranih varijabli zabeležene 2009. godine u Hrvatskoj, Crnoj Gori i Bosni i Hercegovini.

### 2.3. Efekat deviznog kursa na cene akcija

Nestabilnost deviznog kursa stvara ekonomske troškove, smanjuje profitabilnost preduzeća, te utiče na smanjenje cene akcija. Svakako da je volatilitet deviznog kursa izraženija u zemljama u razvoju, koje imaju osobine malih, otvorenih ekonomija u odnosu na razvijene zemlje. Uspostavljanjem odnosa deviznog kursa i cene akcija na berzama u regionu investitori će moći da dobiju još jedan element predvidljivosti fluktuacije tržišta akcija (povrata akcija).

Analiza uticaja deviznog kursa na cene akcija je višestruko značajna za monetarnu i fiskalnu politiku. Razumevanje odnosa cene akcija i deviznog kursa mogu biti od ključnog značaja prilikom predviđanja finansijske krize. Brojni autori ističu da je veza između deviznog tržišta i berze pomogla propagiranju Azijske finansijske krize 1997.

<sup>175</sup> Autor na osnovu podataka o berzanskim indeksima sa zvaničnih sajtova berzi u regionu i podataka o IIP sa EUROSTAT-a (<http://ec.europa.eu/eurostat>) i MONSTAT-a ([www.monstat.org](http://www.monstat.org)) za Crnu Goru u 2008. i 2009. godini)

godine (Agrawal et al., 2010; Mishra, 2004<sup>176</sup>). Naime, depresijacija tajlandskog bata izazvala je depresijaciju ostalih valuta u regionu što je dovelo do kolapsa berzi. Poznavanje odnosa između deviznog tržišta i tržišta akcija može uticati na pokretanje preventivnih mera pre krize (Khalid & Kawai, 2003).<sup>177</sup> Istraživači objašnjavaju ovaj negativan odnos na sledeći način: depresijacija deviznog kursa ukazuje na višu inflaciju u budućnosti što investitore čini skeptičnim u pogledu budućnosti rada preduzeća i kao rezultat toga očekuje se pad cena akcija. Inflacija se smatra negativnim vestima od strane berze, jer ima tendenciju da suzbije potrošnju, a time i zaradu kompanija.

Agraval i saradnici (Agrawal, Srivastav & Srivastava, 2010)<sup>178</sup> u svom istraživanju ispituju odnos berzanskog indeksa u Indiji (Nifty) i deviznog kursa (odnos indijskog rupia i US dolara). Stacionarnost je prisutna kod obe vremenske serije. U radu su korišćeni podaci u periodu od oktobra 2007. godine do marta 2009. godine koristeći dnevne podatke berzanskih indeksa na zatvaranju. Rezultati ukazuju na postojanje blage negativne veze između dve varijable i postojanje jednosmerne uzročnosti od berzanskog indeksa ka deviznom kursu, dok obrnuta uzročnost nije ustanovljena.

Mahin i Naim (Maheen & Naeem, 2013)<sup>179</sup> istraživali su uticaj deviznog kursa na povrat akcija u Pakistanu. Devizni kurs, uticaja dolara na nacionalnu valutu i povrat akcija putem KSE-100 berzanskog indeksa, koristeći mesečne podatke u periodu od 1998 do 2009. godine. Analiza ukazuju da u kratkom roku postoji odnos između ove dve varijable.

Sičongvej (Sichoongwe, 2016)<sup>180</sup> u svojoj studiji ispituje uticaj nestabilnosti deviznog kursa na berzu u Zambiji. Korišćen je GARCH model na seriju podataka od 2000. do 2015. godine. Ovo istraživanje je u skladu sa prethodnim nalazima i dokazuje postojanje inverznog odnosa između deviznog kursa i berzanskog povrata.

Poznavanje odnosa između deviznog kursa i cena akcija igra važnu ulogu u razvoju privrede jedne zemlje. Na osnovu navedenog, može se očekivati postojanje negativne veze između deviznog kursa i cena akcija. Preduzeća bi trebala da povećaju upotrebu efikasnih hedžing instrumenata na berzi kako bi se zaštitila od eventualnih negativnih efekata promene deviznog kursa. S druge strane kreatori ekonomske politike bi trebalo da deluju u pravcu stabilizacije deviznog kursa.

---

<sup>176</sup> Mishra, K. A. (2004). Stock Market and Foreign Exchange market in India: Are they related? *South Asia Economic Journal*, 5(2), 209-232.

<sup>177</sup> Khalid, A.M. & Kawai, M.(2003). Was financial market contagion the source of economic crisis in Asia?: Evidence using a multivariate VAR model. *Journal of Asian Economics*, 14(1), 131-156.

<sup>178</sup> Agrawal, G., Srivastav, A. K. & Srivastava, A. (2010). A study of exchange rates movement and stock market volatility. *International Journal of Business and Management*, 5(12), 62-73.

<sup>179</sup> Maheen, J. & Naeem, U. (2013). Impact of Foreign Exchange rate on stock prices. *IOSR Journal of Business and Management (IOSR-JBM)*, 7 (3), 45-51.

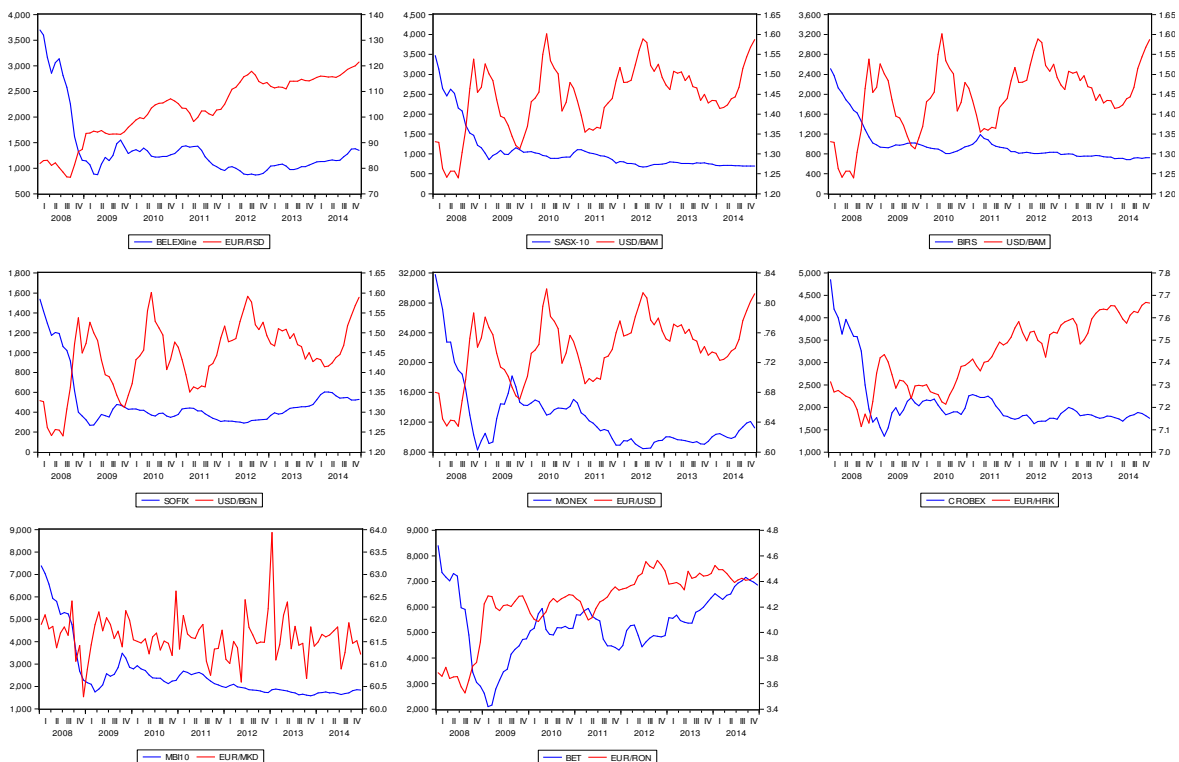
<sup>180</sup> Sichoongwe, K. (2016). Effects of Exchange Rate Volatility on the Stock Market: The Zambian Experience. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 7(4), 114-119.



Tabela 52: Pregled berzanskih indeksa i nacionalnih valuta u posmatranim zemljama u regionu<sup>181</sup>

Zemlja	Naziv berzanskog indeksa	Naziv berze i grad	Nacionalna valuta
Srbija	BELEXline	Beogradska berza, Beograd (BSE)	Dinar (RSD)
Bosna i Hercegovina	BIRS	Banjalučka berza, Banja Luka (BLSE)	Konvertibilna marka (BAM)
	SASX-10	Sarajevska berza, Sarajevo (SASE)	Konvertibilna marka (BAM)
Crna Gora	MONEX	Montenegro berza, Podgorica (MNSE)	Evro (EUR)
Makedonija	MBI10	Makedonska berza, Skoplje (MSE)	Makedonski denar (MKD)
Hrvatska	CROBEX	Zagrebačka berza, Zagreb (ZSE)	Hrvatska kuna (HRK)
Rumunija	BET	Bukureštanska berza, Bukurešt (BVB)	Rumunski lej (RON)
Bugarska	SOFIX	Bugarska berza-Sofija (BSE-Sofia)	Bugarski lev (BGN)

Tabela 52 predstavlja pregled oznaka valuta i berzanskih indeksa posmatranih u zemljama u regionu.

Grafikon 18: Uticaj depresijacije ili apresijacije nacionalnih valuta prema evru ili američkom dolaru na tržište akcija odabranih zemalja u regionu<sup>182</sup>

<sup>181</sup> Autor

<sup>182</sup> Autor na osnovu podataka iz izveštaja nacionalnih centralnih banaka i berzi posmatranih zemalja i sajta [www.x-rates.com](http://www.x-rates.com).

Napomena: Bugarska i Bosna i Hercegovina imaju valutni odbor (1.955 leva za 1 evro, odnosno 1.955 konvertibilnih maraka za 1 evro), dok Crna Gora koristi evro kao zvaničnu valutu (evroizacija). Za dalje empirijsko istraživanje ove valute su posmatrane u odnosu na američki dolar, prosečan mesečni devizni kurs za određeni period.

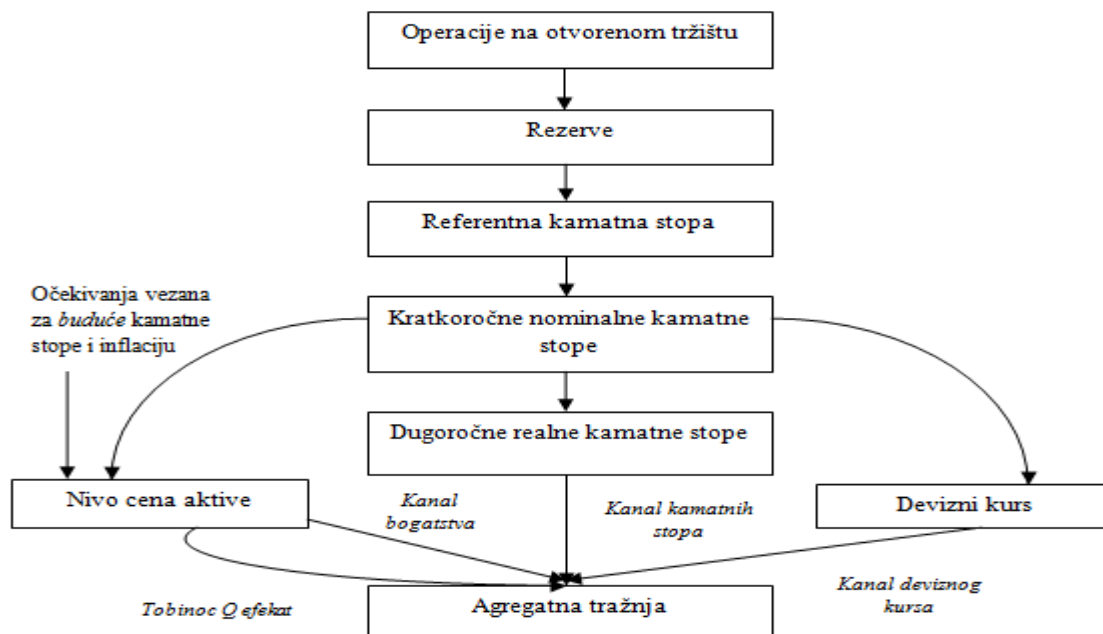
Na grafikonu 18 prikazano je kretanje deviznog kursa i cene akcija za posmatrane berze u regionu. Iz grafičkog prikaza u nekim ekonomijama u regionu može se primetiti identičan obrazac kretanja berzanskih indeksa i nacionalne valute. Posmatrajući period globalne finansijske krize može se primetiti trend rapidnog smanjenja (pada) svih indeksa, bez izuzetka. Međunarodni investitori izgubili su poverenje u svoja ulaganja i kapital je počeo da napušta tržišta u razvoju, koja su do tada imala epitet *unosnih* tržišta kapitala. Ovakva dramatična promena, u kratkom periodu, uticala je na snažnu depresijaciju nacionalnih valuta i pad berzanskih indeksa. Od 2009. godine svetska ekonomija je počela polako da se oporavlja i od tog perioda primetna je stabilizacija, stagnacija berzanskih indeksa praćena blagom apresijacijom nacionalnih valuta. Na bazi posmatranja vremenskih serija u zemljama u razvoju analiza bi ukazivala da su ove serije verovatno u obrnuto korelisanom odnosu. Vizuelnim uvidom uočeno je prisustvo depresijacije zvaničnih nacionalnih valuta prema evru i američkom dolaru u odabranim zemljama, od oktobra 2008. do kraja februara 2009. godine. Depresijacija nacionalnih valuta (izuzetak su zemlje sa valutnim odborom – Bosna i Hercegovina, Bugarska, koje su imale smanjenje deviznih rezervi zbog intervencija na deviznom tržištu), koja je nastupila, imala je veliki uticaj na pad berzanskih indeksa na posmatranim zemljama u regionu. Efekte svetske finansijske krize osetile su berze u regionu koje su reagovala u smeru drastičnog smanjenja cena akcija. Sa povećanjem kursnog rizika dolazi do rasta rizika investiranja, tako da su za portfolio investitore posmatrana berzanska tržišta postala manje interesantna. Kako su inostrani investitori generisali tražnju na posmatranim berzama doprinelo je smanjenju likvidnosti berzi i padu indeksa. Posmatrane zemlje u region pokazale su da su posebno podložne efektima svetske finansijske krize.

Na osnovu svega navedenog postoji potreba za intervencijom od strane kreatora ekonomske politike u periodu abnormalne nestabilnosti deviznog kursa kako bi se podstaklo poverenje investitora i izgradila snažna berza koja će izdržati test vremena. Postoje brojni dokazi i navodi da je za zemlje u razvoju fiksni režim deviznog kursa povezan sa najboljim performansama inflacije. Otuda, najčešći odgovor malih otvorenih ekonomija je da usvoje režim fiksnog deviznog kursa kroz pridruživanje valutnoj uniji, valutni odbor, i dr.. Međutim, režim fiksnog deviznog kursa nije lek za male otvorene ekonomije koje se suočavaju sa makroekonomskim nestabilnostima. Ekonomske i političke okolnosti ukazuju da srednje razvijene i razvijene ekonomije teže da odaberu fleksibilni režim deviznog kursa.

#### 2.4. Efekat kamatnih stopa na cene akcija

Sa promenom kamatne stope dolazi do promene profitabilnosti investicija, a to utiče i na promenu cena akcija. Kamatna stopa se smatra cenom kapitala, odnosno cenom plaćenom za korišćenje novca na određeni vremenski period. U slučaju rasta kamatnih stopa na depozite, ljudi će prebaciti svoj kapital sa tržišta akcija u banke. Pad tražnje za akcijama uticaće na smanjenje cene akcija i *vice versa*. Stoga investitori imaju veliki interes u otkrivanju promene kamatnih stopa koje mogu da pomognu u prognozi cena akcija, jer na taj način mogu pouzdanije da upravljaju svojim pozicijama i portfoliom. Teoretski posmatrano može se konstatovati, da promene kamatne stope imaju negativan efekat na cene akcija, odnosno tržište akcija. Veća kamatna stopa smanjuje efikasnost berze, jer investitori dobijaju više bez preuzimanja bilo kakvog rizika. U cilju razvoja ekonomije, kreatori ekonomske politike, Vlada, trebalo bi da vode ekspanzivnu monetarnu politiku. Iako su finansijski postoji potreba za razumevanjem dinamičke interakcije kamatnih stopa i cena akcija, tačni obrasci ostaju nejasni za zemlje u razvoju, te je potrebno empirijski

oceniti. Ovakvo israživanje pruža istraživačima dodatne informacije o primeni metodologije u cilju identifikovanja dinamičkog odnosa između posmatranih promenljivih. Tobinov Q efekat ukazuje kako monetarna teorija može delovati na ekonomiju preko cena akcija, ali u privredama gde je tržište kapitala razvijeno. Q predstavlja odnos tržišne cene preduzeća i troškova zamene kapitala. Visoka vrednost Q predstavlja signal kompaniji da tada emituje akcije, jer su uslovi povoljni za finansiranje investicija.



Šema 5: Transmisioni kanal monetarne politike na cene akcija<sup>183</sup>

Preko predstavljenog Tobinovog Q efekta (šema 5) monetarna politika deluje na sledeći način: ekspanzivna monetarna politika oslobađa javnost držanja novca kroz trošenje novca na tržištu akcija, kupovinu akcija (na razvijenim tržištima kapitala na kojima javnost ima naviku da štedi ulaganjem u hartije od vrednosti) (Lučić, 2007<sup>184</sup>). Rast tražnje za akcijama posledično povećava cenu akcija što vodi u veće Q, a veće Q u veće investiciono trošenje. Međutim, cene akcija u odabranim zemljama u regionu ne predstavljaju transmisioni kanal preko koga se može sagledati dejstvo monetarne politike na realni sektor. Za razliku od razvijenih tržišta, zemlje u regionu veliki značaj daju tradicionalnim kanalima bankarskog kreditiranja.

Alam i Udin (Alam & Uddin, 2009)<sup>185</sup> u svojoj studiji ispituju efikasnost tržišta akcija (hipotezu slabe forme efikasnosti tržišta) korišćenjem mesečnih podataka u periodu od januara 1998. godine do marta 2003. godine. Empirijski odnos između cene akcija i kamatne stope zasnovan je na petnaest zemalja, razvijenih i zemalja u razvoju. Analiza obuhvata sledeće zemlje: Australija, Bangladeš, Kanada, Čile, Kolumbija, Nemačka, Italija, Jamajka, Japan, Malezija, Meksiko, Filipini, Južna Afrika, Španija i Venecuela. Za sve zemlje je ustanovljen negativan odnos između kamatnih stopa i cena akcija, dok je za šest zemalja rezultat ukazao da promene u kamatnim stopama signifikantno negativno utiču na promene u ceni akcija. Rezultati ukazuju da je slaba forma efikasnosti tržišta

<sup>183</sup> [https://www.nbs.rs/internet/latinita/30/30\\_6/kanal\\_cena\\_aktive.pdf](https://www.nbs.rs/internet/latinita/30/30_6/kanal_cena_aktive.pdf)

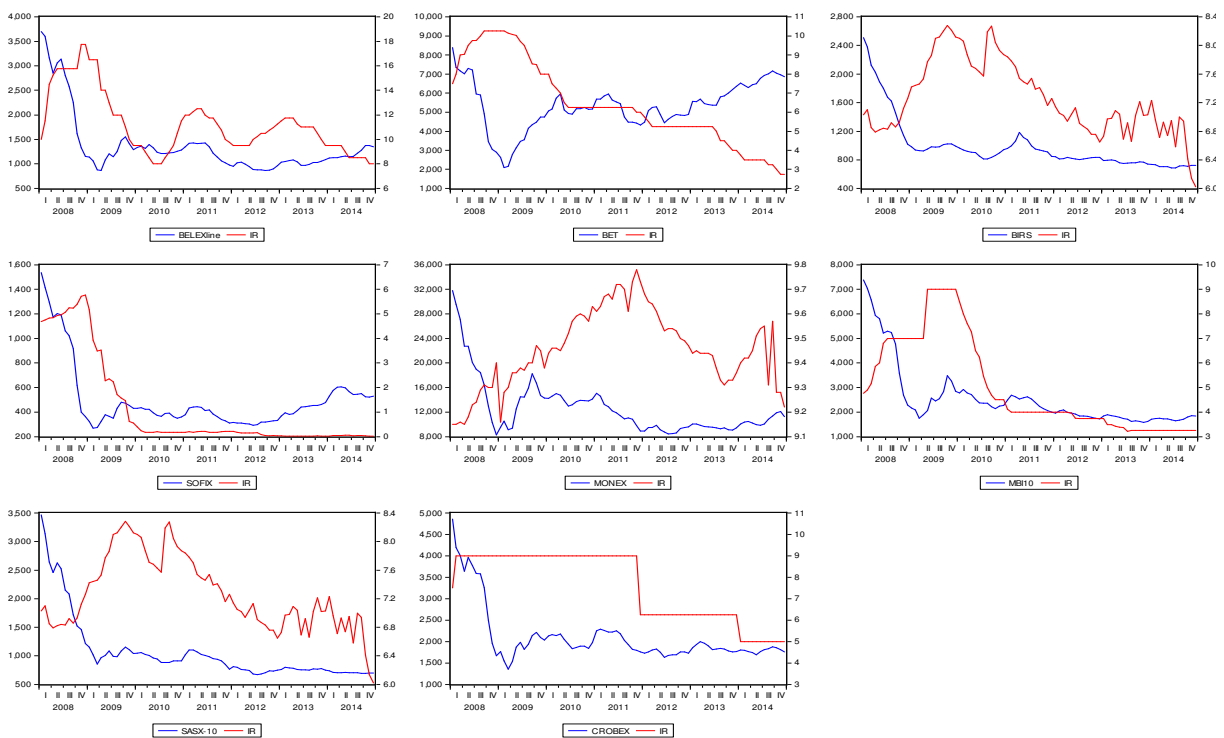
<sup>184</sup> Lučić, Lj. (2007). Monetarni transmisaoni mehanizam i strategije monetarne politike. *Bankarstvo*, 36(1-2), 34-49.

<sup>185</sup> Alam, M.D. & Uddin, G.S. (2009). Relationship Between Interest Rate and Stock Price: Empirical Evidence from Developed and Developing Countries. *International Journal of Business and Management*, 4(3), 43-51.

akcija odbijena, jer ona pretpostavlja slučajno kretanje na berzi, bez mogućnosti predviđanja.

Ali (Ali, 2014)<sup>186</sup> je u svom istraživanju nastojao da uspostavi vezu između kamatnih stopa i berze u Pakistanu korišćenjem cena akcija na zatvaranju na Karači berzi u periodu od marta 2004. godine do decembra 2013. godine. Rezultati regresione analize, korelacije i deskriptivne statistike ukazuju na inverzan odnos između ove dve varijable.

Amarasinghej (Amarasinghe, 2015)<sup>187</sup> u svojoj studiji ispituje odnos kamatnih stopa i cena akcija korišćenjem mesečnih podataka od januara 2007. godine do decembra 2013. godine, na Kolumbijskoj berzi. Grejndžer test ukazuje na jednosmernu vezu od kamatnih stopa ka cenama akcija. Rezultati testiranja ukazuju na signifikantan uticaj kamatnih stopa na cene akcija i prisustvo negativne veze između varijabli.



Grafikon 19 : Trend kretanja berzanskih indeksa i kamatnih stopa u odabranim zemljama u regionu<sup>188</sup>

U grafikonu 19 prikazan je trend kretanja cena akcija (berzanskih indeksa) i kamatnih stopa u odabranim zemljama u regionu. Na osnovu grafičkog prikaza može se (*a priori*) zaključiti da u zemljama u regionu postoji negativna korelacija između kretanja kamatnih stopa i berzanskih cena. Evidentno je da su u periodu finansijske krize, kraj 2008. godine i

<sup>186</sup> Ali, H. (2014). Impact of Interest Rate on Stock Market; Evidence from Pakistani Market. *IOSR Journal of Business and Management*, 16(1), 64-69.

<sup>187</sup> Amarasinghe, A. (2015). Dynamic Relationship Between Interest Rate and Stock Price: Empirical Evidence from Colombo Stock Exchange. *International Journal of Business and Social Science*, 6,(4), 92-97.

<sup>188</sup> Autor na osnovu podataka iz izveštaja nacionalnih centralnih banaka i berzi posmatranih zemalja.

Napomena: CBCG za razliku od zemalja EU i zemalja u regionu nema referentnu kamatnu stopu preko koje bi direktnije uticala na nivo kamatnih stopa, već na limitiranje aktivne efektivne kamatne stope. Vrednost euribora doseže rekordno niske nivoe. Međutim, u Crnoj Gori kamatne stope su i dalje visoke. (Centralna banka Crne Gore, Podgorica, 06.11.2012. godine, Održana 37. sednica Saveta CBCG)

početak 2009. godine, sve posmatrane zemlje u regionu vodile restriktivnu monetarnu politiku, što se odrazilo na pad berzanskih indeksa. Srbija, Hrvatska i Crna Gora su i u periodu 2011. godine, tokom drugog talasa finansijske krize, vodile restriktivnu monetarnu politiku. Nakon 2011. godine, usledio je period stabilnosti, odnosno Vlada je zagovarala ekspanzivnu monetarnu politiku. Ekspanzivna monetarna politika, nakon 2011. godine, i pad kamatnih stopa uslovio je blagi rast cena akcija na posmatranim tržištima kapitala u zemljama u regionu. Pad kamatnih stopa predstavlja podsticaj svetskim berzama, ali i berzama u regionu.

## 2.5. Efekat novčane mase na cene akcija

Potencijalni efekti ponude novca na tržištu akcija izazivaju stalnu raspravu među istraživačima. Promene u količini novca su usko povezane direktno sa oscilacijama cena akcija na finansijskoj berzi. Empirijska istraživanja ukazuju na različite efekte monetarne politike na cene akcija. Povećanje novčane mase utiče na pad realnih kamatnih stopa i stoga investitori sa rastom novčane mase očekuju rast prinosa na akcije. Međutim i sa ovim stanovištem treba biti oprezan, jer preterano povećanje novčane mase može izazvati inflaciju što će negativno uticati na cene akcija. Tako, novčana masa može uticati na nestabilnost finansijske berze. Pozitivna veza između novčane mase i cene akcija predstavlja neretko postavljenu hipotezu u istraživačkim studijama. Osnov za ovakvu tvrdnju predstavlja negativna veza između kamatnih stopa i novčane mase i negativna veza između kamatnih stopa i cena akcija.

Kejnzijanski pristup transmissionog mehanizma predstavlja proces u kome smanjenje (povećanje) kamatnih stopa ima uticaj na realni sektor u pogledu povećanja (smanjenja) investicija. Povećanje ponude novca dovodi do niže kamatne stope, a kao rezultat smanjenja kamatnih stopa povećavaju se investicije. Dakle postoji inverzan odnos između kamatne stope i investicija. Monetarna politika indirektno utiče na realni sektor (realni BDP). Isto tako ovo shvatanje ističe da manipulacija kamatnim stopama nije jedini instrument za podsticanje investicija odnosno nije sam po sebi dovoljan da odredi optimalni nivo investicija. U slučaju da su investitori pesimistični u vezi sa povratom svojih sredstava, a što se najčešće dešava u uslovima visoke inflacije, prirodnih katastrofa, ekonomske krize, oni ne moraju odreagovati na smanjenje kamatnih stopa. S druge strane ukoliko je tržište novca u zamci likvidnosti (preniske kamatne stope, te se očekuje povećanje, skok kamatnih stopa), povećanje novčane mase neće smanjiti kamatnu stopu. Neke zemlje su se opredelile za režim ciljanja monetarnog agregata. Smatra se da režim ciljanja monetarnog agregata može biti uspešno sve dok postoji stabilna veza između monetarnog agregata i inflacije.

Alatići i Fejzel (Alatiqi & Fazel, 2008)<sup>189</sup> u svom istraživanju koristili su mesečne podatke od 1965. do 2005. godine za empirijsku analizu između novca i cena akcija. M1 je korišćen za meru ponude novca dok je za meru cena akcija korišćen indeks S&P500. Rezultati ukazuju da ne postoji statistički signifikantna dugoročna veza između cena akcija i novčane mase. Autori smatraju da novac nema efekat u predviđanju promena cena akcija.

Širuček (2012)<sup>190</sup> svoje istraživanje usmerava na snagu i implikaciju promene novčane mase na američko tržište kapitala. Cilj ovog rada je bio utvrditi kako novčana masa utiče

<sup>189</sup> Alatiqi, S. & Fazel, S. (2008). Can money supply predict stock prices. *Journal for Economic educators*, 8(2), 54-59.

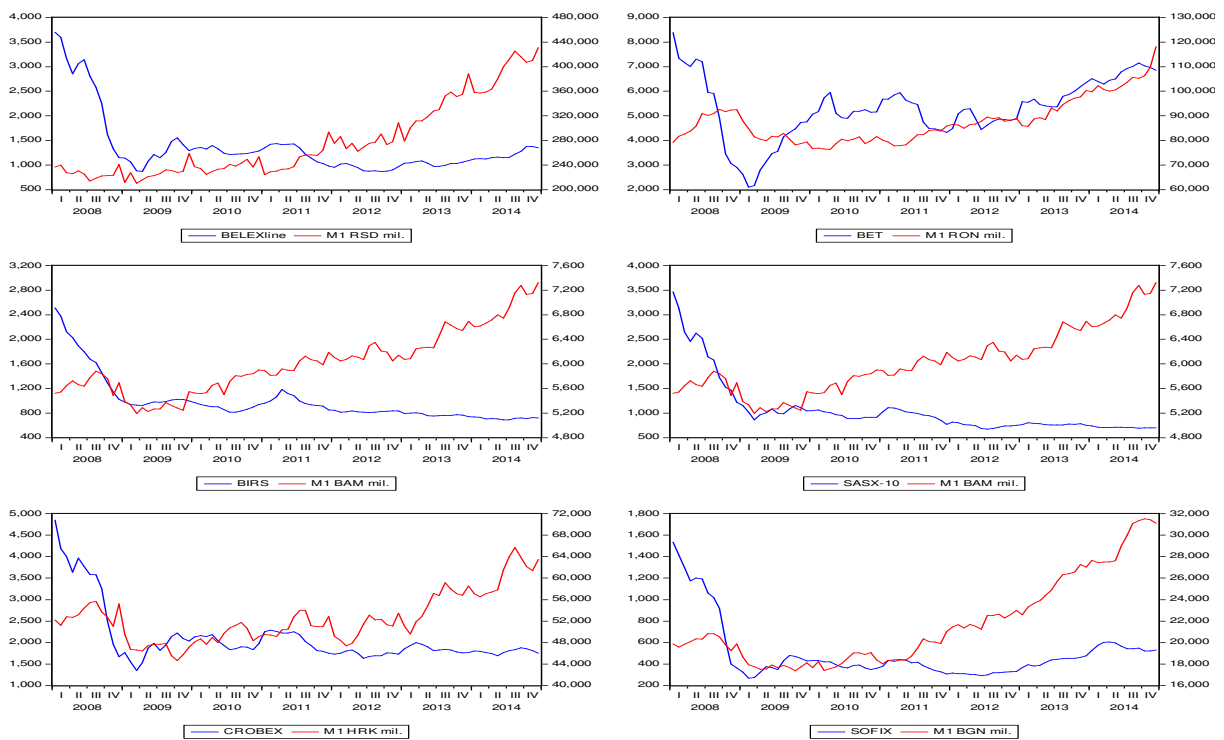
<sup>190</sup> Širuček, M. (2012). The impact of the money supply on stock prices and stock bubbles. *MPRA Paper* No. 40919. Online at <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/40919/> pristupljeno 12.09.2015. godine

na berzanski indeks DJIA u periodu od 1967. do 2011. godine. Utvrđena je dugoročna veza između berzanskog indeksa i novčane mase.

Bosapeng (Bosupeng, 2014)<sup>191</sup> u svom istraživanju ispituju kauzalnost između novčane mase i cena akcija koristeći mesečne podatke u periodu od 2011. do 2013. godine u Republici Bocvani. Rezultati studije odbacuju očekivanje pozitivne povezanosti između novca i cena akcija.

Čoi i saradnik (Choi & Yoon, 2015)<sup>192</sup> ispituju potencijalnu vezu između ponude novca u Koreji i SAD-u i nestabilnosti Korejske berze putem GARCH modela, koristeći mesečne podatke. Nisu identifikovani odnosi između posmatranih varijabli, odnosno, ponuda novca ne utiče direktno na cene akcija na Korejskoj berzi. Rezultati istraživanja ukazuju da, bez obzira što nije utvrđen direktan odnos između ponude novca i cena (prinosa) akcija, ne treba zanemariti njegov efekat na makroekonomske aktivnosti.

Gotvold (Gottwald, 2015)<sup>193</sup> je svoje istraživanje fokusirao na odnos između cene akcija, inflacije i novčane mase u SAD-u u periodu od 2005. do 2014. godine. Rezultati istraživanja ukazuju da je S&P500 indeks reagovao na promene monetarnog agregata, M1, sa kašnjenjem.



Grafikon 20: Trend kretanja cena akcija (berzanskih indeksa) i novčane mase (M1) u odabranim zemljama u regionu<sup>194</sup>

<sup>191</sup> Bosupeng, M. (2014). Sensitivity Of Stock Prices To Money Supply Dynamics. *International Journal of Novel Research in Marketing Management and Economics*, 1(1), 58-65.

<sup>192</sup> Choi, K.H. & Yoon, S.M. (2015). The Effect of Money Supply on the Volatility of Korean Stock Market. *Modern Economy*, 6, 535-543. <http://dx.doi.org/10.4236/me.2015.65052>

<sup>193</sup> Gottwald, R. (2015). The Relationship among Stock Prices, Inflation and Money Supply in the United States, *Vedecký časopis Finančné trhy*, Bratislava, Derivat 2.

<sup>194</sup> Podaci o M1 sa sajtova Centralnih banaka u regionu i [tradingeconomics.com](http://tradingeconomics.com). Napomena: U uslovima evroizacije kao što je u Crnoj Gori, Centralna banka ima ograničene efekte instrumenata sa kojima bi mogla da utiče na cene, indirektno

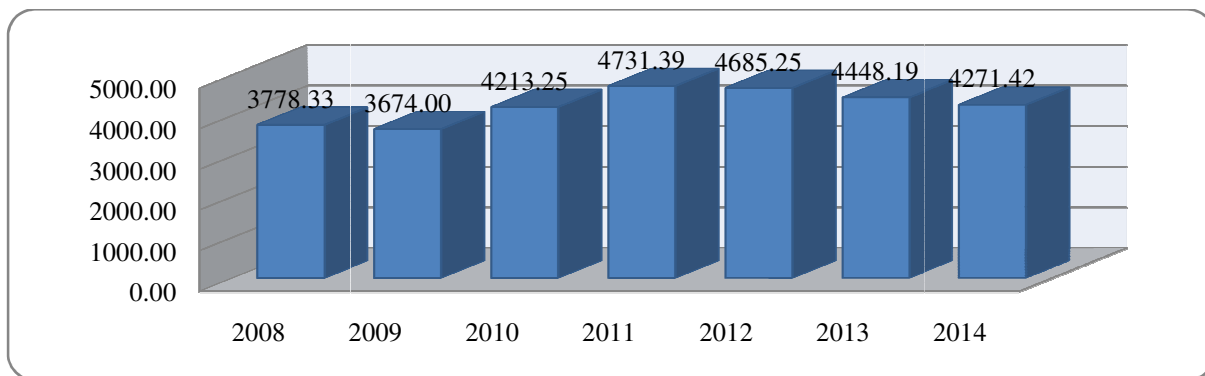
Na osnovu prikazanog kretanja ponude novca, monetarnog agregata M1, i cena akcija (berzanskih indeksa) u odabranim zemljama u region, uočava se da korelacija (smer i intenzitet) ovih varijabli varira između zemljama (grafikon 20). Posmatrajući Hrvatsku i Bugarsku, *a priori* se može konstatovati nepravilnost u kretanju posmatranih varijabli. Primetno je da novčana masa od 2009. godine u ovim zemljama beleži rast, sa malim oscilacijama, dok berzanski indeksi imaju periode i rasta i pada. Posmatrajući Rumuniju, nakon finansijske krize 2008. godine, grafički prikaz ukazuje na postojanje pozitivne veze između novčane mase i cene akcija. Zanimljiva je činjenica da posmatrane berze u Srbiji, Bosni i Hercegovini i Makedoniji ukazuju na negativnu veza između posmatranih varijabli. Glavni zaključci o odnosu ove dve varijable biće izvedeni nakon detaljne ekonometrijske analize.

## 2.6. Efekat cene zlata na cene akcija

*„Gold and silver are money. Everything else is credit”*

J.P. Morgan

Zlato za investitore predstavlja značajnu alternativu investiranja. Rast cene zlata doprinosi da investitori ulažu manje sredstava u akcije što se odražava na pad njihove vrednosti. U periodu nestabilnosti tržišta, investitori u panici imaju tendenciju da isele rizičnu aktivu, kao što su akcije, i da investiraju svoja sredstva u sigurnu imovinu, kao što je zlato. Na taj način zlato je preuzelo ulogu sredstva (imovine) poslednjeg utočišta. Analiza kretanja cena zlata u svetu otkriva da i u trenutku kada dolar slabi, ili berzansko tržište, zlato nastavlja da bude sigurno utočište investicija. Zlato se koristi širom sveta kao instrument za investiranje ili zaštitu (hedžing) od promene stope inflacije. Svi ovi faktori predstavljaju razlog za povećanom tražnjom zlata u svetu (grafikon 21). Ukupna tražnja za zlatom u svetu je porasla zbog povećanog rizika usled brojnih faktora na tržištima izazvanim krizom u svetskoj ekonomiji, nestabilnošću na finansijskim tržištima, zabrinutošću zbog terorizma i političkih tenzija između zemalja.

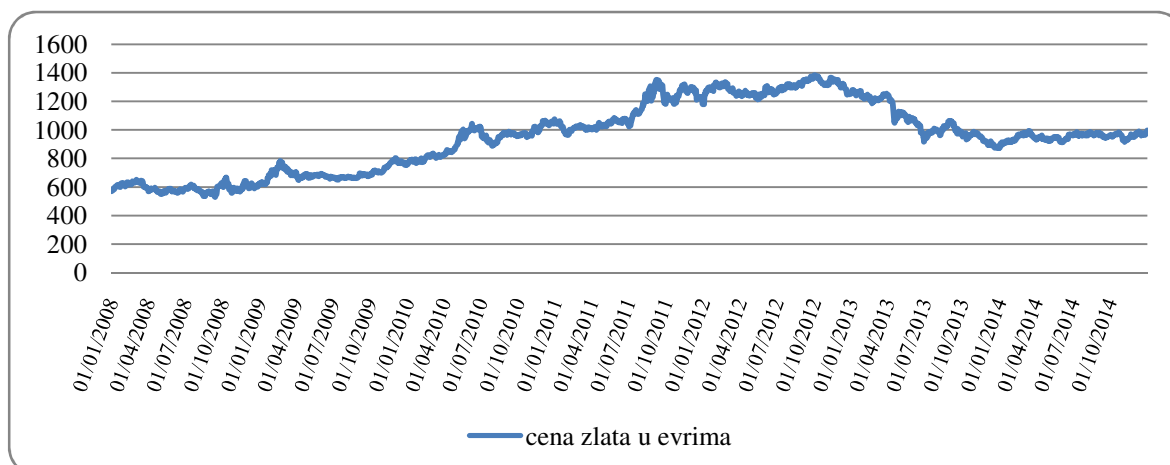


Grafikon 21: Istorijski podaci tražnje za zlatom u svetu u tonama<sup>195</sup>

U skladu sa rastom tražnje za zlatom dolazi i do promene cene zlata, gde je rast tražnje praćen rastom cena. Grafikon 22, prikazuje promene cene zlata, izražene u evrima, u periodu od 2008. do 2014. godine.

ili direktno, jer kao neemisiona centralna banka nema mogućnosti da vodi statistiku monetarnih agregata i kontrolu novčane mase. Novčana masa, u Crnoj Gori, se, u velikoj meri, kreira prilivom i odlivom sredstava u razmeni sa inostranstvom (Ministarstvo finansija Crne Gore, Informacija o analizi indikatora inflacije u Crnoj Gori i izabranim zemljama u periodu 2009-2014. godine, str. 14).

<sup>195</sup> Autor na osnovu podataka sa sajta [www.gold.org](http://www.gold.org)



Grafikon 22: Cena zlata po unci u periodu od 2008. do 2014. godine (dnevni podaci)<sup>196</sup>

Mišra i saradnici (Mishra et al., 2010)<sup>197</sup> istraživali su odnos cena zlata i berzanskih cena u Indiji. Nalazi pronalaze dokaze između ovih varijabli u smislu da obe sadrže signifikantne informacije u predviđanju one druge.

Smit (Smith, 2001)<sup>198</sup> istraživao je vezu između berzanskih indeksa i cene zlata koristeći dnevne, nedeljne i mesečne podatke u periodu od 1991. do 2001. godine na američkom tržištu. Rezultati ukazuju da je kratkoročna uzročnost utvrđena između cene berzanskih indeksa i cena zlata.

Akar (Akar, 2011)<sup>199</sup> je istraživao vezu između prinosa na akcije, zlata i deviza u Turskoj, koristeći mesečne podatke za period od 1990. do 2010. godine putem modela GARCH. Rezultati su ukazali da uslovna korelacija između posmatranih varijabli varira tokom vremena. Odnos između cene zlata i prinosa na akcije od 1990. do prvog kvartala 2001. godine, bio je pozitivan, a onda je postao negativan, i negativna korelacija beleži trend jačanja.

Mondžazeb i Šejkrian (Monjazez & Shakerian, 2014)<sup>200</sup> u svom istraživanju koristili su podatke za period od 2008. do 2012. godine i ispitali su uticaj svetske cene nafte i zlata na prinos akcija u sedam banaka u Iranu. Rezultati ukazuju na pozitivan uticaj svetske cene nafte, sa kašnjenjem na prinos akcija i negativan uticaj cene zlata na prinos akcija u posmatranim bankama.

<sup>196</sup> Autor na osnovu podataka sa sajta [www.gold.org](http://www.gold.org)

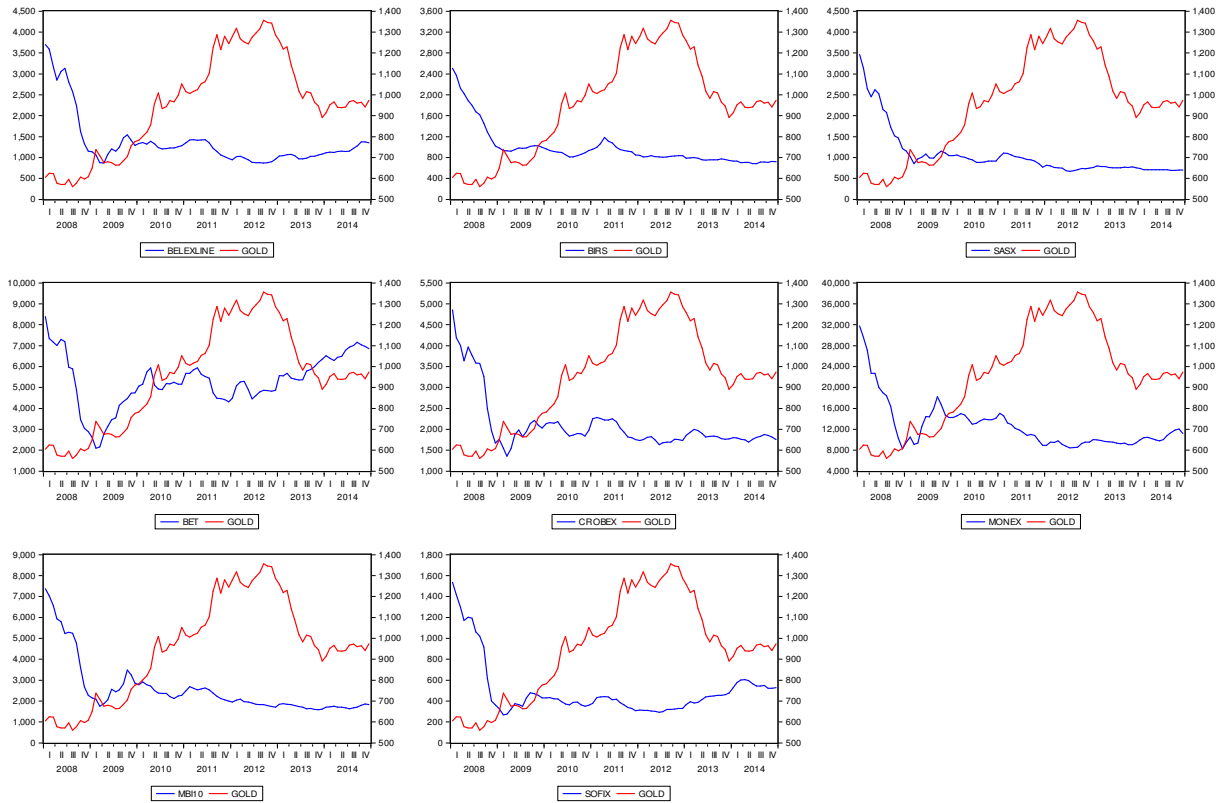
<sup>197</sup> Mishra, P.K., Das, J.R. & Mishra, S.K. (2010). Gold price volatility and stock market returns in India. *American Journal of Scientific Research*, 9, 49-55.

<sup>198</sup> Smith, G. (2001). The Price of Gold and Stock Price Indices for the United States. <http://www.spdrgoldshares.com/media/GLD/file/Gold&USStockIndicesDEC200120fina.pdf> (pristupljeno 04.08.2016. godine)

<sup>199</sup> Akar C. (2011). Dynamic Relationship Between the Stock Exchange, Gold and Foreign Exchange Returns in Turkey. *Middle Eastern Finance and Economics*, 12, 109-115.

<sup>200</sup> Monjazez, M. & Shakerian, M.S. (2014). The effects of gold price and oil price on stock return the Banks in Iran. *Oman Chapter of Arabian Journal of Business and Management Review*, 3(10), 86-91.





Grafikon 23: Trend kretanja cena akcija (berzanskih indeksa) i cene zlata (u evrima) u svetu za odabrane zemlje u regionu<sup>201</sup>

Paralelni prikaz mesečnih prosečnih berzanskih cena (akcija) u nacionalnim valutama i mesečnih prosečnih cena zlata u evrima u svetu dat je na grafikonu 23. Grafičkim prikazom može se ukazati *a priori* na pretpostavku kretanja ove dve varijable, ali je za ispitivanje smera i intenziteta efekta ovih varijabli neophodno sprovesti kvantitativne analize koje će detaljno biti odrađene u trećem poglavlju doktorske disertacije. Analiza trenda posmatranih varijabli ukazuje da je od drugog kvartala 2008. godine, primetan uzlazni trend kretanja cena zlata u svetu, dok berzanski indeksi beleže pad. Sve berze u regionu u pogledu kretanja berzanskih cena i cene zlata pokazale su značajnu negativnu korelaciju, što je u skladu sa teoretskim shvatanjima o efektima cene zlata na tržište akcija.

Tabela 53: Sažetak posmatranog efekta cene zlata na cene akcija u odabranim zemljama u regionu<sup>202</sup>

	Efekat cene zlata na cene akcija
U periodu krize	Negativna veza (korelacija) u promenama cene akcija i cene zlata, s tim da je efekat promena cene akcija znatno jači od promene cene zlata
Nakon kriznog perioda	Negativna veza (korelacija) u promenama cene zlata i promenama cene akcija, s tim da je efekat promena cena zlata znatno jači od promena cena akcija

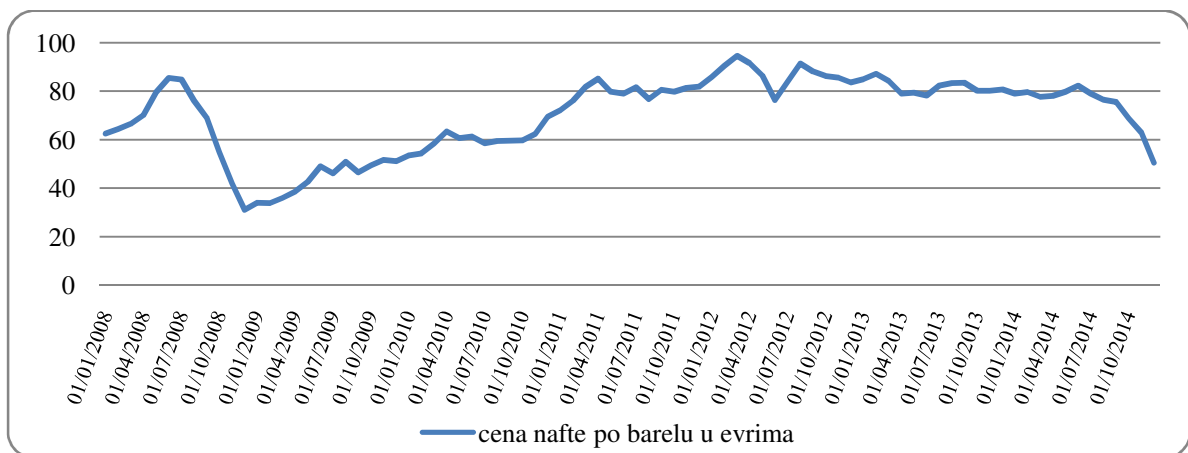
<sup>201</sup> Autor na osnovu podataka iz izveštaja nacionalnih berzi za posmatrane zemlje i podataka o ceni zlata sa sajta [www.gold.org](http://www.gold.org)

<sup>202</sup> Autor na osnovu grafičkog prikaza odnosa cena akcija i cene zlata

Na osnovu analize kretanja berzanskih cena u regionu i cene zlata evidentno je postojanje negativne korelacije posmatranih varijabli (tabela 53) koje će se kroz dalje istraživanje dokazivati.

## 2.7. Efekat promene cene nafte na cene akcija

Većina radova na temu istraživanja odnosa uticaja naftnih šokova na berzu, cene akcije, fokusirana je prevashodno na nekoliko razvijenih industrija. Što se tiče tržišta u razvoju, veoma mali broj studija je sproveden na ovu temu. Sirova nafta predstavlja osnovni input proizvodnje i zato je njena cena od krucijalnog značaja za ekonomske aktivnosti posebno ako je reč o zemljama uvoznicama nafte. Rast cene nafte na svetskom tržištu predstavlja zabrinjavajuće stanje za opšti nivo cena u privredi, jer dovodi do rasta troškova proizvodnje i do smanjenja budućih novčanih tokova. Stoga se smatra da je promena cene nafte u pozitivnoj korelaciji sa promenom cene akcija.



Grafikon 24: Trend kretanja cena nafte (po barelu) u evrima u periodu od 2008. do 2014. godine<sup>203</sup>

Iz grafikona 24 evidentno je da je posmatrani period, od 2008. do 2014. godine, obeležila nestabilnosti i dva oštra pada cene nafte. Finansijska kriza predstavljala je prvi udar za cene nafte, dok je drugi udar, obeležila recesija sredinom 2014. godine i može se reći da je taj udar i danas osetan kada su u pitanju cene nafte.

Papetru (Papapetrou, 2001)<sup>204</sup> je istraživao tržište akcija u Grčkoj. On je zaključio da promene u ceni nafte utiču na stvarne ekonomske aktivnosti i da su važne za objašnjenje kretanja cene akcija.

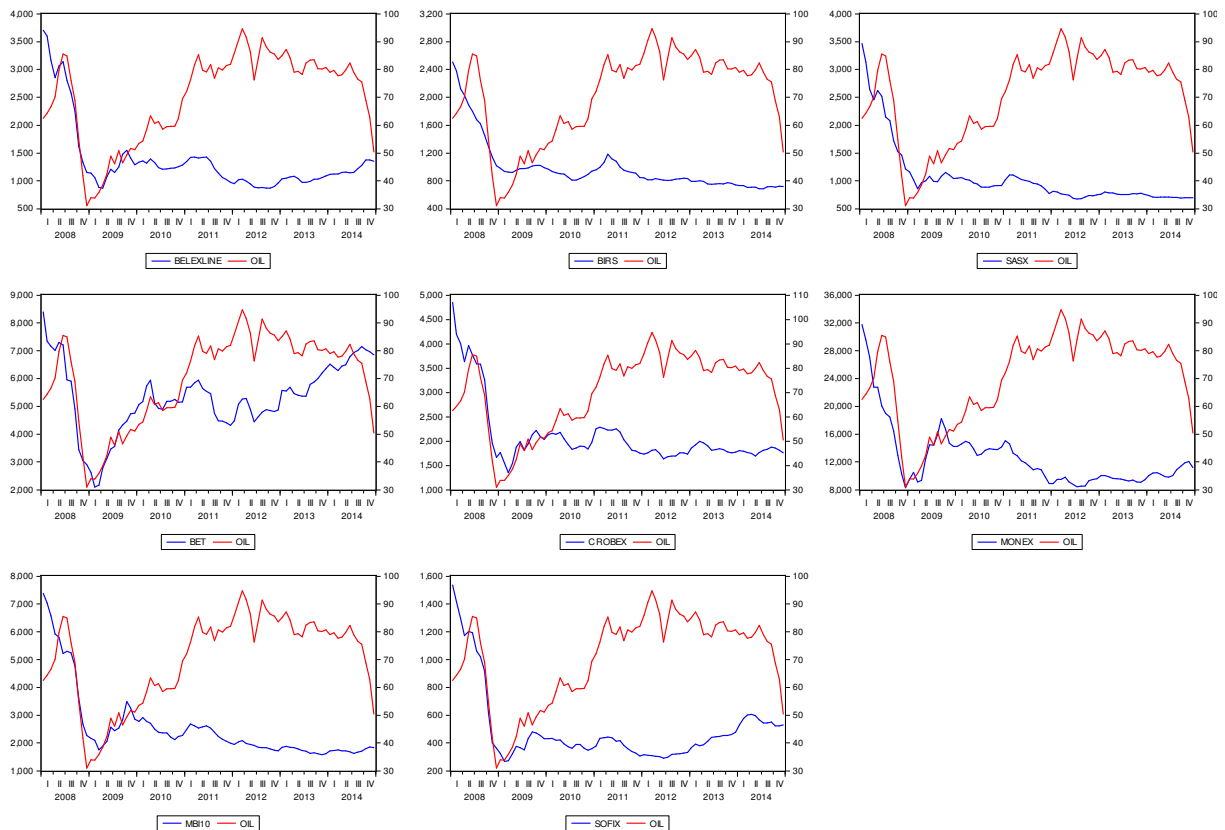
Park i Rati (Park & Ratti, 2008)<sup>205</sup> zaključuju da uticaj šokova cene nafte na cene akcija (prinose akcija) varira između zemalja. Za mnoge evropske zemlje, ali ne i za SAD, povećanje volatilnosti cene nafte doprinosi smanjenju realnog prinosa akcija istovremeno ili u roku od jednog meseca.

<sup>203</sup> Autor na osnovu podataka sa sajta [www.indexmundi.com](http://www.indexmundi.com)

<sup>204</sup> Papapetrou, E. (2001). Oil price shocks, stock market, economic activity and employment in Greece. *Energy Economics* 23 (5), 511–532.

<sup>205</sup> Park, J. & Ratti, R.A. (2008). Oil price shocks and stock markets in the US and 13 European countries. *Energy Economics*, 30 (5), 2587-2608.

Miler i Rati (Miller & Ratti, 2009)<sup>206</sup> istraživali su dugoročnu vezu između svetskih cena sirove nafte i međunarodnih berzi. Koristili su mesečne podatke u periodu od januara 1971. do marta 2008. godine i primenili VAR model. Rezultati za šest zemalja OECD potvrđuju jasnu dugoročnu vezu između cena nafte i realnog prinosa na akcije i ukazuje na negativan odgovor cena akcija na povećanje cene nafte. Ovaj nalaz podržava pretpostavku promene, poslednjih decenija, u odnosima između cene akcija i cene nafte u poređenju sa ranijim godinama, što može ukazati na prisustvo mehura na berzama i/ili mehura u ceni nafte.



Grafikon 25: Trend kretanja cena akcija (berzanskih indeksa) i cene nafte (u evrima) u svetu

Na osnovu prikazanih prostih vremenskih serija u grafikonu 25, može se zaključiti da uticaj cene nafte na cene akcija (tržište akcija) varira. U određenim trenucima cene akcija i cene nafte kreću se u suprotnom smeru, dok se za veći deo posmatranog perioda istraživanja može konstatovati prisustvo pozitivne korelacije, odnosno, kretanje ove dve varijable u istom smeru. U poslednje vreme mnogo se komentarisalo da je pad cena akcija pratio tok kretanja cene nafte. Tendencija kretanja cena nafte i cena akcija u istom smeru može se objasniti slabljenjem globalne agregatne tražnje koja ugrožava korporativni profit i tražnju za naftom.

<sup>206</sup> Miller, J.I. & Ratti, R.A. (2009). Crude Oil and stock markets: Stability, instability, and bubbles. *Energy Economics*, 31(4), 559-568.

### 3. Pregled literature koja dokazuje postojanje veze između performansi preduzeća i tržišnih cena akcija

Opravdanost ulaganja u akcije preduzeća ocenjuje se na osnovu brojnih faktora, među kojima se, pored ekonomskih prilika u zemlji, izdvajaju pokazatelji poslovanja preduzeća. Istraživači su u velikoj meri ispitivali efekte performansi preduzeća na tržišne cene akcija. Ovaj odeljak daje pregled rezultata istraživanja uticaja specifičnih faktora preduzeća na cene akcija, u razvijenim zemljama i zemljama u razvoju.

#### 3.1. Pregled vladajućih stavova mikroekonomskih varijabli (performansi kompanija) i cena akcija u razvijenim zemljama

Tabela 54 daje pregled rezultata istraživanja uticaja performansi preduzeća na cene akcija u razvijenim zemljama.

Tabela 54: Rezultati istraživanja performansi preduzeća na cene akcija u razvijenim zemljama<sup>207</sup>

Autor(i)	Zemlja	Period	Rezultati istraživanja
Chan, Hamao, & Lakonishok (1990) <sup>208</sup>	Japan	1971-1988.	Racio knjigovodstvene i tržišne vrednosti, kao i novčani tok imaju najznačajniji uticaj na cene akcija (prinos akcija).
Allen & Rachim (1996) <sup>209</sup>	Australija	1972-1985.	Postoji pozitivna korelacija nestabilnosti cena akcija i nestabilnosti zarada kao i leveridža. Uočena je negativna korelacija cena akcija i racio isplate dividende. Takođe je uočena pozitivna veza veličine i cene akcija.
Tsoukalas & Sil (1999) <sup>210</sup>	Velika Britanija	1995 - 1996.	Postoji jaka veza između prinosa akcija i dividendi.
Dehuan & Zhenhu (2008) <sup>211</sup>	Kina	1996-2000.	Mere učinka firme imaju objašnjavajuću moć cena prve dve godine istraživanja, dok u periodu od 1998. do 2000. godine promene cena akcija nisu vođene operativnim performansama preduzeća.
Hussainey, Oscar Mgbame & Chijoke-	Velika Britanija	1998-2007.	Postoji negativan odnos racia isplate dividende i volatilnosti cena akcija, kao i negativan odnos između prinosa dividende i cena akcija. Takođe je uočen

<sup>207</sup> Autor na osnovu citirane literature

<sup>208</sup> Chan, L. K., Hamao, Y. & Lakonishok, J. (1990). Fundamentals and stock returns in Japan/*BEBR No. 1664. BEBR faculty working paper; no. 90-1664.*

<sup>209</sup> Allen, D.E. & Rachim, V.S. (1996). Dividend policy and stock price volatility: Australian evidence. *Applied financial economics*, 6(2), 175-188.

<sup>210</sup> Tsoukalas, D. & Sil, S. (1999). The determinants of stock prices: evidence from the United Kingdom stock market. *Management Research News*, 22(5), 1-14.

<sup>211</sup> Dehuan, J. & Jin, Z. (2008). Firm Performance and Stock Returns: An Empirical Study of the Top Performing Stocks Listed on Shanghai Stock Exchange. *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, 12(1), 79.

Mgbame, (2011) <sup>212</sup>			negativan odnos između veličine preduzeća i cena akcija, dok pozitivan odnos beleži zaduženost i promenljivost cena akcija.
Anwaar (2016) <sup>213</sup>	Velika Britanija	2005 - 2014.	Neto profitna margina i prinos na aktivu imaju pozitivan uticaj na cene akcija, dok zarada po akciji ima negativan uticaj.

Na osnovu predstavljenih rezultata istraživanja, odnosa cena akcija i učinaka preduzeća, može se uočiti da su neki faktori uobičajeni za sve berze, iako je generalizacija rezultata za razvijene zemlje, zbog brojnih razloga, veoma teška.

### 3.2. Pregled vladajućih stavova mikroekonomskih varijabli (performansi kompanija) i cena akcija u zemljama u razvoju

Naredna tabela daje pregled istraživanja internih determinanti cena akcija u zemljama u razvoju.

Tabela 55: Rezultati istraživanja performansi preduzeća na cene akcija u zemljama u razvoju<sup>214</sup>

Autor(i)	Zemlja	Period	Rezultati istraživanja
Tudor (2008) <sup>215</sup>	Rumunija	januar 2002-mart 2008.	Uočen najveći negativni efekat veličine preduzeća
Nirmala, Sanju & Ramchandran (2011) <sup>216</sup>	Indija	2000-2009.	Pozitivan uticaj dividende i racia cena i zarada po akciji, dok leveridž ima negativan signifikantan uticaj na cene akcija za sve posmatrane sektore (auto sektor, zdravstvo i javni sektor).
Tandon & Malhotra (2013) <sup>217</sup>	Indija	2007-2012.	Knjigovodstvena vrednost, zarada po akciji i racio cene i zarada po akciji imaju signifikantan pozitivan uticaj na cene akcija, dok prinos dividende ima inverzan uticaj na cene akcija.
Almumani (2014) <sup>218</sup>	Jordan	2005-2011.	Pozitivan uticaj zarada po akciji, knjigovodstvene vrednosti i racia cena i zarade, kao i negativan odnos veličine preduzeća i cena akcija.
Chughtai, Azeem & Ali (2014) <sup>219</sup>	Pakistan		Dividenda po akciji i zarada po akciji imaju

<sup>212</sup> Hussainey, K., Oscar Mgbame, C. & Chijoke-Mgbame, A. M. (2011). Dividend policy and share price volatility: UK evidence. *The Journal of risk finance*, 12(1), 57-68.

<sup>213</sup> Anwaar, M. (2016). Impact of Firms' Performance on Stock Returns (Evidence from Listed Companies of FTSE-100 Index London, UK). *Global Journal of Management and Business Research*, 16 (1), 31-39.

<sup>214</sup> Autor na osnovu istraživačkih radova

<sup>215</sup> Tudor, C. (2008). Firm-specific factors as predictors of future returns for Romanian common stocks: empirical evidence. *Recent Researches in Business Administration, Finance and Product Management*, 5(3), 73-78.

<sup>216</sup> Nirmala, P.S., Sanju, P.S. & Ramchandran, M. (2011). Determinants of Share Prices in India. *Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences* 2(2), 124 – 130.

<sup>217</sup> Tandon, K. & Malhotra, N. (2013). Determinants of stock prices: Empirical evidence from NSE 100 companies. *International Journal of Research in Management & Technology*, 3(3), 86-95.

<sup>218</sup> Almumani M.A. (2014). Determinants of Equity Share Prices of the Listed Banks in Amman Stock Exchange: Quantitative Approach. *International Journal of Business and Social Science*, 5(1), 91-104.

		2006-2011.	signifikantan pozitivan uticaj na cene akcija
Kiran & Chalam (2015) <sup>220</sup>	Indija	2003/04 – 2012/13.	U građevinarstvu i proizvodnji čelika knjigovodstvena vrednost po akciji, dividenda po akciji, prinos od dividende i zarada po akciji imaju signifikantan uticaj na cene akcija.
Sharif, Purohit & Pillai (2015) <sup>221</sup>	Bahrein	2006-2010.	Postoji pozitivna i značajna veza prinosa na aktivu, knjigovodstvena vrednost akcije, dividenda po akciji, racio cena i zarade akcije, tržišne kapitalizacije i cene akcija. Dok prinos dividende ima značajan negativan uticaj na tržišne cene akcija.
Issah & Ngmenipuo (2015) <sup>222</sup>	Gana	2009-2013.	Postoji pozitivna veza između profitabilnosti i cena akcija banaka (nije statistički značajna)
Kiran & Chalam (2015) <sup>223</sup>	Indija	2003/04 - 2012/2013.	Knjigovodstvena vrednost i prinosa na neto vrednost imaju signifikantna uticaj na cene akcija.
Kodithuwakku (2016) <sup>224</sup>	Šri Lanka	2010-2014.	Pozitivna veza dividende po akciji, zarada po akciji, neto vrednosti po akciji i cena akcija

U tabeli 55 prikazani su glavni nalazi istraživanja efekata specifičnih faktora preduzeća na tržišne cene akcija u zemljama u razvoju. Iako postoje ključni faktori koji utiču na cene akcija u većini zemalja, generalizacija rezultata nije moguća zbog razlika u poslovnom okruženju, propisima poslovanja, političke situacije i broja i vrste investitora.

#### 4. Relevantne mikroekonomske (performanse preduzeća) determinante cene akcija

Cene akcija odražavaju očekivanja budućih korporativnih performansi. Primarni cilj finansijskih izveštaja je pružiti zainteresovanim stranama neophodne informacije za donošenje investicionih odluka. Ovaj deo studije služi da sa teorijskog aspekta rasvetli uticaj učinaka preduzeća na cene akcija.

<sup>219</sup> Chughtai, A.R., Azeem, A. & Ali, S. (2014). Determining the Impact of Dividends, Earnings, Invested Capital and Retained Earnings on Stock Prices in Pakistan: An Empirical Study. *International Journal of Financial Management*, 4(1) 74-81.

<sup>220</sup> Kiran M.C. & Chalam, G.V. (2015). Financial determinants of equity share prices: An empirical analysis study with reference to selected companies listed on Bombay Stock exchange. *International Journal of Applied Financial Management Perspectives -Pezzottaite Journals*, 4(2), 1761-1769.

<sup>221</sup> Sharif, T., Purohit, H. & Pillai, R. (2015). Analysis of Factors Affecting Share Prices: The Case of Bahrain Stock Exchange. *International Journal of Economics and Finance*, 7(3), 207-216. doi:10.5539/ijef.v7n3p207

<sup>222</sup> Issah, O. & Ngmenipuo, I.M. (2015). An empirical study of the relationship between profitability ratios and market share price of publicly traded banking financial institutions in Ghana. *International Journal of Economics, Commerce and Management*, 3(12), 27-42.

<sup>223</sup> Kiran M.C. & Chalam, G.V. (2015). Equity share price determinants – An Empirical Analysis (An Empirical Analysis on select Steel Companies in India). *Indian Journal of applied research*, 5(1), 79-83.

<sup>224</sup> Kodithuwakku, S. (2016). Impact of Firm Specific Factors on the Stock Prices: A Case Study on Listed Manufacturing Companies in Colombo Stock Exchange. *International Journal for Research in Business, Management and Accounting*, 2 (3), 67-76.

#### 4.1. Efekat veličine preduzeća na cene akcija

Berza predstavlja krucijalno mesto za firme koje na kojoj mogu da zadovolje potrebu za finansiranjem i prošire svoje poslovanje. Jedan od najvažnijih uticaja na ponašanje berzanskih cena je fenomen poznat kao efekat veličine preduzeća. Postojanje efekta veličine dovodi u ozbiljnu sumnju nivo efikasnosti tržišta kapitala, jer predstavlja poznatu anomaliju. Ova anomalija je uočena relativno rano, a po kojoj akcije malih preduzeća, u dugom roku, uspevaju da ostvare stope prinosa veće i od stopa prinosa akcija velikih preduzeća. Ističući da preduzeća sa malom tržišnom kapitalizacijom ostvaruju veće prinose od preduzeća sa velikom tržišnom kapitalizacijom. Razlog za ovakvo shvatanje pronalazi se u činjenici da manje firme uživaju veći rizik na povrat akcija. Veličina firme i procena budućih povrata na određene akcije uvek ostaje jedan od ključnih faktora za buduće investicione odluke investitora. Tržišta u razvoju karakterišu nezadovoljavajuće korporativno upravljanje, manipulacija na tržištu i problem insajderske trgovine. U takvim uslovima, institucionalni investitori, menadžeri, analitičari i ostali učesnici na tržištu, u stalnoj su potrazi za strategijom trgovanja koja će nadmašiti tržište.

Banc (Banz, 1981)<sup>225</sup> i Rajnganum (Reinganum, 1981)<sup>226</sup> su pioniri u istraživanju odnosa između veličine preduzeća i povrata akcija. Oni su pronašli da veličina preduzeća odnosno tržišna kapitalizacija najjače utiče na povrat akcija. Veće firme zarađuju manje od firmi male veličine.

Fama & French (1991)<sup>227</sup> ističu da mala preduzeća mogu izazvati finansijsku krizu, jer viši prinos predstavlja nagradu za preuzet rizik. Portfolio malih preduzeća je slabije diverzifikovan u odnosu na velika preduzeća, što povećava rizik kod kupovine takvih akcija.

Al Hek i Rašid (ul Haq & Rashid, 2014)<sup>228</sup> u svojoj studiji istražuju odnos veličine preduzeća i prinosa akcija u Pakistanu. Izgrađen je niz od 10 portfolia na osnovu veličine, odnosno tržišne kapitalizacije, ukupne aktive i prodaje za period od 2007. do 2011. godine koristeći godišnje podatke prinosa akcija. Rezultati ukazuju na postojanje efekata veličine preduzeća u Pakistanu, odnosno da manja preduzeća ostvaruju veće prosečne godišnje prinose. Autori ističu i postojanje drugih faktora koji utiču cenu akcija, a koji mogu smanjiti ili povećati veličinu i snagu odnosa između cena akcija i veličine preduzeća. Šema 6 ilustruje uticaje veličine preduzeća i faktora koji doprinose prinosu akcija.

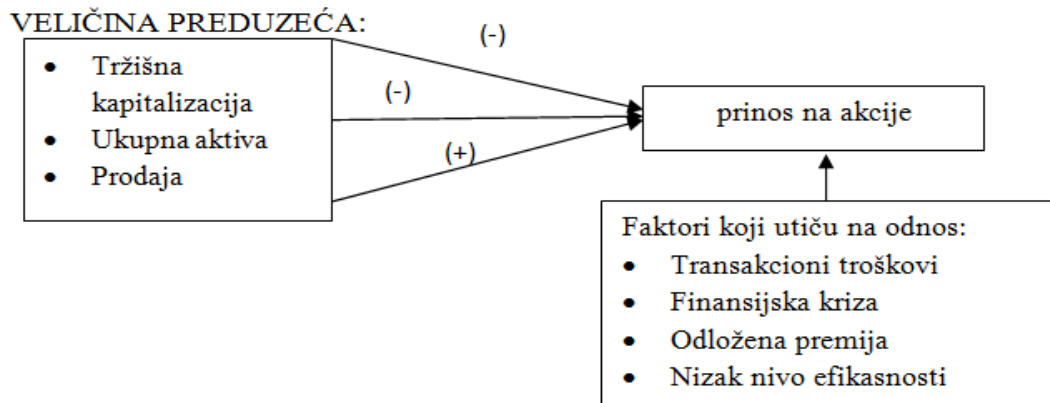
---

<sup>225</sup> Banz, R.W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, 9(1), 3-18.

<sup>226</sup> Reinganum, M.R. (1981). Misspecification of capital asset pricing: Empirical anomalies based on earnings' yields and market values. *Journal of financial Economics*, 9(1), 19-46.

<sup>227</sup> Fama, E.F. & French, K.R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 47(2), 427-465.

<sup>228</sup> ul Haq, I. & Rashid, K. (2014). Stock Market Efficiency and Size of the Firm: Empirical Evidence from Pakistan. *Oeconomics of Knowledge*, 6(1), 10 -31.



Šema 6: Konceptualni okvir veličine preduzeća na povrat akcija<sup>229</sup>

#### 4.2. Efekat finansijske strukture (leveridža) na cene akcija

Kupovina i prodaja akcija se zasniva na nivou informacija koje poseduju učesnici. Prema teoriji racionalnog izbora akcionari koji predviđaju smanjenje performansi preduzeća u budućnosti odlučuju se za prodaju akcija dok očekivanje poboljšanja performansi može doprineti kupovini akcija. Svakako da je određivanje cene akcija kontradiktoran zadatak pod uticajem brojnih faktora. Postoje dve važne alternativne odluke o finansiranju preduzeća, zaduživanje ili finansiranje putem izdavanja novih akcija. Za preduzeće je ključno da ojača svoju finansijsku stabilnost, jer zbog promena u strukturi kapitala može se očekivati promena vrednosti kompanije.

Odnos sopstvenih i pozajmljenih sredstava predstavlja finansijsku strukturu preduzeća. Leveridž se obično opisuje kao korišćenje pozajmljenog novca radi investiranja i ostvarenja prinosa na te investicije. Visok finansijski leveridž predstavlja veliki rizik za preduzeće, ali može biti koristan u periodima procvata ekonomije.

Neto sopstveni kapital (razlika između poslovne imovine u aktivi i ukupnih obaveza u pasivi) predstavlja garanciju akcionarskog društva. Ukoliko je finansijska struktura preduzeća pomerena više ka pozajmljenim (tuđim) izvorima finansiranja, takva situacija dovodi u pitanje autonomiju dužnika. Optimalni odnos sopstvenih i pozajmljenih sredstava treba da bude određen troškovima i koristi od zaduživanja.

Osnovno pitanje koje se u radu nameće, jeste, da li struktura kapitala preduzeća može uticati na cene akcija? Kao pretpostavku iznosimo da povećanje duga može rezultirati povećanjem cene akcija, a razlog za to može biti ekonomski, jer dostupnost jeftinijeg duga može omogućiti preduzeću da iskoriste jeftine kredite za profitabilne investicije.

#### 4.3. Efekat profitabilnosti na cene akcija

Finansijska uloga tržišta kapitala predstavlja datu priliku investitorima da zarade, odnosno budu nagrađeni u skladu sa karakteristikama odabranih investicija. Primarni cilj finansijskih izveštaja je da pruži zainteresovanim stranama sve potrebne i korisne informacije neophodne za donošenje investicionih odluka. Finansijski izveštaji smatraju se

<sup>229</sup> ul Haq, I. & Rashid, K. (2014). Stock Market Efficiency and Size of the Firm: Empirical Evidence from Pakistan. *Oeconomics of Knowledge*, 6(1), 10 -31 (str.20).



najboljim načinom procene budućeg poslovanja kompanije. Analitičari mogu nakon evaluacije finansijskih izveštaja i rezultata steći dragocene informacije o efikasnosti poslovanja, finansijskoj i investicionoj politici kompanije, kao i o glavnim prednostima i slabostima.

Profitabilnost kompanije se smatra ključnim pokazateljem efikasnosti upravljanja, čime se povećava tražnja za akcijama na finansijskom tržištu od strane investitora. Poverioci su zainteresovani za ovaj pokazatelj, jer ukazuje na sposobnost kompanije da ispunjava ugovorene obaveze. Sa druge strane akcionari su zainteresovanosti za profitabilnost, jer ukazuje na napredak i stopu prinosa na investicije.

Najčešće korišćeni pokazatelji profitabilnosti su prinos na kapital (return on equity - ROE) i prinos na aktivu-imovinu (return on assets - ROA). Prinos na kapital računa se na sledeći način:

$$\text{ROE} = \frac{\text{Neto dobitak (dobitak nakon oporezivanja)}}{\text{Knjigovodstvena vrednost akcijskog kapitala}}$$

Iz formule zaključujemo da je ROE količnik neto dobiti i ukupne knjigovodstvene vrednosti akcijskog kapitala. Njegova vrednost nam govori koliko efikasno preduzeće koristi akcijski kapital. Prinos na akcijski kapital određuje realnu cenu akcija, te njegovom analizom investitori mnogo lakše donose odluke u koje akcije da ulažu svoj kapital.

Prinos na aktivu se uobičajeno koristi prilikom ocene ukamaćenja kapitala i poređenja zarađivačke sposobnosti između različitih preduzeća. Ovaj pokazatelj se izračunava na sledeći način:

$$\text{ROA} = \frac{\text{Neto dobitak (dobitak nakon oporezivanja)}}{\text{Ukupna aktiva (imovina)}}$$

Prinos na aktivu predstavlja odnos ukupne dobiti i prosečnog nivoa aktive. Ova mera predstavlja meru sposobnosti preduzeća da ostvari profit na osnovu angažovanja ukupne imovine. Na ovaj pokazatelj utiče veliki broj elemenata poput operativne efikasnosti preduzeća, ukupnog obrta aktive, leveridža, poreza i sl..

Finansijski pokazatelj od izuzetne važnosti je i dobit po akciji (earnings per share – EPS). Ovaj pokazatelj se izračunava kao odnos neto dobiti i ukupnog broja emitovanih akcija.

$$\text{EPS} = \frac{\text{Neto dobitak}}{\text{Broj emitovanih akcija}}$$

Korišćenje pokazatelja EPS je izuzetno značajano, jer omogućava poređenje jedne kompanije sa drugom, pogotovo u okviru iste grane, ali i sa određenim prosecima. Osim toga, ovaj pokazatelj se može koristiti i za praćenje jedne kompanije tokom određenog vremenskog perioda.

Tabela 56: Rezultati istraživanja uticaja profitabilnosti na cene akcija<sup>230</sup>

Autor(i)	Zemlja	Jedinice posmatranja	Period	Rezultati istraživanja
Menaje & Placido (2012) <sup>231</sup>	Filipini	50 kompanija	2009.	Pozitivan uticaj EPS i negativan uticaj ROA
Wang, Ful & Luo (2013) <sup>232</sup>	Kina	60 kompanija	2011.	EPS i ROE najjači uticaj na cenu akcija
Razdar & Ansari (2013) <sup>233</sup>	Teheran	66 kompanija	2005-2009.	ROA i ROE najjači uticaj
Barakat (2014) <sup>234</sup>	Saudijska Arabija	46 kompanije	2009-2012.	Pozitivan uticaj profitabilnosti (ROE)
Har & Ghafar (2015) <sup>235</sup>	Malezija	25 kompanija	2004-2006. i 2007-2008.	ROE, ROA i ROCE pre recesije pozitivan uticaj, a nakon recesije, samo ROE pozitivan uticaj
Purnamawati (2016) <sup>236</sup>	Indonezija	68 finansijskih izveštaja	2010-2013.	ROA jak uticaj

Na osnovu iznetih rezultata istraživanja (u tabeli 56) može se uočiti da indikatori profitabilnosti pokazuju različite efekte na cene akcija u zavisnosti od perioda istraživanja, broja jedinica posmatranja, modela i zemlje gde se sprovodi istraživanje.

Iako empirijska iskustva ukazuju na visoku korelaciju profitabilnosti i vrednosti preduzeća, oslanjanje samo na profitabilnost kao kriterijum za donošenje investicionih i finansijskih odluka može u nekim situacijama biti veoma opasno.

#### 4.4. Efekat dividende na cene akcija

Uporan pad cena akcija u zemljama u regionu, ali i širom sveta, otežavaju proveru uticaja dividendi na cene akcija. Među kreatorima ekonomske politike, istraživačima i menadžerima, postoji sporno pitanje da li politika dividende utiče na cenu akcija. Investitori smatraju dividendu izvorom prihoda, ali i načinom procene firme sa investicione tačke gledišta (Masum, 2014)<sup>237</sup>. Međutim, menadžeri kompanija su u većitoj dilemi da li platiti veliki ili mali procenat zarada na ime dividendi ili ih zadržati za buduće investicije. Različite škole mišljenja su se pojavile po pitanju rešavanja efekta dividende na cene akcija. S jedne strane postoji grupa finansijskih analitičara koja pripisuje smanjenje vrednosti preduzeća upravo neplaćanju dividende, te da na taj način investitori gube interes za trgovanje akcijama. Drugi su mišljenja da isplata dividende nema značajnog uticaja na

<sup>230</sup> Autor na osnovu citirane literature

<sup>231</sup> Menaje, P.M. & Placido, M. (2012). Impact of selected financial variables on share price of publicly listed firms in the Philippines. *American International Journal of Contemporary Research*, 2(9), 98-104.

<sup>232</sup> Wang, J., Fu, G. & Luo, C. (2013). Accounting information and stock price reaction of listed companies—empirical evidence from 60 listed companies in Shanghai Stock Exchange. *Journal of Business & Management*, 2(2), 11-21.

<sup>233</sup> Razdar, M.R. & Ansari, M. (2013). A study of stock price and profitability ratios in Tehran Stock Exchange (TSE), <https://www.researchgate.net/publication/287444828>, pristupljeno 03.01.2017. godine.

<sup>234</sup> Barakat, A. (2014). The impact of financial structure, financial leverage and profitability on industrial companies shares value (Applied study on a sample of saudi industrial companies). *Research Journal of Finance and Accounting*, 5(1), 55-66.

<sup>235</sup> Har, W.P. & Ghafar, M.A.A. (2015). The Impact of Accounting Earnings on Stock Returns: The Case of Malaysia's Plantation Industry. *International Journal of Business and Management*, 10(4), 155-165. doi:10.5539/ijbm.v10n4p155

<sup>236</sup> Purnamawati, I.G.A. (2016). The effect of capital structure and profitability on stock price (Study of the manufacturing sector in Indonesia stock). *International Journal of Business, Economics and Law*, 9 (1), 10-16.

<sup>237</sup> Masum, A. (2014). Dividend policy and its impact on stock price—A study on commercial banks listed in Dhaka stock exchange. *Global Disclosure of Economics and Business*, 3 (1), 9-20.

formiranje tržišne cene akcija. Naime, odluka da se isplati dividenda predstavlja stratešku odluku i ima uticaj na druge odluke kompanije. Ostaje pitanje da li isplaćivanje zarada predstavlja krucijalnu stvar za stvaranje vrednosti za akcionare. Ovo pitanje je stvorilo značajnu kontroverzu među finansijskim teoretičarima kao što su Gordon (Gordon), Volter (Walter), Modiljani (Modigliani), Miler (Miller) i drugi. To je dovelo do pojave dve škole mišljenja o politici dividende: 1. Teorija irelevantne dividende i 2. Teorija relevantne (važnosti) dividende. Ove škole se sukobe, pokušavajući da uspostave svoje mišljenje, ali nijedna od njih ne pruža kompletne smernice.

#### 4.4.1. Teorija relevantnosti (važnosti) dividende

Zastupnici teorije značaja dividende ističu da u periodu neizvesnosti investitori nisu ravnodušni na podelu zarade i odnos između zadržane zarade i dividende. U periodu neizvesnosti i informacione asimetrije, dividende su vrednovane više od kapitalnog dobitka. Tražnja za akcijama preduzeća koja isplaćuju dividende tada je veća i cene njihovih akcija rastu i smatra se da je tada prisutan fenomen premija za dividende u cenama akcija. Viliijems (Williams, 1938)<sup>238</sup> je bio jedan od prvih protagonista, stava da su dividende značajne. On ističe da se prihod akcionara sastoji od dividende, kapitalnog dobitka ili kapitalnog gubitka akcija. On je, takođe, tvrdio da cene akcija odražavaju sadašnju vrednost očekivanih dividendi. Volter (Walter, 1956)<sup>239</sup> tvrdi da politika dividende treba da zavisi od investicionih mogućnosti kompanija ili firmi. On je bio mišljenja da sve dok postoji investiciona mogućnost od koje će firma zaraditi stopu prinosa koja je viša od prosečnog troška kapitala firma treba da isplati dividende svojim akcionarima, ali u slučaju da nema takve mogućnosti, tada treba da isplati iz dela profita. Tvorci teorije „vrabac u ruci”, ističu da su dividende relevantne za utvrđivanje vrednosti preduzeća (Gordon, 1963<sup>240</sup>; i Lintner, 1962<sup>241</sup>).

#### 4.4.2. Teorija irelevantnosti dividende

Posmatranje politike dividende kao pasivnog ostatka određenog postojanjem investicionog projekta implicira da dividende nisu važne, odnosno predstavljaju sredstvo raspodele neiskorišćenih sredstava. Miler i Modiljani (Miller & Modigliani, 1961) su u svojim radovima dali najpotpunije argumente za nevažnost dividende. On su razvili teoriju irelevantnosti dividende koja ističe da u savršenom svetu, gde nema korporativnih i ličnih poreza, nema transakcionih troškova, nijedan pojedinac ne može da utiče na cenu hartija od vrednosti putem trgovine, svi pojedinci imaju slična očekivanja u pogledu budućih investicija kompanija i na taj način tržišna vrednost preduzeća je nezavisna od politike dividende. Stoga se smatra da je vrednost kompanije određena na osnovu moći zarađivanja i rizika njene imovine, ali ne i načina raspodele zarade, odnosno odnosa neraspoređene dobiti i dividende. Modiljani i Miler su otišli dalje, sugerišući investitorima, da su sve politike dividendi praktično iste, jer investitori mogu stvarati (ručno izraditi) dividende podešavanjem portfelja u skladu sa sopstvenim željama.<sup>242</sup>

<sup>238</sup> Williams, J.B. (1938). *The Theory of Investment Value*. Cambridge, Mass

<sup>239</sup> Walter, J.E. (1956). Dividend Policies and and Common Stock Prices. *The Journal of Finance*, 11 (1), 29-41.

<sup>240</sup> Gordon, M.J. (1962). The Savings Investment and Valuation of a Corporation. *Review of Economics and statistics*, 44(1), 37-51.

<sup>241</sup> Lintner J. (1962). Dividends, earnings, leverage, stock prices and supply of capital to corporations. *The Review of Economics and Statistics*, 44(3), 243-269.

<sup>242</sup> Miller M. H & Modigliani F. (1961). Dividend policy, growth and the valuation of shares. *The Journal of Business*, 34(4), 411-433.

## 4.4.3. Pregled teorija u vezi sa politikom dividende i cene akcija

Nekoliko teorija u vezi sa politikom dividende i prinosima akcija je dokumentovano u finansijskoj literaturi.

Tabela 57: Implikacije teorije korporativnih finansija u predviđanju ekstra prinosa na osnovu najava dividendi<sup>243</sup>

Teorija	Najava dividende	Očekivani cenovni efekat
Teorija signalizacije gotovinskog toka (Hipoteza sadržaja informacija)	Povećanje	Pozitivan cenovni efekat
	Smanjenje	Negativni cenovni efekat (znak sadašnjeg i ili /budućeg novčanog toka)
Jensen-ova teorija slobodnog novčanog toka	Povećanje	Pozitivan cenovni efekat
	Smanjenje	Negativni cenovni efekat (signal promene investicione politike)
Teorija troškova posredovanja (agencije)	Smanjenje	Negativni cenovni efekat (zloupotreba sredstava)

Prema teoriji signalizacije novčanog toka najava dividendi ima informativni sadržaj, utiče na akcionare i tako na cenu akcija. Teorija pretpostavlja da će povećanje (smanjenje) dividende dovesti do povećanja (smanjenja) cena akcija. Džensen (Jensen, 1986)<sup>244</sup> ističe da postoji slobodan novčani tok u preduzećima nakon što se obezbedi finansiranje svih projekata sa pozitivnom neto sadašnjom vrednošću. Konflikta interesa između akcionara i menadžera o politikama isplate su naročito ozbiljni kada organizacija generiše znatan slobodan tok gotovine. Prema Džensenovoj teoriji slobodnog novčanog toka, menadžeri kompanije su motivisani da gomilaju gotovinu sa željom da povećaju iznos aktive koji će biti pod njihovom kontrolom. Promene u isplati dividende predstavljaju signal promene u investicionoj politici. Prema teoriji troškova agencije, posredovanja (Easterbrook, 1984<sup>245</sup>) razdvajanje vlasništva od upravljanja doprineće da menadžeri iskoriste resurse kompanija za svoje lične potrebe. U slučaju smanjenja dividende dolazi do povećanja internih sredstava gde postoji verovatnoća da menadžment izdvoji veći procenat resursa kompanije za sopstvene potrebe. Stoga, ova teorija povezuje smanjenje dividende sa smanjenjem vrednosti kapitala što ima negativan efekat na cenu akcija (Ali & Chowdhury, 2010).<sup>246</sup>

U narednoj tabeli prikazani su nalazi empirijskih istraživanja o efektima dividende na cenu akcija.

<sup>243</sup> Ali, M.B. & Chowdhury, T.A. (2010). Effect of Dividend on Stock Price in Emerging Stock Market: A Study on the Listed Private Commercial Banks in DSE. *International Journal of Economics and Finance*, 2(4), 52-64 (59 str.)

<sup>244</sup> Jensen, M.C. (1986). Agency Cost of Free Cash Flows, Corporate Finance and Takeovers. *The American Economic Review*. 76 (2), 323-329.

<sup>245</sup> Easterbrook, F. (1984). Two Agency Cost Explanations of Dividends. *American Economic Review*, 74(4), 650-659

<sup>246</sup> Citirano prema Ali, M.B. & Chowdhury, T.A. (2010). Effect of Dividend on Stock Price in Emerging Stock Market: A Study on the Listed Private Commercial Banks in DSE. *International Journal of Economics and Finance*, 2(4), 52-64.

Tabela 58: Pregled efekta dividende na tržišnu cenu akcija - poređenje skorašnjih studija<sup>247</sup>

Autor(i)	Zemlja	Jedinice posmatranja	Period	Rezultati istraživanja (efekti dividendi na tržišne cene akcija preduzeća)
Khan (2010) <sup>248</sup>	Pakistan	25 kompanija (farmaceutski i hemijski sektor)	2001-2010.	Pozitivna veza isplate dividende i cena akcija. Neznatan efekat dividende na tržište
Vazakidis & Athianos (2010) <sup>249</sup>	Grčka	60 kompanija	2004-2008.	Negativna reakcija tržišta nakon perioda objavljivanja dividende
Masum (2014) <sup>250</sup>	Bangladeš	30 komercijalnih banaka	2007-2011.	Negativna reakcija tržišta na dividende
Miletić (2011) <sup>251</sup>	Hrvatska	41 kompanija	2007-2009.	Pozitivna reakcija tržišta na dividende
Attah-Botchwey (2014) <sup>252</sup>	Gana	3 kompanije i oko 60 akcionara	2005-2009.	Pozitivna reakcija tržišta na dividende
Ordu, Enekwe & Anyanwaokoro (2014) <sup>253</sup>	Nigerija	17 preduzeća	2000-2011.	Pozitivna reakcija tržišta na dividende
Kadioglu, Telceken & Ocal (2015) <sup>254</sup>	Turska	118 preduzeća i 902 najave dividende	2003-2015.	Negativna reakcija tržišta na dividende
Sulaiman & Migiro (2015) <sup>255</sup>	Nigerija	15 kompanija	2003-2012.	Pozitivna reakcija tržišta na dividende

Na osnovu iznetih nalaza istraživanja može se uočiti da su određeni autori, zemlje i periodi istraživanja podržali hipotezu relevantnosti (važnosti) dividende, dok postoje i oni koji su potvrdili pretpostavke teorije irelevantnosti dividende. Tačnije, sprovedena istraživanja daju različite rezultate, te dilema efekata dividende na cene akcija ostaje nerešena.

#### 4.5. Efekat tržišnih racia na cene akcija

Teoretski gledano, najbolja metoda vrednovanja akcija preduzeća je pristup vrednovanja putem dividendi. Međutim, ovakvu metodu vrednovanja je teško primeniti ukoliko kompanija ne isplaćuje dividende ili ima neizvesnu stopu rasta, a što je čest slučaj za veliki broj kompanija na Beogradskoj berzi. Stoga druga metoda vrednovanja dividendi predstavlja odnos cena i zarada po akciji, poznatiji kao P/E racio. Pokazatelj P/E

<sup>247</sup> Autor na osnovu citirane literature

<sup>248</sup> Khan, K.I. (2012). Effect of Dividends on Stock Prices—A Case of Chemical and Pharmaceutical Industry of Pakistan. *Management*, 2 (5), 141-148. doi: 10.5923/j.mm.20120205.02.

<sup>249</sup> Vazakidis, A. & Stergios, A. (2010). Do dividend announcements affect the stock prices in the Greek Stock Market?. *International Journal of Economic Sciences and Applied Research* 3(2), 57-77.

<sup>250</sup> Masum, A.A. (2014). Dividend Policy and Its Impact on Stock Price – A Study on Commercial Banks Listed in Dhaka Stock Exchange. *Global Disclosure of Economics and Business*, 3(1), 9-17.

<sup>251</sup> Miletić, M. (2011). Stock price reaction to dividend announcement in Croatia. *Ekonomika istraživanja/ Economic Research*, 24(3), 147-156.

<sup>252</sup> Attah-Botchwey, E. (2014). The impact of dividend payment on share price of some selected listed companies on the Ghana Stock Exchange. *International Journal of Humanities and Social Science*, 4(9), 179-190.

<sup>253</sup> Ordu, M.M. & Enekwe, C.I. & Anyanwaokoro, M. (2014). Effect of Dividend Payment on the Market Price of Shares: A Study of Quoted Firms in Nigeria. *IOSR Journal of Economics and Finance*, 5(4), 49-62.

<sup>254</sup> Kadioglu, E., Telceken, N. & Ocal, N. (2015). Market reaction to dividend announcement: Evidence from Turkish stock market. *International Business Research*, 8(9), 83-94.

<sup>255</sup> Sulaiman, L.A. & Migiro, S.O. (2015). Effect of dividend decision on stock price changes: further Nigerian evidence. *Investment Management and Financial Innovations*, 12(1), 330-337.

predstavlja najvažniji indikator vezan za investiranje u akcije. Odnos cena akcija i neto dobiti po akciji izražava se putem sledeće formule:

$$\text{Odnos neto dobiti po akciji} = \frac{\text{Tržišna kapitalizacija (tržišna cena x broj akcija)}}{\text{Neto rezultat}}$$

Pojednostavljena jednačina, kada se brojilac i imenilac podele brojem akcija:

$$\text{Odnos cene akcije prema zaradi po akciji} = \frac{\text{Cena akcija (P)}}{\text{Neto rezultat po akciji (E)}}$$

Ova mera pokazuje koliko je tržište spremno da plati za jednu novčanu jedinicu zarade preduzeća. Preciznije, P/E ratio odražava očekivanja investitora u pogledu rasta i razvoja preduzeća. Drugim rečima ovaj pokazatelj odslikava spremnost kupaca akcija da plate određenu cenu na tržištu kako bi ostvarili odgovarajući prihod od posedovanja akcija<sup>256</sup>. P/E ratio nema čvrstih standarda za poređenje, pa se ocena vrši na osnovu kretanja racia u prethodnim godinama, u preduzećima iste delatnosti ili proseka grane kojoj posmatrano preduzeće pripada. Među analitičarima postoji shvatanje da se na razvijenim tržištima ovaj ratio kreće u rasponu od 15 do 30. Generalno visok pokazatelj P/E sugerise da investitori očekuju viši rast zarada u budućnosti u poređenju sa kompanijama sa nižim P/E raciom. Na osnovu iznetog, pretpostavlja se pozitivna korelacija između cena akcija i racia cena i zarada po akciji.

Analitičari ističu da su ekstremno visoke vrednosti ovog racia česta karakteristika društva koja se nalaze u početnoj fazi brzog rasta i razvoja, a kojima investitori predviđaju dobru budućnost. Ekstremno visoke vrednosti ovog pokazatelja se retko sreću kod već razvijenih i zrelih društva. Ukoliko ipak do pojave ovakvog racia dođe, smatra se da su oni rezultat privremeno niskih rezultata, a kod kojih investitori očekuju oporavak. Ekstremno visoka vrednost za takva preduzeća karakteristična je u periodima krize, a ne procvata ekonomije. Visok P/E ima dve interpretacije:<sup>257</sup>

1. P/E viši od proseka može značiti da tržište očekuje rast zarade u budućnosti, a to bi vratilo P/E na normalni nivo
2. Visok P/E može u drugu ruku ukazivati na osećaj tržišta da su zarade vrlo niskog rizika i stoga je voljno plaćati za njih premiju

U svakom slučaju, ekstremne vrednosti ovog pokazatelja (niske ili visoke) ukazuju da se radi o preduzeću koje je rizično i kod kojih investitori očekuju promene u budućnosti po pitanju rasta ili profitabilnosti.

Odnos knjigovodstvene i tržišne vrednosti pokazuje koliko je tržišna cena akcije veća od njene knjigovodstvene vrednosti.

$$\text{Odnos tržišne i knjigovodstvene vrednosti} = \frac{\text{Tržišna cena obične akcije (P)}}{\text{Knjigovodstvena vrednost akcije (B)}}$$

<sup>256</sup> <http://psinvest.rs/sr/osnovni-finansijski-pokazatelji>

<sup>257</sup> Mishkin F.S. & Eakins, S.G. (2005). Finansijska tržišta i institucije, MATE, Zagreb (str. 271).

Vrednost ovog racia može biti jednaka, veća ili manja od 1. Analitičari smatraju da su akcije sa niskim P/B raciom sigurnija investicija ukoliko preduzeće nema većih poslovnih problema. Za potrebne efikasne racio analize potrebno je razumeti odnos dva racia, naime racia P/E i P/B (tabela 59).

Tabela 59: Odnos između racia P/E i P/B <sup>258</sup>

	Visok P/B	Nizak P/B
Visok P/E	<p style="text-align: center;"><b>I</b> <b>(Najveći rast kompanija)</b></p> <p>- očekuje se pozitivna zarada, povećanje prihoda u odnosu na sadašnji nivo</p>	<p style="text-align: center;"><b>III</b> <b>(Poboljšanje kompanije)</b></p> <p>- očekuje se negativna zarada (nije sposobna da generiše trenutno pozitivan prinos), i buduće povećanje prihoda u odnosu na sadašnji nivo</p>
Nizak P/E	<p style="text-align: center;"><b>II</b> <b>(Opadajuće kompanije)</b></p> <p>- očekuje se pozitivna zarada, smanjenje prihoda u odnosu na sadašnji nivo. Preduzeće generiše produktivne investicije, ali su u stanju propadanja</p>	<p style="text-align: center;"><b>IV</b> <b>(Slabo poslovanje kompanije)</b></p> <p>- očekuje se negativna zarada, smanjenje prihoda u odnosu na sadašnji nivo.</p>

Osim navedenih postoje i drugi finansijski pokazatelji. Jedan od njih je i knjigovodstvena vrednost akcija. Vrednost akcija predstavlja jedan od osetljivijih aspekata vezanih za izučavanje akcija. Obične akcije imaju tri vrste vrednosti, a to su: nominalna, knjigovodstvena i tržišna vrednost. Nominalna vrednost akcija se odnosi na vrednost po kojoj akcionarsko društvo odluči da emituje akcije, zakonska vrednost. Knjigovodstvena vrednost akcija se dobija kao količnik ukupne knjigovodstvene vrednosti akcijskog kapitala i ukupnog broja emitovanih akcija. Ona predstavlja iznos čiste imovine preduzeća koja preostaje nakon izmirenja svih obaveza i preferencijalnih dividendi. Međutim, u praktičnom smislu knjigovodstvena vrednost po akciji nema poseban značaj, osim što poverioci, kreditori mogu usloviti odobravanje kredita očuvanjem određenog nivoa knjigovodstvene vrednosti po akciji. Očekuje da sa rastom ovog pokazatelja dolazi i do rasta cena akcija na berzi. Trgovanje svakom akcijom na Beogradskoj berzi započinje od njene knjigovodstvene i ona može, ali i ne mora da ima velike veze sa tržišnom cenom. Tržišna (sadašnja vrednost) cena se formira na sekundarnom tržištu akcija i predstavlja odraz ponude i tražnje, odnosno pokazatuje koliko akcija vredi na tržištu.

<sup>258</sup> Halsey, R.F. (2001). Using the residual-income stock price valuation model to teach and learn ratio analysis. *Issues in Accounting Education*, 16(2), 257-272. (str. 264)

### III DEO: EMPIRIJSKA ANALIZA – UTICAJ MAKROEKONOMSKIH VARIJABLI NA CENE AKCIJA U ZEMLJAMA U REGIONU

#### 1. Metodologija istraživanja

Naredni koraci predstavljaju konceptualni okvir ovog dela empirijskog istraživanja:

1. odrediti makroekonomske varijable i relevantne berzanske indekse kao predstavnike tržišta kapitala u odabranim zemljama u regionu (na osnovu studija – teorijskih i empirijskih, dostupnosti podataka i poslovnog okruženja),
2. ustanoviti postojanje dugoročne ravnoteže (kointegracije) između posmatranih varijabli i njihovu uzročnost,
3. odrediti kako cene akcija reaguju na šokove proučavanih makroekonomskih varijabli,
4. odrediti postojanje međuzavisnost tržišta kapitala u odabranim zemljama u regionu,
5. tumačenje empirijskih nalaza.

##### 1.1. Uvod sa osvrtom na svrhu i ciljeve istraživanja

Makroekonomske varijable mogu poslužiti kao vodič u predviđanju nestabilnosti berze. Za bolje performanse berze, kreatori ekonomske politike moraju preduzeti mere koje će obezbediti stabilno makroekonomsko okruženje.

Ovo poglavlje empirijski istražuje uticaj makroekonomskih varijabli na tržište akcija u odabranim zemljama u regionu. U fokusu istraživanja je ispitati da li se kretanje cena akcija može posmatrati kao odraz ekonomskih aktivnosti u odabranim zemljama u regionu po uzoru na istraživanja u razvijenim ekonomijama. Kroz dalju empirijsku proveru posmatrač se promene realnog sektora i njihovi efekti na tržišta akcija u regionu, a sve u cilju da se istraži zakonitost odnosno model cena akcija koji je neophodan posmatranim berzama. Ova analiza proizilazi iz potrebe da se odgovori na hipoteze cenovne efikasnost tržišta kapitala u regionu. Prethodna empirijska istraživanja na ovu problematiku istraživanja, utiču na formiranje narednih hipoteza. Iskustva brojnih zemalja su specifična i svojevrsna, ali su korisna za zemlje u regionu koje treba da osmisle viziju razvoja i unapređivanja sopstvenog tržišta kapitala.

Opšta hipoteza koja će se kroz ovo poglavlje dokazivati, glasi:

*H0: Tržišne cene akcija u razvijenim zemljama predstavljaju odraz ekonomskih aktivnosti i korišćeni multivarijantni model uticaja fundamentalnih-makroekonomskih varijabli može imati praktičnu primenu u predviđanju volatilnosti tržišta akcija u odabranim zemljama u regionu.*

Kako bi se dokazala ili odbacila glavna hipoteza bilo je potrebno istu razložiti kako bi se dobio model efekata makroekonomskih varijabli na cene akcija. Osim navedene opšte hipoteze u ovom poglavlju, istraživanje je usmereno i na dokazivanje/odbacivanje dve posebne hipoteze:



*H1: Efekat prelivanja posmatranih internih makroekonomskih faktora izraženiji je u odnosu na efekat eksternih (globalnih) makroekonomskih faktora na tržištu akcija u odabranim zemljama u regionu.*

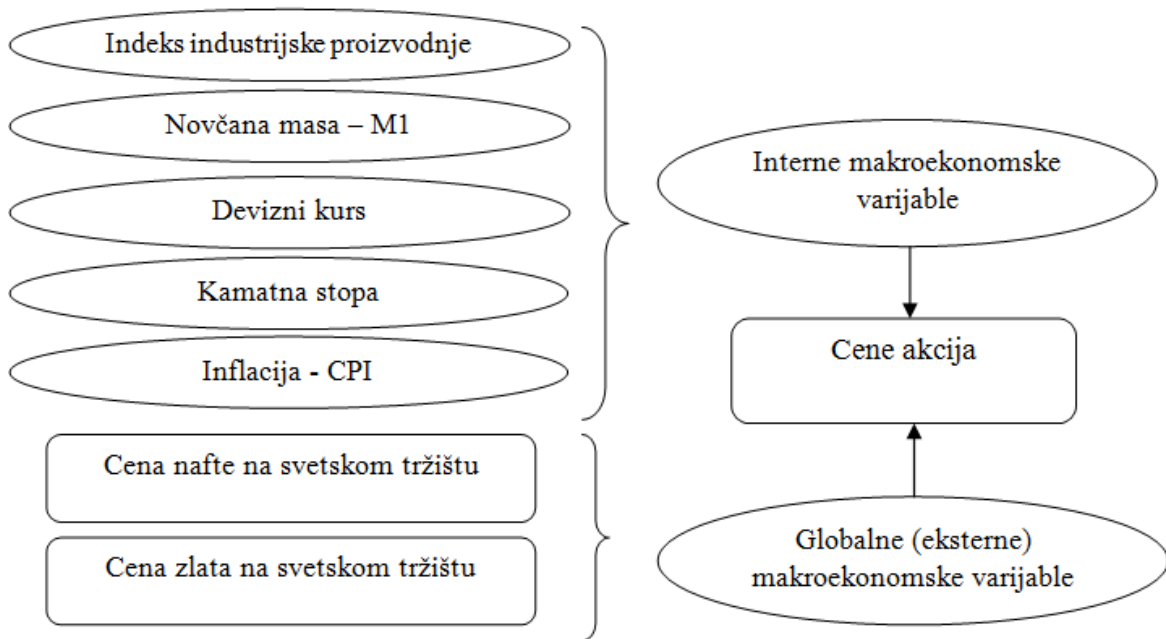
*H2: Tržišta akcija u zemljama u regionu su međusobno integrisana i potrebno je pratiti trendove na tržištima kapitala u regionu kako bi se izgradio model cena akcija neophodan domicilnim berzama.*

## 1.2. Uzorak i period istraživanja

U svrhu postizanja ciljeva istraživanja korišćeni su mesečni podaci u periodu od 2008. do 2014. godine, za odabrane zemlje u regionu. Korišćenje više frekvencije podataka predstavlja osnovu za dobijanje decidnih rezultata primenjenih modela i testova. Testiranje je izvršeno na način da ono podržava donošenje zaključaka o kauzalnoj interakciji makroekonomskih varijabli i tržišta akcija, njihovoj integraciji i oceni cenovne efikasnosti finansijskih tržišta u zemljama u regionu (Srbija, Bosna i Hercegovina, Makedonija, Crna Gora, Hrvatska, Bugarska i Rumunija). Jedan od razloga za izbor navedenih zemalja je i dostupnost podataka vremenskih serija za posmatrani period. Izbor zemalja koje sačinjavaju uzorak istraživanja izvršen je prema kategorizaciji ekonomskog rasta i stepenu razvijenosti finansijskog tržišta. Struktura privreda slična je u svim odabranim zemljama u regionu, a karakteriše ih mala i otvorena ekonomija, razvijenost bankarskog sistema i nerazvijenost tržišta kapitala. Stoga dobijeni nalazi istraživanja olakšavaju donošenje generalnog konsenzusa za zemlje u regionu. Ograničenje ove analize, donekle predstavlja činjenica da se vremenski opseg istraživanja preklapa sa periodom globalne ekonomske krize i njenim efektima prelivanja na posmatrane varijable, kao i nedostupnost podataka za duži vremenski period, političke promene i razlike u metodologiji obračuna.

## 1.3. Istraživačke varijable

Da bi se objasnilo ponašanje na tržištu akcija, ograničeno je korišćenje makroekonomskih varijabli kao nezavisnih varijabli koje utiču na cenu akcija, a to su indeks industrijske proizvodnje, novčana masa, devizni kurs, kamatna stopa, stopa inflacije merena indeksom potrošačkih cena (consumer price index – CPI), cena nafte i cena zlata na svetskom tržištu. U svrhu poređenja berzanskih tržišta, u radu su analizirane iste makroekonomske varijable u svim posmatranim zemljama. Najbolji indikatori aktivnosti promena tržišta kapitala (akcija) su berzanski indeksi (BELEXline, SASX-10, BIRS, MONEX, CROBEX, MBI10, SOFIX i BET) koji su u radu korišćeni kao mera volatilnosti cena akcija. Sve vremenske serije, osim kamatne stope, logaritamski su prilagođene u cilju stabilizacije neslaganja.



Šema 7: Prikaz uticaja posmatranih makroekonomskih varijabli na cene akcija.<sup>259</sup>

Šema 7 ilustruje uticaj posmatranih makroekonomskih varijabli na cene akcija.

Tabela 60: Oznake i objašnjenja istraživačkih varijabli<sup>260</sup>

Oznaka	Varijabla	Objašnjenje
MPS	Berzanske cene	Prirodni logaritam mesečnih vrednosti berzanskog indeksa
IIP	Indeks industrijske proizvodnje	Prirodni logaritam mesečnih vrednosti indeksa industrijske proizvodnje
M1	Ponuda novca	Prirodni logaritam mesečnih vrednosti novčane mase M1
EXR	Devizni kurs	Prirodni logaritam prosečnih mesečnih vrednosti deviznog kursa (odnos nacionalne valute i evra, i odnos nacionalne valute i dolara za fiksni režim deviznog kursa)
IR	Kamatna stopa	Mesečne vrednosti referentnih kamatnih stopa (izuzev Crne Gore gde je korišćenja prosečna efektivna aktivna kamatna stopa)
CPI	Indeks potrošačkih cena	Prirodni logaritam mesečne vrednosti indeksa potrošačkih cena
OP	Nafta	Prirodni logaritam prosečnih mesečnih cena nafte na svetskom tržištu
GP	Zlato	Prirodni logaritam prosečnih mesečnih cena zlata na svetskom tržištu

U tabeli 60 prikazane su oznake i objašnjenja posmatranih varijabli. Odabir ključnih makroekonomskih varijabli izveden je na osnovu prethodnih studija – teoretskih i empirijskih shvatanja, kao i ekonomskih događaja.

<sup>259</sup> Autor na osnovu varijabli korišćenih u istraživanju

<sup>260</sup> Autor

#### 1.4. Ekonometrijska metodologija istraživanja

Istraživanja statističkih osobina berzanskih indeksa u odabranim zemljama u regionu, u cilju formiranja modela, započinje ispitivanjem stacionarnosti vremenskih serija. Zatim se formira vektorski autoregresioni model (Vector Autoregression-VAR) model na stacionarnim serijama i određuje broj prethodnih vrednosti (lagova) koje treba uključiti u model i testirati Johansen-ovu kointegraciju. Međuzavisnost cena akcija i makroekonomskih varijabli moguće je izvršiti različitim metodama. Primarni metod za utvrđivanje povezanosti, kauzalnosti, promenljivih u dugom roku je Johansenova kointegracija (Johansen, 1988<sup>261</sup>, 1995<sup>262</sup>; Johansen & Juselius, 1990<sup>263</sup>). Primenjenu metodologija osetljiva je na izbor dužine kašnjenja i kada se analizira odnos promenljivih koje nisu istog reda. Ovakva pretpostavka ograničila je primenu svih makroekonomskih varijabli, te u model primenila regresore koji su stacionarni u prvim razlikama I(1).

Vektorski model korekcije ravnotežne greške (Vector error model correction – VECM) primenjuje se u cilju proučavanja dugoročnog odnosa između cena (tržišta) akcija i makroekonomskih varijabli. Primena modela je ograničena isključivo na kointegrirane, stacionarne, vremenske serije i stoga je neophodno prethodno izvršiti test kointegracije. Izraz kointegracija je poznat i kao izraz korekcije ravnotežne greške, s obzirom na to da se devijacija iz dugoročne ravnoteže postepeno koriguje preko serije kratkročnih prilagođavanja. Rezultati statističkih testova daju dokaze o postojanju izvesnih osobina vremenskih serija. Kako bi se rešila određena ograničenja primenjene metodologije, predložen je model autoregresivne distribucije kašnjenja - ARDL model. Pejzaran i Šin (Pesaran & Shin, 1997)<sup>264</sup> su dokazali da ARDL model ostaje validan kada su osnovne varijable nestacionarne, pod uslovom da su varijable kointegrirane.

Budući da se ispituje uticaj mehanizma realnih aktivnosti na cene akcija model poprima sledeći oblik:

$$\text{MPS} = f(\text{IIP}, \text{CPI}, \text{IR}, \text{M1}, \text{EXR}, \text{OP}, \text{GP}) \quad (9)$$

##### 1.4.1. Testovi jediničnog korena

Pre nego što se pristupi Johansen-ovoj kointegraciji i uzročnosti neophodno je odrediti da li su vremenski nizovi stacionarni ili nestacionarni. Ovo istraživanje upošljava vremenske serije kako bi analizirali odnos između berzanskih indeksa i odabranih makroekonomskih varijabli. Prvi korak predstavlja primenu testova jediničnog korena u cilju provere stacionarnosti varijabli. Međutim, pošto je proširen Diki-Fulerov test jediničnog korena (- Augmented Dickey-Fuller test – ADF<sup>265</sup>) često kritikovan među istraživačima zbog male snage jediničnog korena, kao dopuna se koristi Filips-Peronov test (Philips-Perron – PP<sup>266</sup>) koji koristi više neparametrijske metode za kontrolu višeg reda serijske korelacije. Stacionarnost vremenskih serija znači da se njene statističke osobine (srednja vrednost i

<sup>261</sup> Johansen S.(1988) Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254.

<sup>262</sup> Johansen, S. (1995). Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models. *OUP Catalogue*.

<sup>263</sup> Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 52(2), 169-210.

<sup>264</sup> Pesaran, M.H. & Shin, Y. (1997). An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis. A revised version of a paper presented at the Symposium at the Centennial of Ragnar Frisch, The Norwegian Academy of Science and Letters, Oslo, March 1995.

<sup>265</sup> Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49 (4), 1057–1072

<sup>266</sup> Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 336-346.

varijansa) ne menjaju tokom vremena. Ako je u ADF i PP testu vrednost t-statistike manja (u apsolutnom iznosu) od Mackinnon-ove kritične t-vrednosti nulta hipoteza ne može biti odbijena za vremenske serije i može se zaključiti da je serija nestacionarna na svom nivou. Pošto rezultati ADF i PP testa u velikoj meri zavise od odabira broja kašnjenja korišćen je Švarcov informacioni kriterijum za optimalno određivanje kašnjenja. Za stacionarne vremenske serije šokovi će biti povremeni i efekti uklonjeni tokom vremena i serija će se vratiti svojim dugoročnim srednjim vrednostima. Nestacionarne vremenske serije imaju srednje vrednosti i varijacije koje zavise od vremena. Red integracije je ekvivalentan broju diferenciranja koje je potrebno kako bi nestacionarna vremenska serija dobila karakteristike (dimenziju) stacionarne vremenske serije, a što je jednako broju jediničnih korena početne vremenske serije. ADF test i PP test se sprovode kako bi se osigurala validnost analize i u dalje istraživanje primenile odgovarajuće vremenske serije. Vremenska serija je stacionarna ukoliko je nulta hipoteza ADF testa odbijena, dok je vremenska serija nestacionarna ukoliko nulta hipoteza testa ne može biti odbijena. ADF test koristi sledeću formulu:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Hipoteze ADF testa su sledeće:

$H_0: \delta = 0$  (proces  $Y_t$  je nestacioniran)

$H_1: \delta < 0$  (proces (serija)  $Y_t$  je stacioniran)

PP test se nadovezuje na ADF test nulte hipoteze  $\delta=0$  u:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \mu_t \quad (11)$$

Odluka se donosi upoređivanjem test veličine i kritičnih vrednosti. Prvo se analiziraju varijable u nivoima i ako niz nije stacionaran, diferencira se i ispituje se stacionarnost niza prvih diferenci. Ako niz prvih diferenci nije stacionaran, postupak se ponavlja dok se niz ne diferencira dovoljno puta kako bi postao stacionaran. Nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena ne može se odbaciti za varijable u nivoima što znači da je varijable, koje nisu stacionarne u nivoima, potrebno diferencirati.

#### 1.4.2. Koncept kointegracije (VAR/VECM model)

Samo određivanje kointegracijskih relacija zasniva se na Johansen-ovoj proceduri. Ona se temelji na određivanju ranga matrice  $\Pi$  koristeći svojstvene vrednosti i na taj način se određuje broj svojstvenih vrednosti različit od nule kako bi se dobio traženi broj kointegracijskih vektora. Najpre je neophodno utvrditi optimalni broj kašnjenja (lagova, pomaka). S obzirom na to da ekonomski subjekti ne reaguju istovremeno, jedan od osnovnih pojmova u analizi vremenskih serija je kašnjenje. Optimalna selekcija kašnjenja predstavlja naredni korak ili korak koji prethodi kointegraciji. Optimalni broj lagova se utvrđuje na osnovu multivarijantnog informacionog kriterijuma. Kao što je ranije napomenuto, ovo istraživanje koristi Švarcov informacioni kriterijum. Teorija ističe da postoji kointegracioni odnos između posmatranih vremenskih serija ukoliko su njihove prve diference stacionirane. Nestacionarna vremenska serija je integracije jedan, ako postaje stacionarna vremenska serija nakon prvog diferenciranja. Ako su nestacionarne varijable integrisane u istom redu – na nivou slučajnog hoda ili prvog reda - onda one mogu slediti put ravnoteže na duži rok ili dele kointegracioni odnos, odnosno, linearna kombinacija posmatranih varijabli može biti stacionarni proces. Kointegracija je situacija u kojoj zajedničko kretanje nestacionarnih vremenskih serija poprima stacionarni karakter

(Mladenović & Nojković, 2012<sup>267</sup>). Da bi se donela odluka neophodno je izvršiti testiranje serije na postojanje kointegracije putem Johansen-ovog modela. Johansen-ov test kointegracije definiše dve forme test statistike.

H0: Ne postoji kointegracija

H1: Postoji kointegracija

U radu se primenjuje Johansen-ova procedura koja inkorporira različite kratkoročne i dugoročne dinamičke odnose. Na sledeći način se može predstaviti model VECM:

$$\Delta Y_t = \mu + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-1} + \Pi Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Gde je:

$\Delta$  - prvo diferenciranje

$\Pi$  vektor koeficijenata uz promenljivu sa kašnjenjem,  $\Pi = (\sum_{i=1}^k \beta_i) - I_g$

$\Gamma_i$  matrica koeficijenata uz prve difference promenljivih sa kašnjenjem,  $\Gamma_i = (\sum_{j=1}^i \beta_j) - I_g$

Test kointegracije između navedenih promenljivih je izračunata na osnovu rangova  $\Pi$  matrice preko svojstvenih vrednosti  $\lambda$ . Rang navedene matrice je jednak broju karakterističnih korena (svojstvenih vrednosti) različitih od nule. Svojstvene vrednosti su poredane u rastući niz  $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_k$ .

Koristeći se Johansen-ovim pristupom moguće je formirati test statistiku. Kako se u radu koriste logaritmovane vrednosti, a važi da je  $\ln(1-x) \sim -x$ , tada se test statistika dobija kao statistika traga i statistika maksimalnog karakterističnog korena (svojstvene vrednosti):

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 + \lambda_i) \quad (13)$$

Gde je  $\lambda_i$  – ocenjeni karakteristični koren matrice  $\Pi$ .

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (14)$$

U krajnjem slučaju, ako je  $r=0$ , onda varijable nisu kointegrirane i one ne slede put dugoročne ravnoteže.

Kao osnovni alat kojim se proučava dugoročan odnos, odnosno postojanje kointegracije između korištenih varijabli, kao i odnos spomenutih varijabli u kratkom roku, koristi se vektorski model korekcije ravnotežne greške (VECM). Kasnije gledano, uzročnost se može podeliti na dugoročnu i kratkoročnu uzročnost. Kratkoročna uzročnost je određena modelom korekcije greške i terminom zaostajanja svake promenljive koja se testira Wald-ovim  $\chi^2$  testom.

#### 1.4.3. Grejndžerov test (Granger test)

Grejndžer (1969)<sup>268</sup> je osmislio test uzročnosti kako bi rešio pitanje predviđanja kretanja jedne varijable utvrđivanjem postojanja odnosa s nekom drugom varijablom. Njegovim

<sup>267</sup> Mladenović, Z. & Nojković, A. (2012). Primenjena analiza vremenskih serija. Centar za izdavačku delatnost Ekonomskog fakulteta, Beograd.

testom se utvrđuje nudi li varijabla “y” statistički značajnu informaciju o varijabli “x”, uz postojanje vremenski odgođenog “x”. Ako to nije slučaj, tada “y” ne uzrokuje “x” prema Grejndžeru. U ovom radu se Grejndžer-ovim testom uzročnosti ocenjuje način na koji promene kretanja berzanskih indeksa u regionu utiču na kretanje berzanskog indeksa BELEXline. Pored pitanja dugoročnog rasta tržišta akcija, kratkoročno je neophodno staviti u odnosu tržište akcija u regionu i posmatrati jednosmernu i dvosmernu kauzalnu vezu između posmatranih varijabli. Grejndžer test je visoko osetljiv na broj kašnjenja i stoga je neophodna dodatna opreznost prilikom interpretiranja dobijenih rezultata.

#### 1.4.4. Funkcija impulsivnog odziva (IRF)

Funkcija impulsivnog odziva – IRF (Impulse response function) meri uticaj šoka (neočekivane promene) endogene varijable na sebe ili drugu endogenu varijablu. Ovo istraživanje koristi funkciju impulsivnog odziva kako bi se analizirala osetljivost cena akcija u regionu na promene svake posmatrane makroekonomske varijable za dvadeset četiri meseca.

#### 1.4.5. Dekompozicija varijanse (VDC)

Dekompozicija varijanse VDC (Variance Decomposition) dopunjuje rezultate Grejndžer testa za ispitivanje uzročnosti. Analizom dekompozicije varijansi trebalo bi da budu uočene najvažnije odrednice varijabilnosti endogenih varijabli iz modela. Pošto je predmet interesovanja cena akcija (berzanskih indeksa) detaljno će se analizirati dekompozicija ove varijable za dve godine u svim posmatranim zemljama u regionu.

## 2. Empirijski nalazi

Ovaj segment doktorske disertacije rezervisan je za sprovođenje empirijskog istraživanja i predstavljanje ključnih nalaza.

### 2.1. Podaci - deskriptivna statistika

Pregled opisnih statistika za berzanske indekse i makroekonomske varijable u zemljama u regionu dat je u narednim tabelama. Prikazani podaci u tabelama ukazuju na srednje vrednosti, standardnu devijaciju, kao i minimalne i maksimalne vrednosti za period od januara 2008. do decembra 2014. godine koje određuju statističko ponašanje varijabli.

Tabela 61: Deskriptivna statistika za varijable u logaritamskoj formi - Srbija<sup>269</sup>

	BELEXLINEln	IIPln	M1ln	CPIln	IR	EXRln
Mean	7.149454	4.630193	12.51105	5.009037	11.25536	4.631283
Median	7.075740	4.626931	12.44727	5.034025	10.85000	4.652736
Maximum	8.216229	4.771532	12.97367	5.199049	17.75000	4.800147
Minimum	6.765303	4.481872	12.25482	4.736198	8.000000	4.336278
Std. Dev.	0.335780	0.058163	0.205676	0.148467	<b>2.503973</b>	0.121602
Skewness	1.724663	0.529577	0.819748	-0.174381	0.951550	-0.786837

<sup>268</sup> Granger, C.W.J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438

<sup>269</sup> Kalkulacija autora, EViews output

Kurtosis	5.552879	3.640954	2.397775	1.624010	3.091982	2.702559
Jarque-Bera	64.45264	5.364209	10.67717	7.052438	12.70587	8.977214
Probability	0.000000	0.068419	0.004803	0.029416	0.001742	0.011236
Sum	600.5541	388.9362	1050.928	420.7591	945.4500	389.0278
Sum Sq. Dev.	9.358083	0.280783	3.511120	1.829535	520.4001	1.227327
Observations	84	84	84	84	84	84

U tabeli 61, prikazana je opisnu statistika za šest varijabli posmatranih u Srbiji. Naime berzanski indeks BELEXline, indeks industrijske proizvodnje, novčana masa, indeks potrošačkih cena, kamatna stopa, devizni kurs, respektivno. Na osnovu predstavljenih vrednosti standardne devijacije evidentno je da je, u periodu od 2008. do 2014. godine, kamatna stopa relativno više nestabilna u odnosu na ostale posmatrane varijable.

Tabela 62: Deskriptivna statistika za varijable u logaritamskoj formi – Bosna i Hercegovina

	SASX-10ln	BIRSln	IIPln	M1ln	IR	EXRln
Mean	6.880557	6.846540	4.610608	8.698903	7.258690	0.364403
Median	6.802419	6.777911	4.614130	8.691408	7.110000	0.372700
Maximum	8.150422	7.828277	4.768988	8.898652	8.280000	0.470781
Minimum	6.512501	6.532690	4.529368	8.554936	6.020000	0.214978
Std. Dev.	0.377884	0.287062	0.039600	0.085204	<b>0.515980</b>	0.059250
Skewness	1.735089	1.766824	0.552327	0.392159	0.292111	-0.643761
Kurtosis	5.479396	5.789632	4.568946	2.558253	2.443315	3.025577
Jarque-Bera	63.66337	70.94052	12.88649	2.836031	2.279248	5.804282
Probability	0.000000	0.000000	0.001591	0.242194	0.319939	0.054906
Sum	577.9668	575.1093	387.2911	730.7078	609.7300	30.60987
Sum Sq. Dev.	11.85208	6.839562	0.130154	0.602553	22.09756	0.291379
Observations	84	84	84	84	84	84

U tabeli 62, prikazana je opisna statistiku za posmatrane varijable u Bosni i Hercegovini. Naime berzanske indekse SASX-10 i BIRS, indeks industrijske proizvodnje, novčana masa, kamatna stopa, devizni kurs (odnos konvertibilne marke i američkog dolara). Najvišu vrednost standardne devijacije, za posmatrani period, zabeležila je kamatna stopa, te ukazuje da je relativno više nestabilna u odnosu na ostale posmatrane varijable.

Tabela 63: Deskriptivna statistika za varijable u logaritamskoj formi - Bugarska<sup>270</sup>

	SOFIXln	IIPln	M1ln	CPIln	IR	EXRln
Mean	6.114775	4.660454	9.970703	8.749063	1.155000	0.364441
Median	6.037542	4.659184	9.919968	8.765163	0.180000	0.371216
Maximum	7.336850	4.833102	10.35800	8.817735	5.770000	0.470561
Minimum	5.590989	4.498698	9.762218	8.633687	0.010000	0.215430
Std. Dev.	0.392341	0.065659	0.175470	0.049018	<b>1.886765</b>	0.059329
Skewness	1.528708	0.735102	0.763672	-0.452877	1.463131	-0.639759
Kurtosis	4.887820	3.836169	2.431995	1.965180	3.423302	3.013750
Jarque-Bera	45.19082	10.01238	9.293921	6.619344	30.59768	5.730751
Probability	0.000000	0.006696	0.009591	0.036528	0.000000	0.056962
Sum	513.6411	391.4782	837.5391	734.9213	97.02000	30.61302
Sum Sq. Dev.	12.77629	0.357827	2.555556	0.199427	295.4703	0.292152
Observations	84	84	84	84	84	84

Prema podacima iz tabele 63 najviša odstupanja, među posmatranim varijablama u Bugarskoj, beleži kamatna stopa.

<sup>270</sup> Kalkulacija autora, EViews output

Tabela 64: Deskriptivna statistika za varijable u logaritamskoj formi – Crna Gora

	MONEXln	IIPln	CPIln	IR	EXRln
Mean	9.396126	4.461747	4.634135	9.454167	-0.306262
Median	9.302425	4.488636	4.633757	9.450000	-0.299850
Maximum	10.36707	4.759607	4.707727	9.780000	-0.200306
Minimum	9.019765	3.811097	4.591071	9.150000	-0.455158
Std. Dev.	<b>0.295658</b>	0.185660	0.027881	0.157765	0.059211
Skewness	1.223023	-1.350621	0.667385	-0.047449	-0.643165
Kurtosis	4.301097	5.322601	3.000651	2.278233	3.031320
Jarque-Bera	26.86596	44.41916	6.235634	1.854837	5.794696
Probability	0.000001	0.000000	0.044254	0.395573	0.055169
Sum	789.2746	374.7868	389.2673	794.1500	-25.72605
Sum Sq. Dev.	7.255349	2.860989	0.064521	2.065842	0.290993
Observations	84	84	84	84	84

Prema podacima iz tabele 64, prikazana je opisna statistika za pet posmatranih varijabli u Crnoj Gori. Naime berzanski indeks MONEX, indeks industrijske proizvodnje, indeks potrošačkih cena, kamatna stopa, devizni kurs (odnos evra i američkog dolara), respektivno. Vrednost standardne devijacije ukazuje da je, u posmatranom periodu, berzanski indeks MONEX relativno više nestabilna u odnosu na ostale posmatrane varijable.

Tabela 65: Deskriptivna statistika za varijable u logaritamskoj formi - Hrvatska<sup>271</sup>

	CROBEXln	IIPln	M1ln	CPIln	IR	EXRln
Mean	7.617209	4.590020	10.86500	4.560885	7.592262	2.005308
Median	7.529231	4.590057	10.84723	4.556505	9.000000	2.004877
Maximum	8.487450	4.756173	11.09248	4.617099	9.000000	2.037221
Minimum	7.210400	4.498698	10.70677	4.479607	5.000000	1.962085
Std. Dev.	0.246082	0.066150	0.086815	0.041946	<b>1.616360</b>	0.020431
Skewness	1.902635	0.760982	0.639087	-0.050011	-0.405166	-0.143770
Kurtosis	6.092238	2.769424	2.883038	1.632672	1.435659	1.822888
Jarque-Bera	84.14705	8.293384	5.765930	6.578567	10.86331	5.138947
Probability	0.000000	0.015817	0.055969	0.037281	0.004376	0.076576
Sum	639.8456	385.5617	912.6602	383.1143	637.7500	168.4459
Sum Sq. Dev.	5.026159	0.363193	0.625563	0.146036	216.8475	0.034646
Observations	84	84	84	84	84	84

U tabeli 65 prikazana je opisna statistika za šest varijabli u Hrvatskoj. Naime berzanski indeks CROBEX, indeks industrijske proizvodnje, novčana masa, indeks potrošačkih cena, kamatna stopa. Vrednost standardne devijacije ukazuje da je, u periodu od 2008. do 2014. godine, kamatna stopa relativno više nestabilna u odnosu na ostale posmatrane varijable.

Tabela 66: Deskriptivna statistika za varijable u logaritamskoj formi - Makedonija<sup>272</sup>

	MBI10ln	IIPln	M1ln	CPIln	IR	EXRln
Mean	7.761965	4.674268	10.96269	4.645229	5.020714	4.120618
Median	7.654203	4.665322	10.95976	4.642848	4.000000	4.120076
Maximum	8.906414	4.819475	11.35683	4.711420	9.000000	4.157889
Minimum	7.367514	4.551769	10.70238	4.576462	3.210000	4.098776
Std. Dev.	0.374088	0.059060	0.155531	0.046189	<b>1.927595</b>	0.007891
Skewness	1.533702	0.443217	0.318236	0.076504	0.905363	0.985836
Kurtosis	4.711755	2.974657	2.190868	1.381580	2.405841	8.182696

<sup>271</sup> Kalkulacija autora, EViews output<sup>272</sup> Kalkulacija autora, EViews output



Jarque-Bera	43.18675	2.752420	3.709276	9.249430	12.71113	107.6174
Probability	0.000000	0.252534	0.156510	0.009806	0.001737	0.000000
Sum	652.0050	392.6385	920.8657	390.1992	421.7400	346.1319
Sum Sq. Dev.	11.61519	0.289515	2.007767	0.177075	308.3966	0.005168
Observations	84	84	84	84	84	84

Opisna statistika za berzanski indeks MBI10, indeks industrijske proizvodnje, novčanu masu, indeks potrošačkih cena, kamatnu stopu i devizni kurs, u Makedoniji, prikazana je u tabeli 66. Na osnovu prikazanih podataka evidentna je viša vrednost standardne devijacije za kamatnu stopu (IR).

Tabela 67: Deskriptivna statistika za varijable u logaritamskoj formi - Rumunija

	BETln	IIPln	M1ln	CPIln	IR	EXRln
Mean	8.544198	4.693244	11.37722	4.608591	6.443452	1.442501
Median	8.570629	4.692718	11.36133	4.608066	6.250000	1.455402
Maximum	9.034973	4.862908	11.67968	4.630643	10.25000	1.517937
Minimum	7.649622	4.513055	11.24335	4.599454	2.750000	1.260370
Std. Dev.	0.268530	0.099166	0.097617	0.004740	<b>2.200779</b>	0.063998
Skewness	<b>-1.220088</b>	0.192327	0.819026	1.449136	0.347294	-1.437989
Kurtosis	4.850958	2.007142	3.047230	7.698426	2.104451	4.152682
Jarque-Bera	32.83176	3.968036	9.399056	106.6631	4.495607	33.59975
Probability	0.000000	0.137516	0.009100	0.000000	0.105631	0.000000
Sum	717.7126	394.2325	955.6868	387.1217	541.2500	121.1701
Sum Sq. Dev.	5.984974	0.816209	0.790918	0.001865	402.0047	0.339945
Observations	84	84	84	84	84	84

U tabeli 67 prikazani su rezultati opisne statistike za šest posmatranih varijabli u Rumuniji. Naime berzanski indeks BET, indeks industrijske proizvodnje, novčana masa, indeks potrošačkih cena, kamatna stopa i devizni kurs. Analiza vrednosti standardne devijacije, u posmatranom periodu, ukazuje da je kamatna stopa relativno više nestabilna u odnosu na ostale posmatrane varijable. Iz prikazanih podataka za koeficijent asimetrije, uočena je negativna vrednost za berzanski indeks BET. Kao što je ranije napomenuto, negativna asimetrija predstavlja odliku razvijenih tržišta kapitala.

Tabela 68: Deskriptivna statistika za globalne makroekonomske varijable u logaritamskoj formi<sup>273</sup>

	OPIln	GPIln
Mean	4.222776	6.824615
Median	4.346769	6.872770
Maximum	4.550080	7.212162
Minimum	3.433665	6.328865
Std. Dev.	0.263478	0.264323
Skewness	-1.201167	-0.374921
Kurtosis	3.666179	1.997990
Jarque-Bera	21.75250	5.482005
Probability	0.000019	0.064506
Sum	354.7132	573.2676
Sum Sq. Dev.	5.761936	5.798935
Observations	84	84

<sup>273</sup> Kalkulacija autora, EViews output

Prema podacima, u tabele 68, prikazanim za opisnu statistiku globalnih (eksternih) makroekonomskih varijabli, vrednost standardne devijacije ukazuje da su, u posmatranom periodu, cene nafte i zlata u svetu beležile približno jednaku (nižu) nestabilnost.

Relativno veći iznos standardne devijacije pokazuje da je disperzija podataka u seriji poprilično velika. Analiza svih varijabli u posmatranim zemljama, ukazuje da je u svim zemljama, izuzev Crne Gore (efektivna prosečna kamatna stopa izuzetno visoka), kamatna stopa pokazala najveća odstupanja. Distribucija frekvencija kod većeg broja posmatranih promenljivih nije normalna. Izračunata statistika Jarque-Bera testa odgovarajuće p-vrednosti koristi za ispitivanje pretpostavke normalnosti posmatranih varijabli. Ova pretpostavka se odbija na nivou od 10% za posmatrane varijable ( $p < 0,10$ ). Analiza vremenskih serija zahteva da se u slučaju pronađenih skupova podataka koji nisu stacionarni izvrši transformacija u stacionarne podatke kako bi njihova procena bila značajna.

## 2.2. Testiranje stacionarnosti

Nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena ne može se odbaciti za varijable u nivoima, što znači da je varijable, koje nisu stacionarne u nivoima, potrebno diferencirati. Rezultati ADF<sup>274</sup> i PP<sup>275</sup> testa jediničnog korena su prikazani u narednim tabelama za model kada je uključena samo konstanta i model sa uključenom konstantom i trendom. Zatim se testira stacionarnost prvih diferenci za sve varijable.

Tabela 69: Rezultati ADF i PP test jediničnog korena – Srbija<sup>276</sup>

Varijable	ADF test		PP test	
	Intercept	Trend&Intercept	Intercept	Trend&Intercept
BELEXline	-3.299775 (3)**	-3.160925 (3)	-3.320040 (4)**	-2.517123 (4)
ΔBELEXline	-3.081730 (2)**	-3.281584(2)	-4.902938(5) ***	-5.100153(6) ***
M1	1.073897 (1)	-2.220873 (1)	1.217677 (6)	-2.502901(1)
ΔM1	-14.27669(0) ***	-14.74041(0) ***	-14.37077(1) ***	-16.68165(5) ***
CPI	-1.852032 (1)	-1.120785 (1)	-1.983990 (1)	-0.727326(1)
ΔCPI	-6.686664(0) ***	-6.968597(0) ***	-6.609756(3) ***	-6.921714(4) ***
IIP	-3.497051(0) **	-3.476027(0) **	-3.497051(0) **	-3.476027(0) **
ΔIIP	-12.04850(0) ***	-12.04146(0) ***	-12.33033(3) ***	-12.41176(4) ***
IR	-2.612852 (3)	-2.862885 (3)	-1.636639(5)	-2.853329(5)
ΔIR	-4.265806(2) ***	-4.175047(2) ***	-5.899152(4) ***	-5.869319(4) ***
EXR	-1.233669 (1)	-2.806550 (2)	-1.324891(4)	-2.340378(4)
ΔEXR	-6.124115 (0) ***	-6.093952(0) ***	-6.198998(3) ***	-6.168220(3) ***

\*\*\* nulta hipoteza o prisutnosti jediničnih korena odbijena uz nivo značajnosti od 1%.

\*\* nulta hipoteza o prisutnosti jediničnog korena odbijena uz nivo značajnosti od 5%

Δ u prvim diferencama

Na osnovu rezultata testa jediničnog korena za varijable u Srbiji, prikazanih u tabeli 69, odbacuje se nulta hipoteza i zaključuje da su vremenske serije integrisane reda jedan I(1), odnosno nestacionarne u nivoima, a stacionarne u prvim diferencama. Sve vremenske

<sup>274</sup> Tablična vrednost ADF testa za podatke sa konstantom (Intercept) za nivo značajnosti od 1% iznosi -3.514426; za nivo značajnosti od 5% iznosi -2.898145 i za nivo značajnosti od 10% iznosi -2.586351. Tablična vrednost ADF testa za podatke sa konstantom i trendom (Trend&Intercept) za nivo značajnosti od 1% iznosi -4.076860; za nivo značajnosti od 5% iznosi -3.466966 i za nivo značajnosti od 10% iznosi -3.160198.

<sup>275</sup> Tablična vrednost PP testa za podatke sa konstantom (Intercept) za nivo značajnosti od 1% iznosi -3.511262; za nivo značajnosti od 5% iznosi -2.896779 i za nivo značajnosti od 10% iznosi -2.585626. Tablična vrednost ADF testa za podatke sa konstantom i trendom (Trend&Intercept) za nivo značajnosti od 1% iznosi -4.072415; za nivo značajnosti od 5% iznosi -3.464865 i za nivo značajnosti od 10% iznosi -3.158974.

<sup>276</sup> Kalkulacija autora, EViews output

serije, izuzev indeksa industrijske proizvodnje, u nivoima ne iskazuju sklonost vraćanja svojoj srednjoj vrednosti, dok se kod svih serija u prvim diferencama, ukoliko izuzmemo indeks industrijske proizvodnje, može primetiti da im se vrednosti kreću oko srednje vrednosti, što upućuje na zaključak da su serije I(1).

Tabela 70: Rezultati ADF i PP test jediničnog korena – Bosna i Hercegovina<sup>277</sup>

Varijable	ADF test		PP test	
	Intercept	Trend & Intercept	Intercept	Trend & Intercept
BIRS	-3.791382(1) ***	-3.910640(1) **	-4.181106(5) ***	-3.601615(5) **
$\Delta$ BIRS	-4.423070(0) ***	-4.740144(0) ***	-4.423070(0) ***	-4.613102(1) ****
SASX-10	-4.982160(0) ***	-3.515168(1)	-4.527306(3) ***	-3.639869(3) **
$\Delta$ SASX-10	-6.543183(0) ***	-7.001928(0) ***	-6.527539(3) ***	-6.998466(3) ***
M1	0.144100(0)	-2.123444(0)	0.688769(11)	-2.038038(5)
$\Delta$ M1	-3.700997(3) ***	-4.063939(3) **	-10.32127(5) ***	-10.77123(8) ***
IIP	-5.074024(0) ***	-5.471499(0) ***	-5.176188(4) ***	-5.601031(4) ***
$\Delta$ IIP	-13.22706(0) ***	-13.15684(0) ***	-18.24891(10) ***	-18.27649(10) ***
IR	-0.671511(0)	-1.637236(0)	-0.615033(2)	-1.589374(1)
$\Delta$ IR	-9.471809(0) ***	-9.711566(0) ***	-9.470353(2) ***	-9.711566(0) ***
EXR	-3.824636(3) ***	-4.332666(3) ***	-2.336205(3)	-2.872729(4)
$\Delta$ EXR	-6.681926(0) ***	-6.641027(0) ***	-6.619350(2) ***	-6.578173(2) ***

\*\*\* nulta hipoteza o prisutnosti jediničnih korena odbijena uz nivo značajnosti od 1%.

\*\* nulta hipoteza o prisutnosti jediničnog korena odbijena uz nivo značajnosti od 5%

$\Delta$  u prvim diferencama

Kao što se može videti iz tabele 70, rezultata testa jediničnog korena, odbacuju nultu hipotezu za većinu posmatranih varijabli, te se zaključuje da su posmatrane vremenske serije u Bosni i Hercegovini integrisane reda jedan, I(1), odnosno da su nestacionarne u nivoima, a stacionarne u prvim diferencama. Evidentno je da su ocenjene vrednosti za indeks industrijske proizvodnje i berzanskog indeksa BIRS veće od tabličnih vrednosti. Stoga se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena, za ove varijable, potvrđuje, te se iste ne koriste u postupku testiranja kointegracije.

Tabela 71: Rezultati ADF i PP test jediničnog korena – Bugarska<sup>278</sup>

Varijable	ADF test		PP test	
	Intercept	Trend & Intercept	Intercept	Trend & Intercept
SOFIX	-3.360878(3) **	-3.212457(3)	-3.183630(2)**	-2.694309(4)
$\Delta$ SOFIX	-3.078780(2) **	-3.227795(2)	-4.575325(2) ***	-4.865732(2) ***
M1	1.386324(0)	-1.489309(0)	1.269327(2)	-1.489309(0)
$\Delta$ M1	-8.247516(0) ***	-8.823532(0) ***	-8.309643(3)***	-8.823532(0) ***
CPI	-3.130213(0)**	-1.290365(0)	-2.775249(4)	-1.547168(4)
$\Delta$ CPI	-7.416864(0)***	-7.840883(0) ***	-7.494576(4) ***	-7.888037(0) ***
IIP	-2.377725(0)	-2.236709(0)	-2.407050(5)	-2.218479(5)
$\Delta$ IIP	-10.95210(0) ***	-11.13746(0) ***	-10.76170(5) ***	-10.96313(4) ***
IR	-2.380900(3)	-2.082653(3)	-1.789587(6)	-1.182376(6)
$\Delta$ IR	-2.780544(2)	-3.065001(2)	-7.298286(6)***	-7.349047(5) ***
EXR	-2.684763(1)	-4.256291(3) ***	-2.330680(3)	-2.872019(4)
$\Delta$ EXR	-6.733608(0) ***	-6.692354(0) ***	-6.757460(1) ***	-6.717220(1) ***

\*\*\* nulta hipoteza o prisutnosti jediničnih korena odbijena uz nivo značajnosti od 1%.

\*\* nulta hipoteza o prisutnosti jediničnog korena odbijena uz nivo značajnosti od 5%

$\Delta$  u prvim diferencama

<sup>277</sup> Kalkulacija autora, EViews output

<sup>278</sup> Kalkulacija autora, EViews output

U tabela 71 prikazani su rezultati testa jediničnog korena, te se na osnovu ocenjenih vrednosti odbacuje nulta hipoteza i zaključuje da su sve vremenske serije integrisane reda jedan I(1), odnosno nestacionarne u nivoima, a stacionarne u prvim diferencama. Na osnovu sprovedenih testova zaključuje se da su sve varijable na posmatranom tržištu kapitala u Bugarskoj ispunile preliminarnu zahtevu za dalju analizu.

Tabela 72: Rezultati ADF i PP test jediničnog korena – Crna Gora<sup>279</sup>

Varijable	ADF test		PP test	
	Intercept	Trend & Intercept	Intercept	Trend & Intercept
MONEX	-2.829062(3)	-3.211855(3)	-3.441446(3) **	-2.986406(3)
$\Delta$ MONEX	-3.945956(2) ***	-3.935925(2) **	-5.554489(4) ***	-5.672924(4) ***
CPI	-1.132770(0)	-1.606819(0)	-1.192672(2)	-1.750971(3)
$\Delta$ CPI	-8.929508(0) ***	-8.874211(0) ***	-8.937455(1) ***	-8.881376(1) ***
IIP	-3.338543(0) **	-3.311548(0) **	-3.496354(3) **	-3.472521(3) **
$\Delta$ IIP	-9.003516(0) ***	-8.958125(0) ***	-9.003516(0) ***	-8.958125(0) ***
IR	-1.681273(1)	-0.924186(1)	-1.896885(1)	-1.267849(3)
$\Delta$ IR	-14.58436(0) ***	-15.25855(0) ***	-14.31527(3) ***	-15.25855(0) ***
EXR	-2.677813(1)	-4.277380(3) ***	-2.338795(3)	-2.878852(4)
$\Delta$ EXR	-6.814295(0) ***	-6.772489(0) ***	-6.757845(2) ***	-6.715725(2) ***

\*\*\* nulta hipoteza o prisutnosti jediničnih korena odbijena uz nivo značajnosti od 1%.

\*\* nulta hipoteza o prisutnosti jediničnog korena odbijena uz nivo značajnosti od 5%

$\Delta$  u prvim diferencama

Rezultati ADF i PP testa u tabeli 72 odbacuju nultu hipotezu, te se zaključuje da su posmatrane vremenske serije integrisane reda jedan I(1), odnosno nestacionarne u nivoima, a stacionarne u prvim diferencama, izuzev varijable - indeks industrijske proizvodnje, kod koje se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena potvrđuje, te se ista ne koristi u narednim iteracijama.

Tabela 73: Rezultati ADF i PP test jediničnog korena – Hrvatska<sup>280</sup>

Varijable	ADF test		PP test	
	Intercept	Trend & Intercept	Intercept	Trend & Intercept
CROBEX	-4.935563(4) ***	-5.288152(4) ***	-3.728434(2) ***	-3.309486(2)
$\Delta$ CROBEX	-4.015682(5) ***	-4.290165(5) ***	-5.856423(6) ***	-5.865386(6) ***
M1	-0.854224(0)	-2.074885(0)	-0.786428(4)	-2.029332(4)
$\Delta$ M1	-8.669221(0) ***	-8.737828(0) ***	-8.696996(6) ***	-9.036214(8) ***
CPI	-1.682250(2)	-2.589985(1)	-1.864392(10)	-1.708223(7)
$\Delta$ CPI	-6.615403(1) ***	-6.763633(1) ***	-5.940560(16) ***	-6.064786(18) ***
IIP	-2.334439(4)	-1.728728(4)	-2.480567(0)	-3.741867(3) **
$\Delta$ IIP	-7.447166(3) ***	-7.770407(3) ***	-14.67714(6) ***	-15.94283(7) ***
IR	-0.416797(0)	-3.601154(0) **	-0.416797(0)	-3.625513(2) **
$\Delta$ IR	-10.17027(0) ***	-10.12375(0) ***	-10.20432(2) ***	-10.15465(2) ***
EXR	-1.258456(1)	-3.894349(1) **	-0.762893(0)	-3.520646(1)
$\Delta$ EXR	-7.341973(0) ***	-7.295077(0) ***	-7.315573(3) ***	-7.267568(3) ***

\*\*\* nulta hipoteza o prisutnosti jediničnih korena odbijena uz nivo značajnosti od 1%.

\*\* nulta hipoteza o prisutnosti jediničnog korena odbijena uz nivo značajnosti od 5%

$\Delta$  u prvim diferencama

<sup>279</sup> Kalkulacija autora, EViews output

<sup>280</sup> Kalkulacija autora, EViews output

Na osnovu nalaza ADF i PP testa jediničnog korena, prikazanih u tabeli 73, odbacuje se nulta hipoteza, te se zaključuje da su sve vremenske serije u Hrvatskoj integrisane reda jedan I(1), odnosno nestacionarne u nivoima, a stacionarne u prvim diferencama.

Tabela 74: Rezultati ADF i PP test jediničnog korena – Makedonija<sup>281</sup>

Varijable	ADF test		PP test	
	Intercept	Trend & Intercept	Intercept	Trend & Intercept
MBI	-3.832454(8)***	-5.004451(4)***	-3.222747(3)**	-2.867529(3)
ΔMBI	-3.596089(7)***	-3.880980(7)**	-5.195951(10)***	-5.281306(10)***
M1	0.696544(1)	-3.479456(0)**	1.283713(16)	-3.177583(2)
ΔM1	-12.90853(0)***	-12.95849(0)***	-14.00449(9)***	-15.70583(11)***
CPI	-0.815832(0)	-2.093264(1)	-0.815832(0)	-1.731751(1)
ΔCPI	-7.403617(0)***	-7.355457(0)***	-7.399730(3)***	-7.351855(3)***
IIP	-4.121793(0)***	-4.119021(0)***	-4.026956(2)***	-4.007051(2)**
ΔIIP	-11.78258(0)***	-11.80364(0)***	-12.75780(5)***	-13.56240(6)***
IR	-0.783072(1)	-2.489895(1)	-0.938858(5)	-2.538025(5)
ΔIR	-6.517981(0)***	-6.557432(0)***	-6.760519(4)***	-6.822909(4)***
EXR	-8.216188(0)***	-8.184766(0)***	-8.212945(1)***	-8.182118(1)***
ΔEXR	-8.732345(2)***	-8.673854(2)***	-64.44599(81)***	-64.76424(81)***

\*\*\* nulta hipoteza o prisutnosti jediničnih korena odbijena uz nivo značajnosti od 1%.

\*\* nulta hipoteza o prisutnosti jediničnog korena odbijena uz nivo značajnosti od 5%

Δ u prvim diferencama

Kao što se može videti iz tabele 74, rezultati testa jediničnog korena ukazuju da vremenske serije u nivoima, osim indeksa industrijske proizvodnje i deviznog kursa, ne iskazuju sklonost vraćanja svojoj srednjoj vrednosti, dok se kod svih serija u prvim diferencama može primetiti da im se vrednosti kreću oko srednje vrednosti, što upućuje na zaključak da su ostale vremenske serije I(1). Indeks industrijske proizvodnje i devizni kurs predstavljaju vremenske serije koje su integrisane na nivou I(0) i iste se ne koriste (zbog neispunjavanja preliminarnih zahteva) u postupku testiranja kointegracije.

Tabela 75: Rezultati ADF i PP test jediničnog korena – Rumunija<sup>282</sup>

Varijable	ADF test		PP test	
	Intercept	Trend & Intercept	Intercept	Trend & Intercept
BET	-2.266688 (1)	-2.974969 (1)	-2.408193(5)	-3.034482(4)
ΔBET	-5.713025(0)***	-5.747482(0)***	-5.669091(2)***	-5.790849(1)***
M1	1.268712(0)	0.061260(0)	0.736773(4)	-0.391009(4)
ΔM1	-7.092724(0)***	-7.431104(0)***	-7.264954(4)***	-7.490410(3)***
CPI	-6.903511(0)***	-7.552809(0)***	-6.960244(3)***	-7.553694(2)***
ΔCPI	-10.36450(1)***	-10.29756(1)***	-25.35597(11)***	-25.17622(11)***
IIP	0.284934(2)	-3.424249(0)	-0.177063(1)	-3.278622(1)
ΔIIP	-8.183967(1)***	-8.395427(1)***	-11.92160(0)***	-12.39665(2)***
IR	-0.941960(4)	-3.344851(3)	0.050732(6)	-3.712005(6)**
ΔIR	-3.942884(3)***	-3.801440(3)**	-5.890239(6)***	-6.025044(6)***
EXR	-2.405360(1)	-2.763362(1)	-2.084068(3)	-2.266526(3)
ΔEXR	-6.439384(0)***	-6.502900(0)***	-6.439384(0)***	-6.538696(1)***

\*\*\* nulta hipoteza o prisutnosti jediničnih korena odbijena uz nivo značajnosti od 1%.

\*\* nulta hipoteza o prisutnosti jediničnog korena odbijena uz nivo značajnosti od 5%

Δ u prvim diferencama

<sup>281</sup> Kalkulacija autora, EViews output

<sup>282</sup> Kalkulacija autora, EViews output

Prema podacima iz tabele 75, nulta hipoteza da vremenska serija poseduje jedinični koren odbacuje se za varijablu indeks potrošačkih cena (CPI), dok su ostale posmatrane vremenske serije stacionarne u nivoima. Na osnovu dobijenih nalaza ADF i PP testa jediničnog korena odbacuje se nulta hipoteza za ostale vremenske serije, te zaključuje da su vremenske serije integrisane reda jedan I(1), odnosno nestacionarne u nivoima, a stacionarne u prvim diferencama, izuzev stope inflacije merene indeksom potrošačkih cena. Stopa inflacije se zbog svojih statističkih osobina ne koristi u postupku testiranja kointegracije.

Tabela 76: Rezultati ADF i PP test jediničnog korena – globalne (eksterne) makroekonomske varijable<sup>283</sup>

Varijable (eksterne)	ADF test		PP test	
	Intercept	Trend & Intercept	Intercept	Trend & Intercept
OP	-1.149348 (0)	-0.724066 (0)	-1.808518(4)	-1.758357(4)
$\Delta$ OP	-5.129732(0) ***	-5.147228(0) ***	-5.006072(1) ***	-5.210532(2) ***
GP	-1.604830(0)	-0.509732(0)	-1.589717(2)	-0.624298(1)
$\Delta$ GP	-7.355360(0) ***	-7.496937(0) ***	-7.355360(0) ***	-7.456393(2) ***

\*\*\* nulta hipoteza o prisutnosti jediničnog korena odbijena uz nivo značajnosti od 1%.

\*\* nulta hipoteza o prisutnosti jediničnog korena odbijena uz nivo značajnosti od 5%

$\Delta$  u prvim diferencama

Na osnovu rezultata ADF i PP testa jediničnog korena, prikazanih u tabeli 76, odbacuje se nulta hipoteza i zaključuje da su posmatrane vremenske serije integrisane reda jedan I(1), odnosno nestacionarne u nivoima, a stacionarne u prvim diferencama.

### 2.3. Optimalna selekcija broja kašnjenja (lagova)

Optimalna selekcija kašnjenja predstavlja korak koji prethodi kointegraciji i stoga je korišćen multivarijantni informacioni kriterijum. Tabela 77 predstavlja Akaike kriterijum (Akaike information criterion - AIC), Švarcov kriterijum (Schwarz information criterion - SC) i Hanan-Kvinov kriterijum (Hannan-Quinn information criterion - HQ) za odabrane grupe varijabli. Kao što je ranije pomenuto, ovo istraživanje koristi Švarcov informacioni kriterijum.

Tabela 77: Optimalna selekcija broja kašnjenja u odabranim zemljama u regionu<sup>284</sup>

Srbija			
Lag	AIC	SC	HQ
0	-7.282229	-7.069155	-7.197001
1	-23.72258	<b>-22.01799*</b>	-23.04076
2	-24.34873	-21.15263	-23.07032*
3	-24.83870	-20.15109	-22.96370
4	-25.48180	-19.30268	-23.01021
5	-25.41097	-17.74033	-22.34278
6	-25.96057	-16.79842	-22.29579
7	-26.99244*	-16.33878	-22.73107
Bosna i Hercegovina			
Lag	AIC	SC	HQ
0	-8.096043	-7.913409	-8.022991
1	-19.94264*	<b>-18.66420*</b>	-19.43128*
Bugarska			
Lag	AIC	SC	HQ

<sup>283</sup> Kalkulacija autora, EViews output

<sup>284</sup> Kalkulacija autora, EViews output

0	-14.85899	-14.61548	-14.76159
1	-31.56155	<b>-29.36994*</b>	-30.68492*
2	-31.56207	-27.42237	-29.90623
3	-31.73515	-25.64735	-29.30008
4	-31.72860	-23.69270	-28.51431
5	-32.10983	-22.12582	-28.11631
6	-33.88410	-21.95200	-29.11137
7	-35.82592*	-21.94573	-30.27397
<b>Crna Gora</b>			
Lag	AIC	SC	HQ
0	-11.88148	-11.69884	-11.80842
1	-23.11351	<b>-21.83507*</b>	-22.60215*
2	-23.43459	-21.06034	-22.48491
3	-23.27113	-19.80108	-21.88314
4	-23.18312	-18.61726	-21.35681
5	-23.13771	-17.47605	-20.87309
6	-23.04585	-16.28838	-20.34292
7	-23.52751*	-15.67424	-20.38627
<b>Hrvatska</b>			
Lag	AIC	SC	HQ
0	-19.83096	-19.58745	-19.73356
1	-33.19408	<b>-31.00247*</b>	-32.31746
2	-33.17503	-29.03532	-31.51919
3	-33.01127	-26.92346	-30.57620
4	-33.77258	-25.73667	-30.55829
5	-34.16976	-24.18576	-30.17624
6	-34.80608	-22.87398	-30.03334
7	-38.36016*	-24.47996	-32.80820*
<b>Makedonija</b>			
Lag	AIC	SC	HQ
0	-7.022139	-6.839505	-6.949087
1	-19.99943	<b>-18.72099*</b>	-19.48806*
2	-20.42699	-18.05274	-19.47731
3	-20.38881	-16.91876	-19.00082
4	-20.34919	-15.78334	-18.52289
5	-20.78918	-15.12752	-18.52456
6	-20.87109	-14.11363	-18.16817
7	-21.13204*	-13.27877	-17.99080
<b>Rumunija</b>			
Lag	AIC	SC	HQ
0	-11.82163	-11.60856	-11.73640
1	-26.42579	<b>-24.72121*</b>	-25.74397*
2	-26.94552	-23.74942	-25.66711
3	-26.72111	-22.03350	-24.84611
4	-27.15111	-20.97198	-24.67951
5	-27.26110	-19.59046	-24.19291
6	-27.40280	-18.24065	-23.73802
7	-28.32117*	-17.66750	-24.05980

\* označava broj pomaka izabranih korišćenjem odgovarajućeg kriterijuma

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

U tabeli 77, prikazani su rezultati testa optimalne selekcije kašnjenja za posmatrane zemlje u regionu. Prema Švarcovom informacionom kriterijumu utvrđeno je da broj lagova (docnji), za mesečne podatke i sve posmatrane zemlje u regionu iznosi jedan (1).

## 2.4. Rezultati istraživanja Johansen-ovog testa kointegracija za odabrane zemlje u regionu

Test traga (Trace test) testira nultu hipotezu  $H_0$ : nema kointegracije između vremenskih serija, dok Test maksimuma sopstvene vrednosti (Maximum Eigenvalue Test) testira hipotezu  $H_0$ : broj kointegrirajućih vektora jednak  $r$ , u odnosu na alternativnu hipotezu  $H_1$ : broj kointegrirajućih vektora jednak  $r + 1$ . Rezultati testa, za posmatrane zemlje u regionu, biće predstavljeni u narednim tabelama. Prednost prilikom određivanja broja kointegracija, daje se testu traga.

Tabela 78: Johansen-ov test za višestruko kointegrisanje vektorima za model BELEXline - Srbija<sup>285</sup>

Hypothesized		Trace test			Max-Eigen test		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.497982	143.1486	125.6154	0.0027*	56.50782	46.23142	0.0029*
At most 1	0.357797	86.64079	95.75366	0.1795	36.31381	40.07757	0.1250
At most 2	0.220524	50.32698	69.81889	0.6235	20.42899	33.87687	0.7263
At most 3	0.141776	29.89799	47.85613	0.7241	12.53699	27.58434	0.9090
At most 4	0.123045	17.36100	29.79707	0.6133	10.76657	21.13162	0.6706
At most 5	0.063257	6.594438	15.49471	0.6252	5.358440	14.26460	0.6961
At most 6	0.014960	1.235997	3.841466	0.2662	1.235997	3.841466	0.2662
At most 7	0.012003	0.990166	3.841466	0.3197	0.990166	3.841466	0.3197

Napomena: \* nulta hipoteza se odbacuje na nivou značajnosti od 5%, \*\* MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Statistika testa traga ukazuje na postojanje jedne kointegracione jednačine na nivou značajnosti od 5%.

Statistika testa maksimalne svojstvene vrednosti ukazuje na postojanje jedne kointegracione jednačine na nivou značajnosti od 5%

Iz tabele 78 može se razlučiti da je model BELEXline određen sa po jednim kointegracijskim vektorom. Kointegracijski vektor modela proizišao iz Johansen-ove procedure opisuje prirodu postojanja dugoročne ravnotežne veze među posmatranim varijablama. Konkretno, postoji dugoročna ravnotežna veza između cena akcija (BELEXline), novčane mase, stope inflacije, kamatne stope, deviznog kursa, cene zlata i cene nafte.

Tabela 79: Johansen-ov test za višestruko kointegrisanje vektorima za model SASX-10 – Bosna i Hercegovina<sup>286</sup>

Hypothesized		Trace test			Max-Eigen test		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.353073	108.6476	95.75366	0.0048*	35.71274	40.07757	0.1431
At most 1	0.277001	72.93489	69.81889	0.0276*	26.59654	33.87687	0.2856
At most 2	0.227069	46.33836	47.85613	0.0690	21.12033	27.58434	0.2690
At most 3	0.198558	25.21803	29.79707	0.1538	18.15010	21.13162	0.1243
At most 4	0.067542	7.067923	15.49471	0.5697	5.734359	14.26460	0.6475
At most 5	0.016131	1.333564	3.841466	0.2482	1.333564	3.841466	0.2482

Napomena: \* nulta hipoteza se odbacuje na nivou značajnosti od 5%, \*\* MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Statistika testa traga ukazuje na postojanje dve kointegracione jednačine na nivou značajnosti od 5%.

Statistika testa maksimalne svojstvene vrednosti ukazuje na ne postojanje kointegracione jednačine na nivou značajnosti od 5%

Primenom testa traga i testa maksimalne svojstvene vrednosti, prikazanih u tabeli 79, zaključuje se da model SASX-10 poseduje dve kointegracione jednačine. Dobijeni nalazi potvrđuju postojanje dugoročne ravnotežne veze među cenama akcija na Sarajevskoj berzi

<sup>285</sup> Kalkulacija autora, EViews output

<sup>286</sup> Kalkulacija autora, EViews output



i pet makroekonomskih varijabli, naime ponude novca, kamatne stope, deviznog kursa, cene zlata i cene nafte.

Tabela 80: Johansen-ov test za višestruko kointegrisanje vektorima za model SOFIX - Bugarska<sup>287</sup>

Hypothesized		Trace test			Max-Eigen test		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.670848	223.8448	159.5297	0.0000*	91.12138	52.36261	0.0000*
At most 1	0.336589	132.7234	125.6154	0.0171*	33.64951	46.23142	0.5482
At most 2	0.302606	99.07388	95.75366	0.0290*	29.55324	40.07757	0.4536
At most 3	0.287742	69.52064	69.81889	0.0528	27.82382	33.87687	0.2217
At most 4	0.200317	41.69683	47.85613	0.1674	18.33023	27.58434	0.4679
At most 5	0.175259	23.36659	29.79707	0.2285	15.80021	21.13162	0.2367
At most 6	0.087894	7.566383	15.49471	0.5129	7.543879	14.26460	0.4270
At most 7	0.000274	0.022504	3.841466	0.8807	0.022504	3.841466	0.8807

Napomena: \* nulta hipoteza se odbacuje na nivou značajnosti od 5%, \*\* MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values  
Statistika testa traga ukazuje na postojanje tri kointegracione jednačine na nivou značajnosti od 5%.  
Statistika testa maksimalne svojstvene vrednosti ukazuje na postojanje jedne kointegracione jednačine na nivou značajnosti od 5%

U tabeli 80 prikazani podaci testa traga i testa maksimalne svojstvene vrednosti potvrđuju da je serija podataka analizirana za model SOFIX, određena sa tri kointegracione jednačine, odnosno jednom kointegracionom jednačinom. Na osnovu nalaza, evidentno je da između analiziranih serija podataka postoji dugoročna ravnotežna veza. Naime dugoročna ravnotežna veza se potvrđuje između cena akcija (SOFIX), novčane mase, stope inflacije, indeksa industrijske proizvodnje, kamatne stope, deviznog kursa, cene zlata i cene nafte.

Tabela 81: Johansen-ov test za višestruko kointegrisanje vektorima za model MONEX - Crna Gora<sup>288</sup>

Hypothesized		Trace test			Max-Eigen test		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.396971	106.4626	95.75366	0.0075*	41.47480	40.07757	0.0346*
At most 1	0.265334	64.98775	69.81889	0.1143	25.28388	33.87687	0.3661
At most 2	0.184043	39.70387	47.85613	0.2333	16.67831	27.58434	0.6077
At most 3	0.130955	23.02556	29.79707	0.2448	11.50959	21.13162	0.5964
At most 4	0.101883	11.51597	15.49471	0.1817	8.811272	14.26460	0.3022
At most 5	0.032446	2.704697	3.841466	0.1001	2.704697	3.841466	0.1001

Napomena: \* nulta hipoteza se odbacuje na nivou značajnosti od 5%, \*\* MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values  
Statistika testa traga ukazuje na postojanje jedne kointegracione jednačine na nivou značajnosti od 5%.  
Statistika testa maksimalne svojstvene vrednosti ukazuje na postojanje jedne kointegracione jednačine na nivou značajnosti od 5%

U tabeli 81, prikazani su rezultati testa traga i testa maksimalne svojstvene vrednosti. Na osnovu kritičnih vrednosti i p-vrednosti definisano je postojanje jedne kointegracije odnosno postojanje dugoročne ravnotežne veze između cena akcija (MONEX) i pet makroekonomskih varijabli, naime stope inflacije, kamatne stope, deviznog kursa, cene nafte i cene zlata.

<sup>287</sup> Kalkulacija autora, EViews output

<sup>288</sup> Kalkulacija autora, EViews output

Tabela 82: Johansen-ov test za višestruko kointegriranje vektorima za model CROBEX - Hrvatska<sup>289</sup>

Hypothesized		Trace test			Max-Eigen test		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.381630	160.4935	159.5297	0.0443*	39.41484	52.36261	0.5317
At most 1	0.326992	121.0787	125.6154	0.0915	32.47187	46.23142	0.6265
At most 2	0.282019	88.60679	95.75366	0.1402	27.16760	40.07757	0.6212
At most 3	0.235949	61.43920	69.81889	0.1938	22.06790	33.87687	0.6024
At most 4	0.190143	39.37130	47.85613	0.2458	17.29362	27.58434	0.5548
At most 5	0.140710	22.07768	29.79707	0.2942	12.43520	21.13162	0.5053
At most 6	0.078764	9.642482	15.49471	0.3093	6.727211	14.26460	0.5219
At most 7	0.034928	2.915271	3.841466	0.0877	2.915271	3.841466	0.0877

Napomena: \* nulta hipoteza se odbacuje na nivou značajnosti od 5%, \*\* MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values  
Statistika testa traga ukazuje na postojanje jedne kointegracione jednačine na nivou značajnosti od 5%.

Statistika testa maksimalne svojstvene vrednosti ukazuje na ne postojanje kointegracione jednačine na nivou značajnosti od 5%

Na osnovu prikazanih podataka u tabeli 82 za model CROBEX, evidentno je da između analiziranih serija podataka postoji na osnovu testa traga jedna kointegraciona jednačina, dok u nalazima testa maksimalne svojstvene vrednosti nije ustanovljen kointegracijski vektor. Na osnovu dobijenih nalaza zaključuje se postojanje dugoročne veze između cena akcija (CROBEX) i sedam makroekonomskih varijabli.

Tabela 83: Johansen-ov test za višestruko kointegriranje vektorima za model MBI10- Makedonija<sup>290</sup>

Hypothesized		Trace test			Max-Eigen test		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.428891	100.7850	95.75366	0.0215*	45.93441	40.07757	0.0098*
At most 1	0.279383	54.85063	69.81889	0.4253	26.86714	33.87687	0.2705
At most 2	0.154271	27.98349	47.85613	0.8144	13.73966	27.58434	0.8402
At most 3	0.108060	14.24384	29.79707	0.8266	9.377203	21.13162	0.8009
At most 4	0.055584	4.866632	15.49471	0.8228	4.689450	14.26460	0.7804
At most 5	0.002158	0.177182	3.841466	0.6738	0.177182	3.841466	0.6738

Napomena: \* nulta hipoteza se odbacuje na nivou značajnosti od 5%, \*\* MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Statistika testa traga ukazuje na postojanje jedne kointegracione jednačine na nivou značajnosti od 5%.

Statistika testa maksimalne svojstvene vrednosti ukazuje na postojanje jedne kointegracione jednačine na nivou značajnosti od 5%

Kao što se vidi iz prikazane tabele 83, jasno se da između analiziranih serija podataka za model MBI10, postoji jedna kointegraciona jednačina, potvrđena testom traga i testom maksimalne svojstvene vrednosti. Ovi nalazi ukazuju na postojanje dugoročne veze između cena akcija (MBI10), ponude novca, stope inflacije, kamatne stope, cene zlata i cene nafte.

Tabela 84: Johansen-ov test za višestruko kointegriranje vektorima za model BET - Rumunija<sup>291</sup>

Hypothesized		Trace test			Max-Eigen test		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.501082	138.3283	125.6154	0.0066*	57.01572	46.23142	0.0025*
At most 1	0.310017	81.31254	95.75366	0.3222	30.42929	40.07757	0.3962
At most 2	0.237256	50.88326	69.81889	0.5990	22.20825	33.87687	0.5915

<sup>289</sup> Kalkulacija autora, EViews output

<sup>290</sup> Kalkulacija autora, EViews output

<sup>291</sup> Kalkulacija autora, EViews output

At most 3	0.141079	28.67501	47.85613	0.7836	12.47041	27.58434	0.9121
At most 4	0.138051	16.20460	29.79707	0.6979	12.18187	21.13162	0.5298
At most 5	0.039725	4.022729	15.49471	0.9017	3.323878	14.26460	0.9229
At most 6	0.008486	0.698851	3.841466	0.4032	0.698851	3.841466	0.4032

Napomena: \* nulta hipoteza se odbacuje na nivou značajnosti od 5%, \*\* MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values  
Statistika testa traga ukazuje na postojanje jedne kointegracione jednačine na nivou značajnosti od 5%.  
Statistika testa maksimalne svojstvene vrednosti ukazuje na postojanje jedne kointegracione jednačine na nivou značajnosti od 5%

U tabeli 84, prikazani rezultati testa traga i testa maksimalne svojstvene vrednosti potvrđuju postojanje jedne kointegracione jednačine za analizirane serije podataka za model BET. Na osnovu dobijenih nalaza potvrđuje se postojanje dugoročne veze između cene (tržišta) akcija i šest makroekonomskih varijabli, naime, indeksa industrijske proizvodnje, ponude novca, kamatne stope, deviznog kursa, cene zlata i cene nafte.

S obzirom na to da se u radu koriste rezultati testa traga evidentno je da su svi modeli cena akcija, za tržišta kapitala u regionu, određeni kointegracijskim vektorom. Kointegraciona jednačina ukazuje na postojanje dugoročne ravnotežne veze između analiziranih serija podataka, te je dalje ispitivanje, putem primene vektorskog modela sa korekcijom ravnotežne greške, opravdano.

#### 2.4.1. Efekti makroekonomskih varijabli na cene akcija (tržište akcija) u odabranim zemljama u regionu

Na osnovu dobijenih potvrda i postojanja kointegracione jednačine, opravdana je primena vektorskog modela sa korekcijom ravnotežne greške, za posmatrane zemlje u regionu.

Tabela 85: Rezultati ocene vektorskog modela sa korekcijom ravnotežne greške (VECM) - Srbija<sup>292</sup>

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$\Delta ECT_{t-1}$	-0.024023	0.008012	-2.998233	0.0037
$\Delta BELEXline_{t-1}$	0.475645	0.103209	4.608556	0.0000
$\Delta CPI_{t-1}$	-0.400138	0.901260	-0.443976	0.6584
$\Delta EXR_{t-1}$	-0.494353	0.462703	-1.068401	0.2889
$\Delta GP_{t-1}$	-0.566549	0.170716	-3.318670	0.0014
$\Delta IR_{t-1}$	-0.020175	0.010940	-1.844122	0.0692
$\Delta M1_{t-1}$	0.028518	0.150646	0.189303	0.8504
$\Delta OP_{t-1}$	0.014835	0.109129	0.135938	0.8922
C	0.000735	0.008764	0.083877	0.9334
R-squared	0.452258	Mean dependent var		-0.011942
Adjusted R-squared	0.392231	S.D. dependent var		0.076923
S.E. of regression	0.059969	Akaike info criterion		-2.686723
Sum squared resid	0.262529	Schwarz criterion		-2.422570
Log likelihood	119.1556	Hannan-Quinn criter.		-2.580669
F-statistic	7.534292	Durbin-Watson stat		1.807866
Prob(F-statistic)	0.000000			

Na osnovu prikazanih rezultata u tabeli 85, evidentno je da je koeficijent uz ECT (error correction term) statistički signifikantan i ima očekivani predznak. Odgovarajući koeficijent za gore predstavljeni model za BELEXline ukazuje da se 2,4% neravnoteže koriguje svakog meseca. Neophodno je oko 40 meseci da se ponovo uspostavi ravnoteža na Beogradskoj berzi. Među posmatranim varijablama vrednost berzanskog indeksa i cena

<sup>292</sup> Kalkulacija autora, EViews output

zlata na svetskom tržištu imaju uticaj na BELEXline u kratkom roku. Rast BELEXline (1%) u prethodnom mesecu doprinosi rastu berzanskog indeksa u tekućem mesecu (4,61%). Odnosno rast cene zlata za 1% u prethodnom mesecu praćen je padom cena akcija – berzanskog indeksa BELEXline u tekućem mesecu za 3,31%. Uticaj kretanja cene zlata na svetskom tržištu beleži isti intenzitet uzročnosti na Beogradskoj berzi, kako u dugom, tako i kratkom roku. Ostatak posmatranih varijabli nije odgovoran za kratkoročne fluktuacije berzanskog indeksa na Beogradskoj berzi. Na osnovu analize dijagnostičkih testova zaključuje se da je model prihvatljiv. Model ima veliku vrednost koeficijenta determinacije koji iznosi 45,23% (korigovani koeficijent determinacije iznosi 39,22%), dok je vrednost F statistike signifikantna. D-W (Durbin-Watson stat) test iznosi 1,81 i ukazuje na nepostojanje serijske autokorelacije reziduala.

Tabela 86: Rezultati ocene vektorskog modela sa korekcijom ravnotežne greške (VECM) – Bosna i Hercegovina<sup>293</sup>

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$\Delta ECT_{t-1}$	-0.106355	0.028187	-3.773164	0.0003
$\Delta SASX-10_{t-1}$	0.122434	0.114070	1.073324	0.2867
$\Delta MI_{t-1}$	0.466023	0.341658	1.364004	0.1768
$\Delta IR_{t-1}$	-0.025071	0.032323	-0.775654	0.4405
$\Delta EXR_{t-1}$	-0.134532	0.250729	-0.536561	0.5932
$\Delta GP_{t-1}$	-0.283301	0.155552	-1.821263	0.0727
$\Delta OP_{t-1}$	0.075465	0.082600	0.913618	0.3639
C	-0.015811	0.006039	-2.618306	0.0107
R-squared	0.360890	Mean dependent var		-0.018258
Adjusted R-squared	0.290850	S.D. dependent var		0.060422
S.E. of regression	0.050882	Akaike info criterion		-3.015347
Sum squared resid	0.188998	Schwarz criterion		-2.751195
Log likelihood	132.6292	Hannan-Quinn criter.		-2.909294
F-statistic	5.152658	Durbin-Watson stat		2.024406
Prob(F-statistic)	0.000041			

Rezultati prikazani u tabeli 86 ukazuju da je koeficijent uz ECT statistički signifikantan i ima očekivani predznak. Odgovarajući koeficijent za model berzanskog indeksa SASX-10 ukazuje da se 10,63% neravnoteže koriguje svakog meseca. Neophodno je oko 10 meseci da se ponovo uspostavi ravnoteža na Sarajevskoj berzi. Među posmatranim varijablama nema odgovorne varijable za kratkoročne fluktuacije cena akcija na Sarajevskoj berzi. Na osnovu dobijenih koeficijenata može se zaključiti postojanje dugoročne veze između makroekonomskih varijabli i tržišta (cena) akcija. Rezultati dijagnostičkih testova potvrđuju da je model apsolutno prihvatljiv. Model ne poseduje serijsku korelaciju što je poželjno za valjanost modela. Vrednost koeficijenta determinacije iznosi 36,09% (korigovani koeficijent determinacije 29,08%), dok je F statistika signifikantna. D-W test iznosi 2,02 i ukazuje na nepostojanje serijske autokorelacije reziduala.

<sup>293</sup> Kalkulacija autora, EViews output

Tabela 87: Rezultati ocene vektorskog modela sa korekcijom ravnotežne greške (VECM) - Bugarska<sup>294</sup>

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$\Delta ECT_{t-1}$	-0.186499	0.063871	-2.919933	0.0047
$\Delta SOFIX_{t-1}$	0.411804	0.126491	3.255607	0.0017
$\Delta OP_{t-1}$	0.198120	0.139273	1.422528	0.1593
$\Delta M1_{t-1}$	0.171602	0.386947	0.443475	0.6588
$\Delta CPI_{t-1}$	-2.079290	1.600693	-1.298994	0.1982
$\Delta IR_{t-1}$	0.024865	0.044930	0.553421	0.5817
$\Delta IIP_{t-1}$	0.151283	0.355820	0.425167	0.6720
$\Delta GP_{t-1}$	-0.532619	0.228260	-2.333389	0.0225
$\Delta EXR_{t-1}$	-0.108284	0.364835	-0.296803	0.7675
C	0.001065	0.009263	0.114930	0.9088
R-squared	0.500954	Mean dependent var		-0.011999
Adjusted R-squared	0.422533	S.D. dependent var		0.091323
S.E. of regression	0.069398	Akaike info criterion		-2.363462
Sum squared resid	0.337124	Schwarz criterion		-2.011260
Log likelihood	108.9020	Hannan-Quinn criter.		-2.222058
F-statistic	6.387970	Durbin-Watson stat		1.808442
Prob(F-statistic)	0.000000			

U tabeli 87, statistički signifikantan i odgovarajući koeficijent uz ECT predstavljen za model tržišta kapitala (akcija) u Bugarskoj ukazuje da se 18,65% neravnoteže koriguje svakog meseca. Neophodno je nešto više od 5 meseci kako bi se uspostavila dugoročna ravnoteža na tržištu kapitala Bugarske. Među posmatranim varijablama, varijable cena zlata na svetskom tržištu i kretanje berzanskog indeksa (u prošlosti) imaju uticaj na berzanski indeks SOFIX u kratkom roku. Rast vrednosti berzanskog indeksa za 1% u prethodnom mesecu doprinosi rastu berzanskog indeksa SOFIX u tekućem mesecu za 3,26%. Sa druge strane rast cene zlata za 1% u prethodnom mesecu, praćen je padom cena akcija, u tekućem mesecu za 2,33%. Uticaj cene zlata na svetskom tržištu beleži isti intenzitet uzročnosti u dugom i kratkom roku na cene akcija na Sofijskoj berzi. Ostatak posmatranih varijabli nije odgovoran za kratkoročne fluktuacije cene akcija na Sofijskoj berzi. Zaključuje se da model ne poseduje serijsku korelaciju što je poželjno za valjanost modela. Model ima veliku vrednost koeficijenta determinacije koji iznosi 50,09% (korigovani koeficijent determinacije 42,25%) i vrednost F statistike je signifikantna. D-W test iznosi 1,81 i ukazuje na nepostojanje serijske autokorelacije reziduala.

Tabela 88: Rezultati ocene vektorskog modela sa korekcijom ravnotežne greške (VECM) – Crna Gora<sup>295</sup>

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$\Delta ECT_{t-1}$	-0.150509	0.029060	-5.179253	0.0000
$\Delta MONEX_{t-1}$	0.347468	0.100144	3.469664	0.0009
$\Delta IR_{t-1}$	-0.187513	0.105242	-1.781730	0.0789
$\Delta EXR_{t-1}$	-0.300983	0.311719	-0.965560	0.3374
$\Delta CPI_{t-1}$	2.375342	1.053562	2.254582	0.0271
$\Delta GP_{t-1}$	-0.399221	0.186075	-2.145486	0.0352
$\Delta OP_{t-1}$	0.191771	0.106666	1.797865	0.0763
C	-0.003079	0.007086	-0.434488	0.6652
R-squared	0.462533	Mean dependent var		-0.011806
Adjusted R-squared	0.411692	S.D. dependent var		0.081030

<sup>294</sup> Kalkulacija autora, EViews output<sup>295</sup> Kalkulacija autora, EViews output

S.E. of regression	0.062151	Akaike info criterion	-2.626043
Sum squared resid	0.285840	Schwarz criterion	-2.391241
Log likelihood	115.6677	Hannan-Quinn criter.	-2.531773
F-statistic	9.097565	Durbin-Watson stat	1.983219
Prob(F-statistic)	0.000000		

Prema podacima iz tabele 88, evidentno je da je koeficijent uz ECT statistički signifikantan. Odgovarajući koeficijent za gore predstavljeni model na tržištu kapitala u Crnoj Gori ukazuje da se 15,05% neravnoteže koriguje svakog meseca. Neophodno je oko 7 meseci da kako bi se ponovo uspostavila ravnoteža na tržištu kapitala Crne Gore. Među posmatranim varijablama, kretanje berzanskog indeksa u prošlosti, inflacija i cena zlata na svetskom tržištu imaju uticaj na berzanski indeks u kratkom roku. Kretanja berzanskih cena u prošlosti utiče pozitivno na vrednosti u tekućem mesecu, odnosno rast od 1% u prethodnom mesecu doprinosi rastu cena akcija u tekućem mesecu za 3,47%. Rast stope inflacije za 1% u prethodnom mesecu doprinosi povećanju cena akcija u tekućem mesecu za 2,25%. Sa druge strane rast cene zlata za 1% u prethodnom mesecu, praćen je padom cena akcija, u tekućem mesecu za 2,14%. Berzanskih cena akcija u prošlosti, inflacija i cena zlata na svetskom tržištu beleže isti intenzitet uzročnosti u dugom i kratkom roku na Montenegro berzi. Ostatak posmatranih varijabli nije odgovoran za kratkoročne fluktuacije berzanskih cena. Na osnovu dijagnostičkih testova zaključuje se da model ne poseduje serijsku korelaciju što je poželjno za valjanost i prihvatljivost modela. Model ima veliku vrednost koeficijenta determinacije koji iznosi 46,25% (korigovani koeficijent determinacije 41,17%), dok je vrednost F statistike signifikantna. D-W test iznosi 1,98 i ukazuje na nepostojanje serijske autokorelacije reziduala.

Tabela 89: Rezultati ocene vektorskog modela sa korekcijom ravnotežne greške (VECM) - Hrvatska<sup>296</sup>

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$\Delta ECT_{t-1}$	-0.214334	0.045510	-4.709562	0.0000
$\Delta CROBEX_{t-1}$	0.424672	0.106818	3.975676	0.0002
$\Delta CPI_{t-1}$	-1.674231	1.242514	-1.347454	0.1821
$\Delta EXR_{t-1}$	1.278398	1.225632	1.043052	0.3004
$\Delta IIP_{t-1}$	-0.202797	0.238901	-0.848877	0.3988
$\Delta IR_{t-1}$	0.036624	0.016822	2.177089	0.0328
$\Delta GP_{t-1}$	-0.468840	0.150796	-3.109098	0.0027
$\Delta OP_{t-1}$	0.012817	0.106826	0.119977	0.9048
$\Delta MI_{t-1}$	0.658916	0.204667	3.219454	0.0019
C	-0.001679	0.006370	-0.263615	0.7928
R-squared	0.506385	Mean dependent var		-0.010612
Adjusted R-squared	0.444684	S.D. dependent var		0.068807
S.E. of regression	0.051274	Akaike info criterion		-2.989401
Sum squared resid	0.189293	Schwarz criterion		-2.695899
Log likelihood	132.5654	Hannan-Quinn criter.		-2.871564
F-statistic	8.206976	Durbin-Watson stat		1.881590
Prob(F-statistic)	0.000000			

Kao što se može videti iz tabele 89, evidentno je da je koeficijent uz ECT statistički signifikantan i ima očekivani predznak. Odgovarajući koeficijent za model tržišta kapitala (akcija) u Hrvatskoj ukazuje da se 21,43% neravnoteže koriguje svakog meseca i da je neophodno oko četiri do pet meseci kako bi se uspostavila ravnoteža na Zagrebačkoj berzi.

<sup>296</sup> Kalkulacija autora, EViews output

Među posmatranim varijablama kamatna stopa, cena zlata na svetskom tržištu i novčana masa imaju uticaj na berzanski indeks u kratkom roku. Takođe, vrednost CROBEX u prethodnom mesecu (rast od 1%) doprinosi rastu cena akcija berzanskog indeksa u tekućem mesecu (rast od 3,98%). Rast kamatne stope od 1% u prethodnom mesecu praćen je rastom cena akcija u tekućem mesecu za 2,18%. Takođe, pozitivan efekat na promene cene akcija ima i novčana masa, odnosno rast novčane mase za 1% u prethodnom mesecu uzrokuje rast cena akcija u sadašnjem mesecu za 3,32%. Sa druge strane, rast cene zlata za 1% u prethodnom mesecu praćen je padom cena akcija u tekućem mesecu za 3,11%. Posmatrane varijable u kratkom roku imaju isti intenzitet uzročnosti na Zagrebačkoj berzi kao i u dugom roku. Ostale posmatrane varijable nisu odgovorne za kratkoročne fluktuacije cena akcija na Zagrebačkoj berzi. Na osnovu analize dijagnostičkih testova reziduala zaključuje se da je model prihvatljiv. Model ima veliku vrednost koeficijenta determinacije koji iznosi 50,64% (korigovani koeficijent determinacije 44,47%) i vrednost F statistike je signifikantna, te upućuje na stabilnost varijanse. D-W test iznosi 1,88 i ukazuje na nepostojanje serijske autokorelacije reziduala.

Tabela 90: Rezultati ocene vektorskog modela sa korekcijom ravnotežne greške (VECM) - Makedonija<sup>297</sup>

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$\Delta ECT_{t-1}$	-0.056530	0.015558	-3.633476	0.0005
$\Delta MBI10_{t-1}$	0.321867	0.106943	3.009711	0.0036
$\Delta CPI_{t-1}$	2.041966	1.171725	1.742701	0.0855
$\Delta IR_{t-1}$	0.071826	0.023322	3.079748	0.0029
$\Delta M1_{t-1}$	-0.144882	0.234108	-0.618867	0.5379
$\Delta GP_{t-1}$	-0.525511	0.174019	-3.019856	0.0035
$\Delta OP_{t-1}$	0.114379	0.101327	1.128815	0.2626
C	-0.008800	0.007195	-1.223080	0.2252
R-squared	0.436506	Mean dependent var		-0.016399
Adjusted R-squared	0.383203	S.D. dependent var		0.076140
S.E. of regression	0.059798	Akaike info criterion		-2.703235
Sum squared resid	0.264606	Schwarz criterion		-2.468433
Log likelihood	118.8326	Hannan-Quinn criter.		-2.608966
F-statistic	8.189082	Durbin-Watson stat		1.648617
Prob(F-statistic)	0.000000			

Na osnovu prikazanih podataka u tabeli 90, evidentno je da je koeficijent uz ECT statistički signifikantan i ima očekivani predznak. Odgovarajući koeficijent za predstavljeni model na tržištu kapitala u Makedoniji ukazuje da se 5,65% neravnoteže koriguje svakog meseca. Neophodno je oko 18 meseci kako bi se ponovo uspostavila ravnoteža na tržištu kapitala (akcija) Makedonije. Prilikom analize modela može se uočiti da vrednosti berzanskog indeksa MBI10 u prošlosti utiču na tekuće vrednosti berzanskog indeksa MBI10. Tačnije, rast berzanskih cena akcija od 1% u prethodnom mesecu doprinosi rastu berzanskih cena akcija za 3,01% u tekućem mesecu. Među posmatranim makroekonomskim varijablama, kamatna stopa i cena zlata na svetskom tržištu imaju uticaj na cene akcija u kratkom roku. Rast kamatne stope za 1% u prethodnom mesecu utiče na rast cena akcija u tekućem mesecu za 3,08%. Sa druge strane rast cene zlata za 1% u prethodnom mesecu uzrokuje pad cena akcija u sadašnjem mesecu za 3,02%. Uticaj vrednosti berzanskih cena akcija u prošlosti, kamatne stope i cene zlata na svetskom tržištu beleže isti intenzitet uzročnosti na Makedonskoj berzi u dugom i kratkom roku. Ostale posmatrane varijable nisu odgovorne za kratkoročne fluktuacije cena akcija na

<sup>297</sup> Kalkulacija autora, EViews output

Makedonskoj berzi. Model ima veliku vrednost koeficijenta determinacije i iznosi 43,65% (korigovani koeficijent determinacije 38,32%), dok je vrednost F statistike signifikantna. D-W test iznosi 1,65 i ukazuje na nepostojanje serijske autokorelacije reziduala, te je model prihvaćen kao dobar model.

Tabela 91: Rezultati ocene vektorskog modela sa korekcijom ravnotežne greške (VECM) - Rumunija<sup>298</sup>

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$\Delta ECT$	-0.198308	0.035925	-5.520030	0.0000
$\Delta BET_{t-1}$	-0.011283	0.117950	-0.095659	0.9241
$\Delta EXR_{t-1}$	-3.283331	0.557614	-5.888181	0.0000
$\Delta GP_{t-1}$	-0.344999	0.196392	-1.756684	0.0832
$\Delta IIP_{t-1}$	0.703646	0.296311	2.374687	0.0202
$\Delta IR_{t-1}$	0.008275	0.037239	0.222213	0.8248
$\Delta MI_{t-1}$	0.307821	0.362284	0.849668	0.3983
$\Delta OP_{t-1}$	0.160404	0.110641	1.449764	0.1514
C	0.005718	0.006929	0.825264	0.4119
R-squared	0.554116	Mean dependent var		-0.000846
Adjusted R-squared	0.505252	S.D. dependent var		0.082274
S.E. of regression	0.057870	Akaike info criterion		-2.757980
Sum squared resid	0.244473	Schwarz criterion		-2.493828
Log likelihood	122.0772	Hannan-Quinn criter.		-2.651927
F-statistic	11.33996	Durbin-Watson stat		2.065670
Prob(F-statistic)	0.000000			

Prema podacima iz tabele 91, evidentno je da je koeficijent uz ECT statistički signifikantan i ima negativni predznak. Odgovarajući koeficijent za predstavljeni model, na tržištu kapitala u Rumuniji, ukazuje da se 19,83% neravnoteže koriguje svakog meseca. Neophodno je nešto više od pet meseci kako bi se ponovo uspostavi ravnoteža na tržištu akcija. Među posmatranim varijablama indeks industrijske proizvodnje i devizni kurs imaju statistički signifikantan uticaj na berzanske cene akcija Bukureštanske berze u kratkom roku. Naime, rast indeksa industrijske proizvodnje za 1% u prethodnom mesecu, praćena je rastom cena akcija u sadašnjem mesecu za 2,37% (istog intenziteta u dugom i kratkom roku), dok depresijacija valute Rumunski novi lej (u odnosu na evro) za 1% u prethodnom mesecu, doprinosi padu cena akcija u tekućem mesecu za 5,88%. Ostale posmatrane varijable nisu odgovorne za kratkoročne fluktuacije berzanskih cena na Bukureštanskoj berzi. Na osnovu analize dijagnostičkih testova reziduala zaključuje se da je model prihvatljiv. Model ima veliku vrednost koeficijenta determinacije i iznosi 55,41% (korigovani koeficijent determinacije 50,52%), dok je F statistika signifikantna. Na osnovu D-W testa evidentno je da model ne poseduje serijsku korelaciju što je poželjna osobina za dobar model.

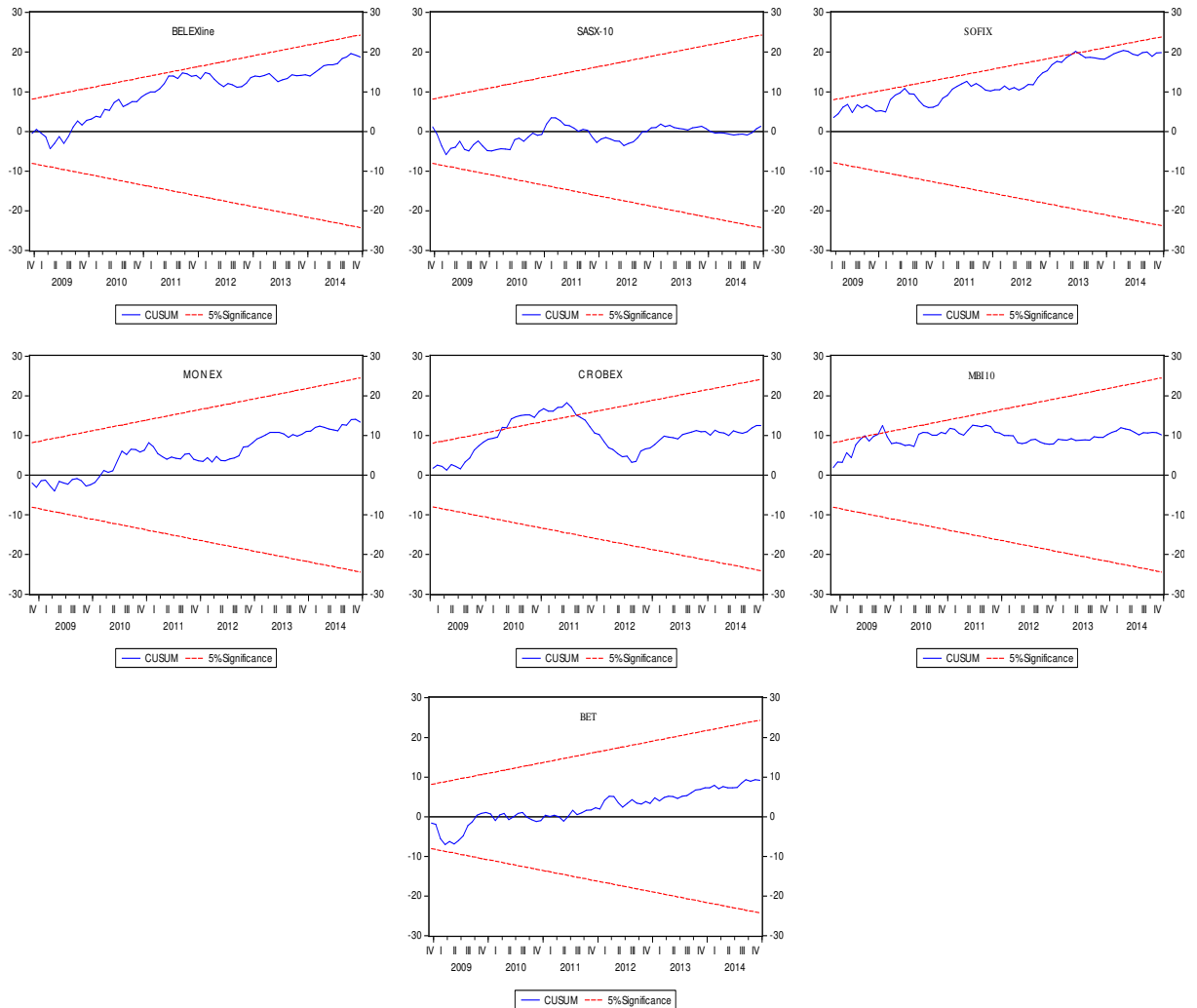
#### 2.4.2. Stabilnost modela

Stabilnost modela podrazumeva onu njegovu karakteristiku da samostalno uspostavlja ravnotežno stanje nakon prestanka delovanja šokova koji su ravnotežu poremetili. Stabilnost modela se testira putem CUSUM testa (Kumulativne sume) i pretpostavlja da je model stabilan, ukoliko grafički prikaz vrednosti testa (predstavljen plavom linijom na

<sup>298</sup> Kalkulacija autora, EViews output



grafikonu) ne izlazi izvan granica značajnosti (predstavljenih crvenom isprekidanom linijom na grafikonu), na nivou značajnosti od 5%.



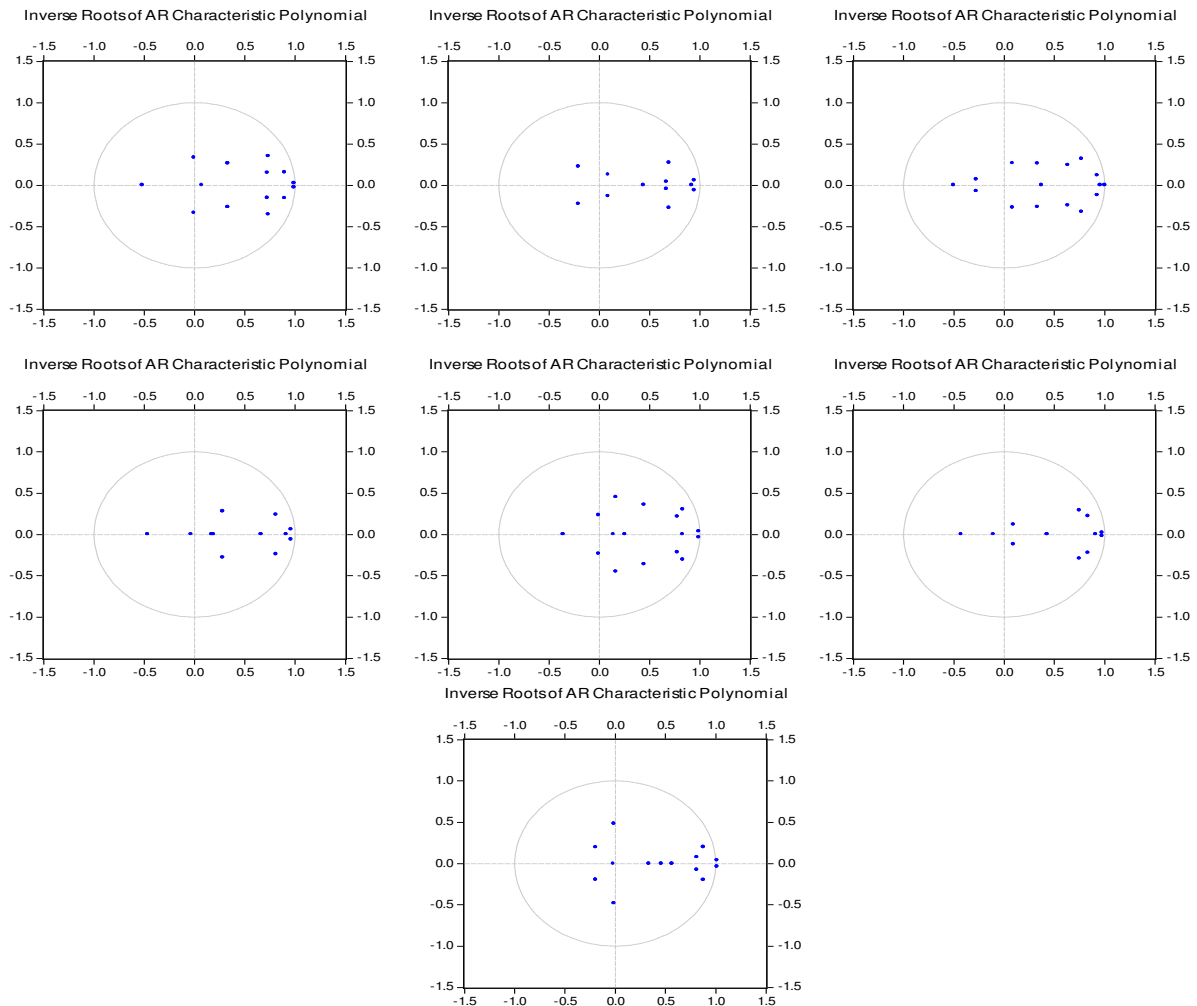
Grafikon 26: Prikaz stabilnosti modela na tržištima kapitala u regionu<sup>299</sup>

Ukoliko model dobro predviđa stvarno stanje vrednosti, suma grešaka odstupanja će biti blizu nule. Na grafikonu 26, prikazani rezultati testa ukazuju da su modeli koji predstavljaju Sarajevsku i Bukureštansku berzu najstabilniji. Najmanje stabilni modeli su oni koji predstavljaju hrvatsko i makedonsko tržište. Veće odstupanje za predviđanje javlja se na Zagrebačkoj berzi u periodu od trećeg kvartala 2009. do drugog kvartala 2011. godine, dok je ostatak posmatranog perioda u granicama značajnosti. Kumulativna suma grešaka predviđanja za model na Makedonskoj berzi beleži odstupanja u četvrtom kvartalu 2009. godine, ali se za ostatak posmatranog perioda nalazi u granicama značajnosti. Na osnovu predstavljenog grafičkog prikaza, evidentno je da vrednosti CUSUM testa, izuzev Zagrebačke berze i Makedonske berze, ostaju u granicama značajnosti, te da su ostali predstavljeni modeli stabilni za vremenski opseg istraživanja.

<sup>299</sup> Kalkulacija autora, EViews output

### 2.4.3. Dinamička analiza cena akcija i makroekonomskih varijabli u zemljama u regionu

Pre obavljanja dinamičkih analiza cena akcija i makroekonomskih varijabli, važno je osigurati da je VAR model stabilan.



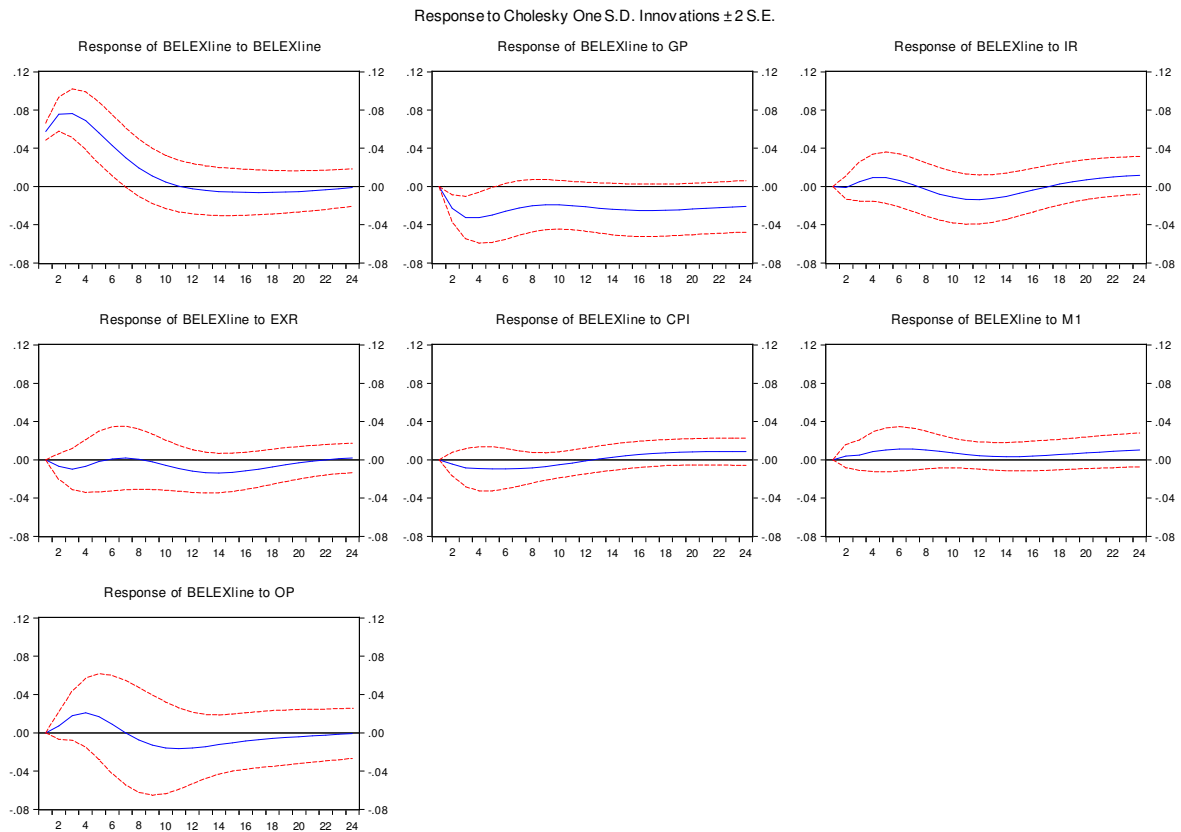
Grafikon 27: Normalnost raspodele VAR<sup>300</sup>

*Napomena:* sa leva na desno, od gore prema dole – Srbija, Bosna i Hercegovina, Bugarska, Crna Gora, Hrvatska, Makedonija i Rumunija, respektivno.

Na osnovu grafičkog prikaza, grafikon 27, može se uočiti da VAR model zadovoljava uslov stabilnosti, jer nema korena koji leži izvan jediničnog kruga u modelu. Postoje dva načina za proučavanja efekata na tržište akcija. Funkcija impulsivnog odziva (Impulse response function - IRF) i Dekompozicija varijanse (Variance Decomposition - VDC) služe kao instrument za procenu dinamičkih interakcija i jačine uzročnih odnosa između posmatranih varijabli. IRF i VDC dopunjuje rezultate Grejndžer testa<sup>301</sup> za ispitivanje uzročnosti i nadomešćuje njegovu manjkavost, a to je nedostatak informacija o predznaku veze između dve varijable. Naredne tabele i grafički prikazi pokazuje koliko i kako cene akcija u zemljama u regionu, tokom posmatranog perioda od dve godine, reaguju na sopstvene udarce i šokove drugih promenljivih (varijabli).

<sup>300</sup> Autor, EViews output

<sup>301</sup> Prilog I: Rezultati Grejndžer testa za odabrane zemlje u regionu



Grafikon 28: Funkcija impulsivnog odziva tržišta (cena) akcija u Srbiji<sup>302</sup>

Na grafikonu 28 prikazana je funkcija impulsivnog odziva cena akcija u Srbiji na impulse, neočekivane promene posmatranih makroekonomskih varijabli. Kada se neočekivane promene dese u ceni zlata u svetu svaki odgovor cena akcija u Srbiji je negativan, što je u skladu sa teoretskim shvatanjima i empirijskim očekivanjima. Neočekivane promene u kamatnoj stopi prvih meseci utiču blago na povećanje početne vrednosti berzanskog indeksa BELEXline (cena akcija) u periodu od četiri meseca. Nakon četvrtog meseca promene u kamatnim stopama slabe, deluju negativno, da bi u dužem vremenskom periodu zabeležile, ponovo, pozitivan uticaj na cene akcija. Sličan efekat se dešava kada se neočekivane promene dese u ceni nafte u svetu, svaki odgovor cena akcija u Srbiji je pozitivan i raste do četvrtog meseca nakon čega odgovor slabi i postaje negativan nakon sedmog meseca. Odgovor cena akcija u Srbiji na neočekivani šok u deviznom kursu je blag i negativan. Drugačiji odgovor tržišta akcija u Srbiji nastaje usled impulsa stope inflacije merene indeksom potrošačkih cena. U prvom periodu došlo je do negativnog odgovora na šokove u indeksu potrošačkih cena, da bi nakon godinu dana odgovor cena akcija u Srbiji postao blago pozitivan. Uticaj novčane mase na cene akcija u Srbiji (BELEXline) je skoro zanemarljiv, s obzirom na to da se funkcija impulsivnog odziva nalazi blizu nule.

<sup>302</sup> Kalkulacija autora, EViews output

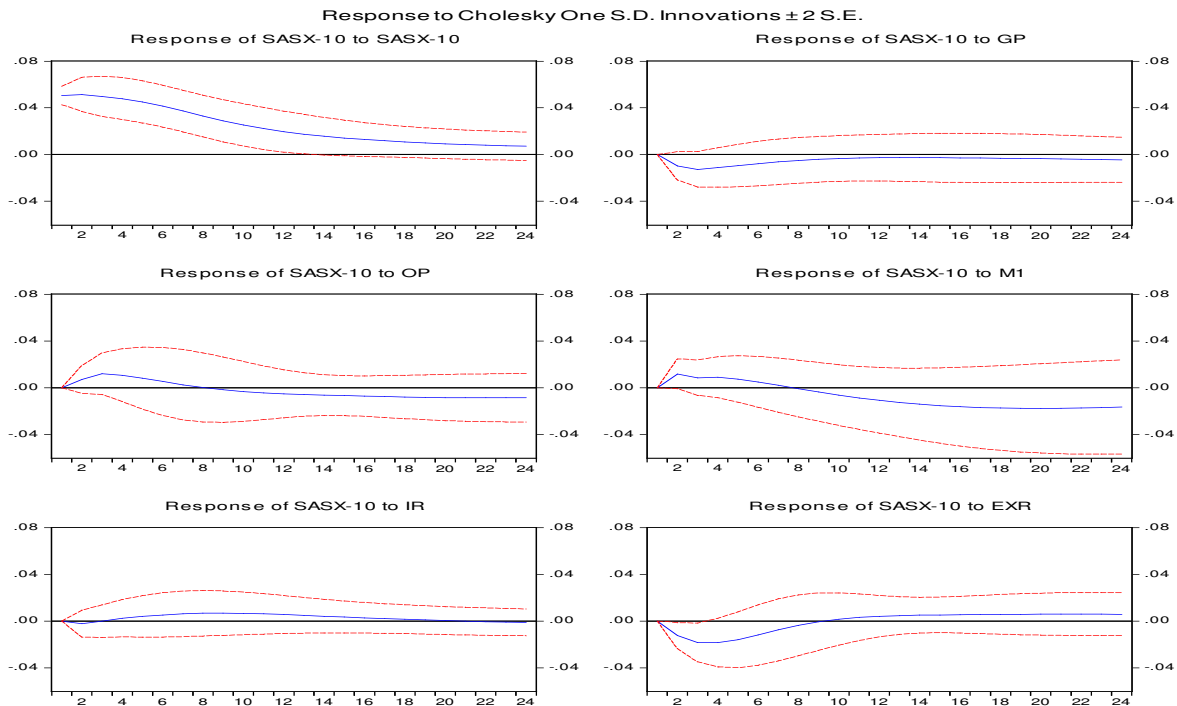
Tabela 92: Dekompozicija varijanse cena akcija u Srbiji <sup>303</sup>

Period	S.E.	BELEXline	CPI	EXR	GP	IR	M1	OP
1	0.057296	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.098329	93.13343	0.214218	0.514618	5.422344	0.010419	0.145229	0.559738
3	0.130796	86.85552	0.531620	0.855760	9.216206	0.156544	0.211162	2.173193
4	0.153685	82.92022	0.762650	0.807493	11.17800	0.477695	0.449144	3.404790
5	0.168009	80.58026	0.954826	0.689660	12.49064	0.700177	0.739505	3.844936
6	0.176235	79.11815	1.158077	0.629284	13.51708	0.762269	1.080101	3.735042
7	0.180799	77.96137	1.360996	0.607346	14.38876	0.734070	1.398618	3.548846
8	0.183616	76.71408	1.530761	0.589610	15.15030	0.742144	1.660600	3.612500
9	0.185898	75.19270	1.639272	0.590116	15.83120	0.900320	1.836273	4.010118
10	0.188249	73.38841	1.679144	0.670308	16.46929	1.238170	1.929462	4.625214
11	0.190839	71.41017	1.664349	0.886100	17.12055	1.687705	1.959769	5.271354
12	0.193602	69.40250	1.621271	1.240974	17.83897	2.133043	1.952976	5.810271
13	0.196391	67.49117	1.577170	1.680986	18.65748	2.475424	1.929839	6.187929
14	0.199073	65.75352	1.552443	2.125943	19.57820	2.671128	1.904284	6.414482
15	0.201572	64.21566	1.558095	2.505385	20.57609	2.732682	1.884939	6.527147
16	0.203873	62.86387	1.596766	2.780073	21.60968	2.707616	1.877813	6.564176
17	0.206000	61.66219	1.665299	2.944308	22.63370	2.652800	1.887782	6.553916
18	0.207999	60.56870	1.757430	3.016042	23.60921	2.615650	1.918959	6.514011
19	0.209909	59.54683	1.865938	3.023368	24.50944	2.625588	1.974387	6.454452
20	0.211761	58.57074	1.984045	2.993702	25.32090	2.693965	2.055700	6.380950
21	0.213570	57.62576	2.106116	2.948038	26.04102	2.818670	2.163038	6.297355
22	0.215344	56.70618	2.227828	2.899685	26.67418	2.989866	2.295246	6.207011
23	0.217084	55.81222	2.346065	2.855631	27.22787	3.194703	2.450233	6.113275
24	0.218791	54.94744	2.458697	2.818713	27.71008	3.420274	2.625338	6.019456

Rezultati prikazani u tabeli 92 ilustruju dekompoziciju varijanse cene akcija (berzanskog indeksa) na tržištu kapitala u Srbiji. Procena dekompozicije varijanse pokazuje da najveća kolebanja cene akcija (BELEXline) duguju šokovima u samoj varijabli (54,97%), dok šokovi u nivou cene zlata pojedinačno objašnjavaju kolebljivost akcija u manjoj meri (oko 27,71%). U prvom mesecu, kao što je predviđeno, ne postoji doprinos ostalih varijabli u cenama akcija. U drugom mesecu uticaj šokova u ceni zlata u svetu na cene akcija u Srbiji je 5,42%. Efekat šokova u samoj varijabli BELEXline polako blede tokom vremena iako i dalje nastavlja da bude glavni prediktor cene akcija na berzi. Jednostavno rečeno, u kratkom roku cene akcija rastu najvećim delom autoregresivno, ali sa protokom vremena raste procentualni uticaj drugih faktora. Što je posmatrani vremenski period duži, jača uticaj cene zlata u cenama akcija na tržištu kapitala Srbije. Na osnovu dobijenih nalaza, evidentno je da varijabilitetu cene akcija, na Beogradskoj berzi, u najvećoj meri doprinosi varijabilitet cene zlata u svetu, zatim cene nafte u svetu, dok je uticaj ostalih makroekonomskih (domaćih) varijabli neznatan.

Analizom rezultata, Funkcije odgovora na impulse (grafikon 28) i Dekompozicije varijanse (tabela 92) u periodu od dve godine, dolazi se do zaključka da najveći uticaj na promene cene akcija na Beogradskoj berzi (osim u samoj varijabli) ima promena cene zlata u svetu.

<sup>303</sup> Kalkulacija autora, EViews output

Grafikon 29: Funkcija impulsivnog odziva tržišta (cena) akcija u Bosni i Hercegovini<sup>304</sup>

Na grafikonu 24 prikazana je funkcija impulsivnog odziva cena (tržišta) akcija u Bosni i Hercegovini, na neočekivane promene posmatranih makroekonomskih varijabli. Vizuelnim uvidom u grafički prikaz uočava se da je odgovor cena akcija na Sarajevskoj berzi negativan (i neznatan) kada se neočekivane promene dese u ceni zlata u svetu. Sa druge strane kada se neočekivane promene dese u ceni nafte u svetu, svaki odgovor cena akcija u Bosni i Hercegovini je pozitivan i raste do četvrtog meseca nakon čega odgovor slabi i postaje negativan nakon osmog meseca. Uticaj impulsa (šoka) novčane mase na cene akcija u Bosni i Hercegovini (SASX-10) je u prvom periodu blag i pozitivan, da bi nakon osam meseci odgovor berzanskih cena akcija postao negativan na šokove u ovoj varijabli. Drugačiji odgovor tržišta akcija u Bosni i Hercegovini nastaje usled neočekivane promene u deviznom kursu. U prvom periodu impuls deviznog kursa utiče negativno na cene akcija, da bi nakon osam meseci odgovor tržišta akcija postao pozitivna, ali neznatan. Uticaj impulsa kamatne stope na cene akcija u Bosni i Hercegovini (SASX-10) je skoro zanemarljiv, s obzirom da se funkcija impulsivnog odziva nalazi blizu nule.

Tabela 93: Dekompozicija varijanse cena akcija u Bosni i Hercegovini<sup>305</sup>

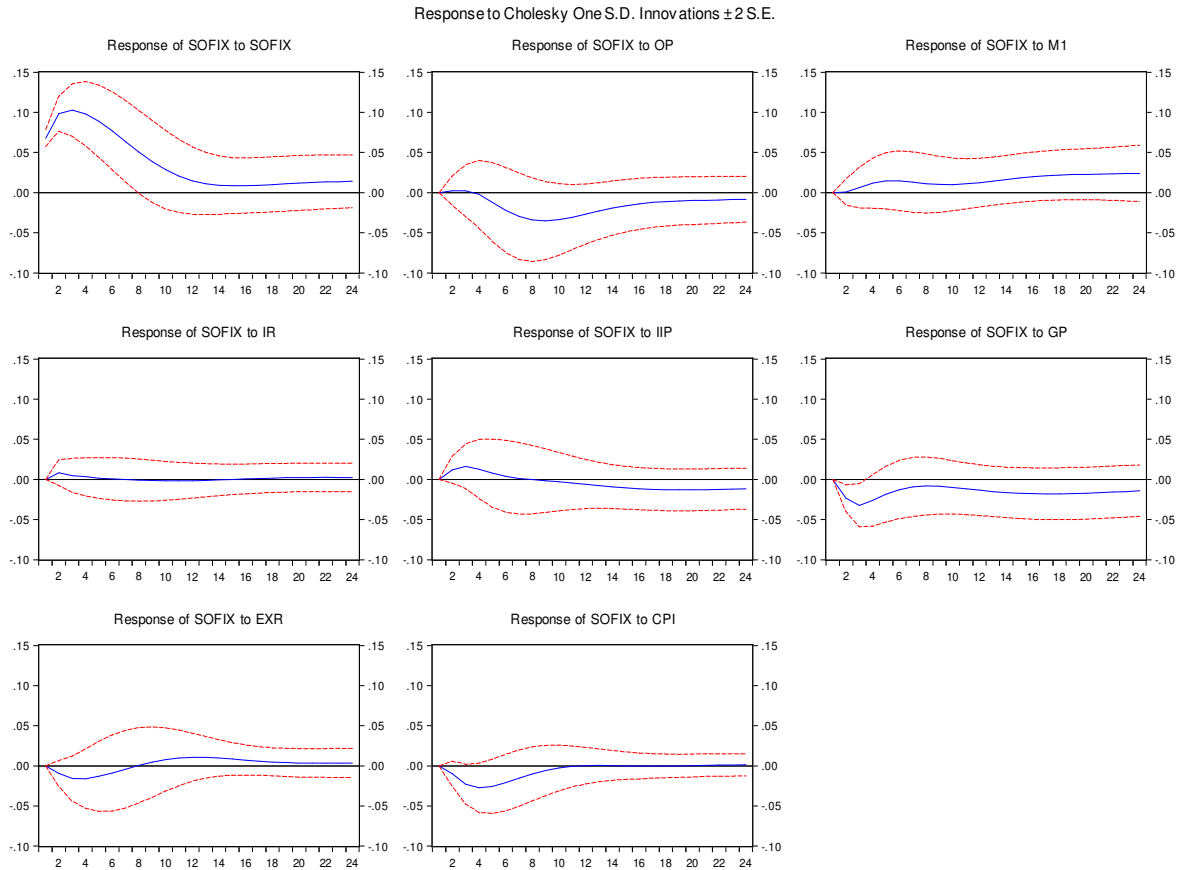
Period	S.E.	SASX-10	M1	IR	EXR	GP	OP
1	0.050562	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.075187	92.14458	2.516280	0.082069	2.740666	1.637893	0.878509
3	0.094035	86.88921	2.445138	0.052715	5.550653	2.863555	2.198730
4	0.108667	84.54495	2.517359	0.087652	7.043639	3.179252	2.627146
5	0.119700	83.90290	2.463882	0.178853	7.590672	3.233557	2.630139
6	0.127783	84.14089	2.313436	0.325794	7.532567	3.203784	2.483525
7	0.133638	84.68648	2.142254	0.510204	7.206362	3.145641	2.309062
8	0.137936	85.19215	2.013824	0.710056	6.833712	3.082538	2.167716
9	0.141208	85.47976	1.988050	0.905141	6.522002	3.022277	2.082767
10	0.143832	85.48663	2.109468	1.079005	6.300660	2.967368	2.056867

<sup>304</sup> Kalkulacija autora, EViews output<sup>305</sup> Kalkulacija autora, EViews output

11	0.146058	85.21620	2.402913	1.221540	6.158755	2.918141	2.082451
12	0.148044	84.70158	2.873522	1.328846	6.072906	2.874166	2.148978
13	0.149891	83.98401	3.510357	1.401885	6.021866	2.834908	2.246971
14	0.151659	83.10344	4.291139	1.444742	5.991224	2.799946	2.369512
15	0.153382	82.09602	5.186799	1.463036	5.972974	2.769036	2.512136
16	0.155081	80.99443	6.165246	1.462737	5.963445	2.742141	2.671999
17	0.156761	79.82870	7.194214	1.449432	5.961262	2.719449	2.846938
18	0.158421	78.62674	8.243310	1.427945	5.965881	2.701397	3.034725
19	0.160055	77.41438	9.285412	1.402198	5.976724	2.688657	3.232631
20	0.161652	76.21505	10.29753	1.375229	5.992788	2.682104	3.437305
21	0.163201	75.04927	11.26119	1.349275	6.012601	2.682757	3.644914
22	0.164688	73.93413	12.16249	1.325894	6.034374	2.691700	3.851415
23	0.166104	72.88298	12.99180	1.306086	6.056244	2.710008	4.052878
24	0.167438	71.90534	13.74332	1.290405	6.076498	2.738668	4.245772

Analizom dekompozicije varijanse cena akcija na Sarajevskoj berzi (tabela 93) može se zaključiti da u prvom mesecu ne postoji doprinos ostalih varijabli u cenama akcija. Najveća kolebanja berzanski indeks SASX-10 duguje šokovima u samoj varijabli (oko 72%), dok šokovi ostalih promenljivih (pet makroekonomskih varijabli) zajedno objašnjavaju kolebljivost berzanskog indeksa u manjoj meri (oko 28%). U četvrtom mesecu osim uticaja vrednosti berzanskog indeksa (84,54%), prisutan je i neznatan uticaj deviznog kursa, cene zlata, cene nafte i novčane mase, respektivno. Međutim, efekat šokova berzanskog indeksa postepeno, ali neznatno slabi tokom posmatranog vremena iako i dalje nastavlja da bude glavni prediktor cena akcija na Sarajevskoj berzi. U 13. mesecu novčana masa zauzima treću poziciju gurajući iza sebe efekat varijabiliteta u ceni zlata, da bi u 16. mesecu preuzela drugu poziciju, ostavljajući iza sebe devizni kurs. U 17. mesecu četvrtu poziciju preuzima cena nafte, ostavljajući iza sebe cenu zlata koje ovim redosledom imaju uticaj do 24. meseca. Izuzev berzanskog cena akcija, uticaj novčane mase, deviznog kursa, cene nafte i cene zlata, značajan je, respektivno, u 24. mesecu. Na osnovu dobijenih nalaza, evidentno je da varijabilitetu cena akcija na Sarajevskoj berzi, osim u samoj varijabli, u najvećoj meri doprinosi varijabilitet novčane mase, deviznog kursa i cene nafte u svetu, dok je uticaj ostalih makroekonomskih varijabli zanemarljiv.

Analizom rezultata, Funkcije odgovora na impulse (grafikon 29) i Dekompozicije varijanse (tabela 93) u periodu od dve godine, dolazi se do zaključka da najveći uticaj na promene cena akcija na Sarajevskoj berzi (osim u samoj varijabli) ima promena u novčanoj masi, odnosno monetarnom agregatu M1.



Grafikon 30: Funkcija impulsivnog odziva tržišta (cena) akcija u Bugarskoj<sup>306</sup>

Na grafikonu 30 prikazana je funkciju impulsivnog odziva cena (tržišta) akcija u Bugarskoj, na neočekivane promene posmatranih makroekonomskih varijabli. Na osnovu grafičkog prikaza može se zaključiti da kada se dese neočekivane promene cene zlata u svetu svaki odgovor cena akcija na Sofijskoj berzi je negativan, što je u skladu sa teoretskim shvatanjima i empirijskim očekivanjima. Drugačiji, pozitivan odgovor tržišta akcija u Bugarskoj nastaje usled impulsa (neočekivanih promena) novčane mase. Neočekivane promene (impulsi) cene nafte u svetu prvih meseci ne utiču na vrednost berzanskog indeksa SOFIX (cene akcija), da bi nakon tri meseca odgovor cena akcija bio negativan. Šokovi u indeksu industrijske proizvodnje utiču nakratko na povećanje cene akcija, nakon čega će odgovor cena akcija postaje negativan. Odgovor cena akcija u Bugarskoj na neočekivani šok u deviznom kursu je negativan u prvom periodu, nakon čega je njihov efekat pozitivan i neznatan. Sličan odgovor tržišta akcija u Bugarskoj nastaje usled impulsa stope inflacije merene indeksom potrošačkih cena. U prvom periodu dolazi do negativnog odgovora na šokove u indeksu potrošačkih cena, da bi nakon deset meseci odgovor cena akcija postao neznatan. Uticaj impulsa kamatne stope na cene akcija u Bugarskoj je zanemarljiv, s obzirom da se funkcija impulsivnog odziva, predstavljena u grafikonu, nalazi blizu nule.

<sup>306</sup> Kalkulacija autora, EViews output

Tabela 94: Dekompozicija varijanse cena akcija u Bugarskoj

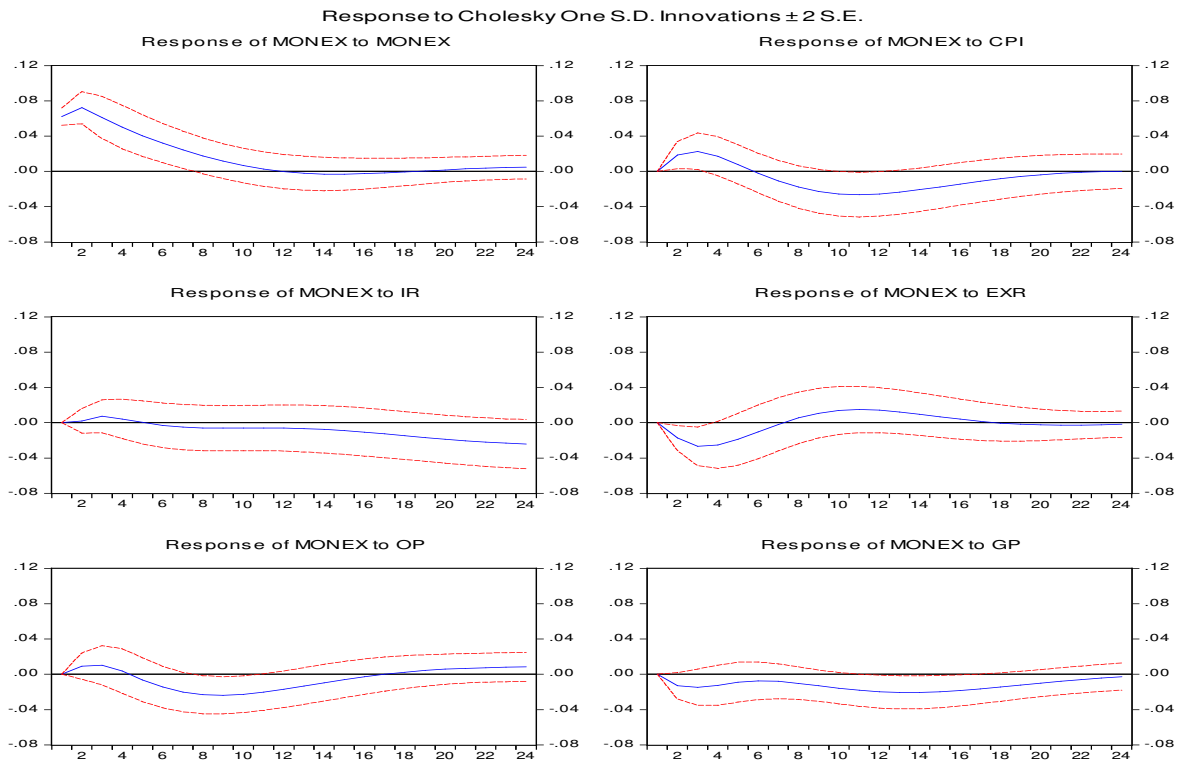
Period	S.E.	SOFIX	M1	CPI	IIP	IR	EXR	OP	GP
1	0.067705	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.123209	93.66617	0.001280	0.645972	0.930226	0.445104	0.579893	0.036390	3.694961
3	0.167050	88.84367	0.138455	2.226854	1.441845	0.321191	1.229587	0.039473	5.758930
4	0.198807	87.01190	0.440530	3.484043	1.431661	0.250611	1.532257	0.040920	5.808075
5	0.221350	86.27246	0.800612	4.153208	1.272458	0.206779	1.590044	0.322827	5.381609
6	0.237253	85.57818	1.071567	4.400036	1.131786	0.180463	1.525520	1.136818	4.975629
7	0.248440	84.59142	1.249918	4.395929	1.034286	0.164810	1.419945	2.457428	4.686268
8	0.256351	83.31870	1.366867	4.284160	0.971821	0.156699	1.333947	4.057768	4.510036
9	0.262036	81.89777	1.459666	4.149208	0.934759	0.153972	1.306542	5.668938	4.429141
10	0.266238	80.47156	1.557200	4.029649	0.918815	0.154462	1.348812	7.086004	4.433503
11	0.269476	79.13065	1.682923	3.934265	0.924892	0.156067	1.445872	8.206859	4.518474
12	0.272115	77.90340	1.857392	3.858362	0.957246	0.157162	1.568573	9.018697	4.679166
13	0.274410	76.77383	2.097242	3.794300	1.020647	0.156919	1.687636	9.563303	4.906124
14	0.276540	75.70810	2.411671	3.736184	1.117716	0.155349	1.783393	9.902901	5.184686
15	0.278618	74.67615	2.799906	3.680645	1.247181	0.153088	1.848390	10.09788	5.496758
16	0.280710	73.66222	3.251758	3.626086	1.403732	0.151048	1.884632	10.19684	5.823689
17	0.282838	72.66516	3.751061	3.571891	1.579159	0.150069	1.898848	10.23500	6.148808
18	0.284999	71.69315	4.280264	3.518025	1.764131	0.150672	1.898546	10.23625	6.458965
19	0.287178	70.75723	4.824319	3.464871	1.949856	0.152955	1.889905	10.21589	6.744972
20	0.289351	69.86675	5.372841	3.413065	2.129173	0.156622	1.877260	10.18305	7.001236
21	0.291500	69.02731	5.920521	3.363265	2.296977	0.161106	1.863364	10.14246	7.224995
22	0.293610	68.24065	6.466310	3.315920	2.450128	0.165716	1.849822	10.09598	7.415474
23	0.295675	67.50547	7.012039	3.271144	2.587070	0.169792	1.837404	10.04390	7.573185
24	0.297693	66.81853	7.560990	3.228724	2.707374	0.172816	1.826249	9.985916	7.699401

Rezultati dekompozicije varijanse izazvanih u cenama akcija Sofijske berze tokom perioda od 24 meseca prikazani su u tabeli 94. U prvom mesecu, kao što je predviđeno, ne postoji doprinos ostalih varijabli u cenama akcija (berzanskom indeksu – SOFIX). Osim berzanskih cena akcija uticaj cene zlata, stope inflacije i deviznog kursa je marginalan u 4. mesecu. Najjači šok u ceni zlata na Sofijsku berzu, beleži se u 5. mesecu, nakon čega je uticaj cene zlata u postepenom padu. U kratkom roku cene akcija rastu najvećim delom autoregresivno, ali sa protokom vremena raste procentualni uticaj drugih faktora. Druga najvažnija varijabla koja utiče na berzanske cene akcija za posmatrani period je cena nafte na svetskom tržištu, a njen intenzivni uticaj se može primetiti nakon 9. meseca kada zauzima drugu poziciju i „gura” efekte cena zlata iza sebe. Što je period posmatranja duži u cenama akcija na Sofijskoj berzi jača uticaj novčane mase. U jedanaestom mesecu, četvrta najvažnija varijabla postaje stopa inflacije koja ostavlja iza sebe kamatnu stopu i cenu nafte. Tokom 24 meseca, primetan je uticaj berzanskih cena akcija, cene nafte, cene zlata, novčane mase, inflacije, respektivno. Može se zaključiti da se cene akcija na Sofijskoj berzi mogu predvideti na osnovu istorijskih berzanskih cena akcija. Najveća kolebanja cene akcija duguje šokovima u samoj toj varijabli (oko 67%) dok šokovi posmatranih makroekonomskih varijabli (sedam makroekonomskih varijabli) zajedno objašnjavaju kolebljivost u manjoj meri (oko 33%) za period posmatranja od dve godine. Na osnovu dobijenih nalaza, evidentno je da varijabiliteta cena akcija na Sofijskoj berzi, nastaju kao posledica efekata, osim u samoj varijabli, varijabiliteta u ceni nafte u svetu, ceni zlata u svetu i novčane mase, dok je uticaj ostalih makroekonomskih varijabli zanemarljiv.

Analizom rezultata, Funkcije odgovora na impulse (grafikon 30) i Dekompozicije varijanse (tabela 94) u periodu od dve godine, dolazi se do zaključka da najveći uticaj na promene



cena akcija na Sofijskoj berzi (osim u samoj varijabli) imaju promene u ceni nafte u svetu, ceni zlata u svetu i monetarnom agregatu.



Grafikon 31: Funkcija impulsivnog odziva tržišta (cena) akcija u Crnoj Gori<sup>307</sup>

Na grafikonu 31 prikazana je funkciju impulsivnog odziva cena (tržišta) akcija u Crnoj Gori, na neočekivane promene posmatranih makroekonomskih varijabli. Grafički je prikazano kako šokovi u povećanju standardnih devijacija u makroekonomskim varijablama rezultiraju u promenama cena akcija (berzanskog indeksa MONEX). Kada se neočekivane promene dese u stopi inflacije odgovor cena akcija na Montenegro berzi je u prvom periodu pozitivan, a nakon šestih meseci odgovor postaje negativan. Negativan odgovor tržišta akcija u Crnoj Gori nastaje usled impulsa kamatne stope, iako je u prvim mesecima njegov efekat pozitivan i zanemarljiv. Drugačiji, pozitivan odgovor tržišta akcija u Crnoj Gori nastaje usled impulsa (neočekivanih promena) cene nafte u svetu. Neočekivane promene (impulsi) u ceni nafte u svetu prvih meseci utiču pozitivno na cene akcija, da bi u periodu od petog do šesnaestog meseca odgovor cena akcija bio negativan, a nakon toga, ponovo, pozitivan. Odgovor cena akcija na Montenegro berzi na neočekivani šok u deviznom kursu je negativan u prvom periodu, nakon čega je njihov efekat pozitivan i neznatan. Svaki odgovor cena akcija na Montenegro berzi na neočekivane promene u ceni zlata u svetu je negativan, što je u skladu sa teoretskim shvatanjima.

<sup>307</sup> Kalkulacija autora, EViews output

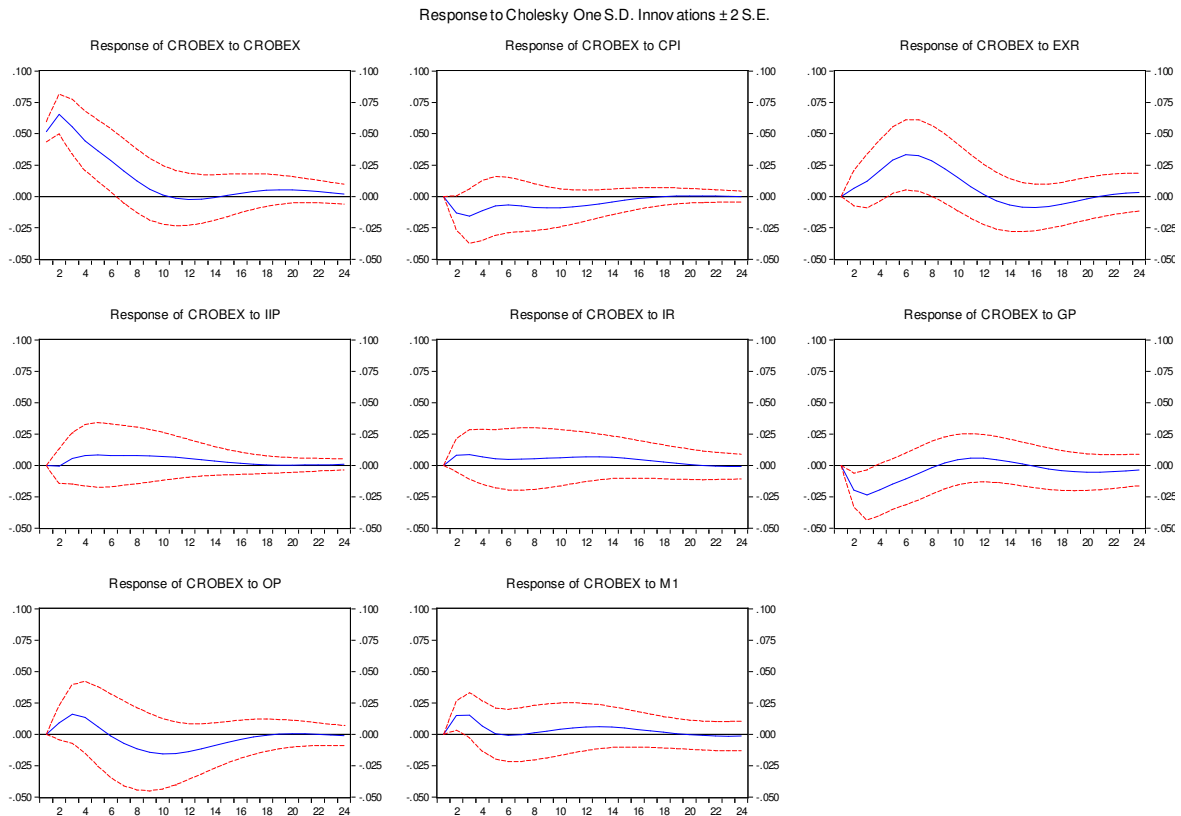
Tabela 95: Dekompozicija varijanse cene akcija u Crnoj Gori<sup>308</sup>

Period	S.E.	MONEX	CPI	IR	EXR	OP	GP
1	0.062029	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.099741	90.97615	2.868966	0.024923	1.611764	1.542066	2.976129
3	0.123632	83.59922	4.780263	0.066883	3.916062	2.405347	5.232229
4	0.137511	80.90864	5.356469	0.057953	5.280765	2.185743	6.210433
5	0.145172	80.32870	5.249312	0.055834	5.804766	2.076923	6.484463
6	0.149954	79.83263	4.931259	0.087680	5.673476	2.990726	6.484228
7	0.153951	78.23483	4.823013	0.143208	5.388193	5.024067	6.386692
8	0.158224	75.28536	5.151152	0.210182	5.413425	7.680538	6.259344
9	0.163024	71.40965	5.904307	0.276508	5.921643	10.32298	6.164911
10	0.168123	67.28979	6.913761	0.343034	6.787620	12.49510	6.170696
11	0.173102	63.49447	7.977136	0.417367	7.762811	14.02513	6.323088
12	0.177591	60.32519	8.943244	0.513524	8.637442	14.95028	6.630319
13	0.181375	57.84974	9.731407	0.650254	9.299259	15.40478	7.064564
14	0.184403	55.99363	10.31785	0.851501	9.724142	15.53905	7.573819
15	0.186756	54.62107	10.71396	1.145301	9.942454	15.48106	8.096163
16	0.188588	53.58584	10.94852	1.561208	10.00754	15.32418	8.572709
17	0.190077	52.75868	11.05574	2.125828	9.973650	15.12834	8.957754
18	0.191390	52.03896	11.06808	2.857778	9.883882	14.92640	9.224899
19	0.192658	51.35701	11.01266	3.763443	9.766287	14.73217	9.368431
20	0.193971	50.67100	10.91023	4.834916	9.635503	14.54805	9.400305
21	0.195383	49.96096	10.77584	6.050673	9.497130	14.37120	9.344203
22	0.196910	49.22220	10.62017	7.378643	9.352419	14.19782	9.228757
23	0.198547	48.45946	10.45103	8.780675	9.201730	14.02535	9.081750
24	0.200274	47.68242	10.27443	10.21721	9.046277	13.85334	8.926324

Rezultata dekompozicije varijanse, prikazanih u tabeli 95, upućuju da na Montenegro berzi tokom prvog meseca, kao što je predviđeno, ne postoji doprinos ostalih varijabli u cenama akcija. U drugom mesecu, šokovi (kretanja) u samoj varijabli i dalje predstavljaju glavne pokretače vrednosti berzanskog indeksa MONEX i iznose čak 90,98%. Marginalni uticaj šokova cene zlate u svetu, stope inflacije, deviznog kursa i cene nafte u svetu, respektivno, na cene akcija primetan je u drugom mesecu. Međutim, efekat šokova berzanskih cena akcija postepeno slabi tokom posmatranog vremena iako i dalje nastavlja da bude glavni prediktor cena akcija na berzi. Druga najvažnija varijabla koja utiče na cene akcija (predstavnik akcija - berzanski indeksa MONEX) za posmatrani period, tokom 24 meseca, je cena nafte na svetskom tržištu. Osim šokova u samoj varijabli, uticaj cene nafte, stope inflacije, kamatne stope, deviznog kursa (evro/američki dolar) i cene zlata značajan je u 24. mesecu na formiranje cena akcija. Najveća kolebanja berzanske cene akcija na Montenegro berzi duguju šokovima u samoj varijabli (oko 48%), dok šokovi posmatranih makroekonomskih varijabli, zajedno, objašnjavaju kolebljivost u većoj meri (oko 52%), za period posmatranja od dve godine. Na osnovu predstavljenih rezultata dekompozicije varijanse, evidentno je da varijabiliteti u cenama akcija na Montenegro berzi nastaju kao posledica efekata, osim u samoj varijabli, svih posmatranih makroekonomskih varijabli.

Analizom rezultata, Funkcije odgovora na impulse (grafikon 31) i Dekompozicije varijanse (tabela 95), dolazi se do zaključka da najveći uticaj na promene cena akcija na Montenegro berzi (osim u samoj varijabli) imaju promene cene nafte u svetu, stope inflacije i kamatnih stopa, iako znatan uticaj beleže sve posmatrane varijable za period posmatranja od dve godine.

<sup>308</sup> Kalkulacija autora, EViews output



Grafikon 32: Funkcija impulsivnog odziva tržišta (cena) akcija u Hrvatskoj<sup>309</sup>

Na grafikonu 32 prikazana je funkcija impulsivnog odziva cena (tržišta) akcija u Hrvatskoj na neočekivane promene posmatranih makroekonomskih varijabli. Kada se neočekivane promene dese u stopi inflacije odgovor cena akcija na Zagrebačkoj berzi je negativan, da bi nakon šesnaest meseci odgovori cena akcija na impulse u stopi inflacije postali zanemarljivi. Odgovor cena akcija na Zagrebačkoj berzi na neočekivani šok u deviznom kursu je pozitivan i intenzivan, da bi nakon godinu dana odgovori akcija na promene u deviznom kursu bili negativni i neznatni. Pozitivan odgovor berzanskih cena akcija nastaje usled neočekivanih promena u indeksu industrijske proizvodnje i kamatnoj stopi, s tim da je kratkoročni efekat na cene akcija jači na impulse u kamatnim stopama. Odgovor cena akcija, kratkoročno, na neočekivane promene u ceni zlata u svetu je negativan, što je u skladu sa teorijskim postulatima. Međutim, u periodu od desetog do četrnaestog meseca, odgovor cena akcija na neočekivane promene u ceni zlata u svetu beleži pozitivan, ali neznatan efekat. Negativan odgovor tržišta akcija u Crnoj Gori nastaje usled impulsa cene nafte u svetu, iako je u prvim mesecima njegov efekat blago pozitivan. Drugačiji, pozitivan odgovor tržišta akcija u Hrvatskoj nastaje usled impulsa (neočekivanih promena) novčane mase. Odgovor cena akcija u Hrvatskoj na neočekivane promene (impulse) u novčanoj masi u prvim mesecima je pozitivan, a zatim njihov odgovor slabi i znatno je manji u ostalim mesecima.

<sup>309</sup> Kalkulacija autora, EViews output

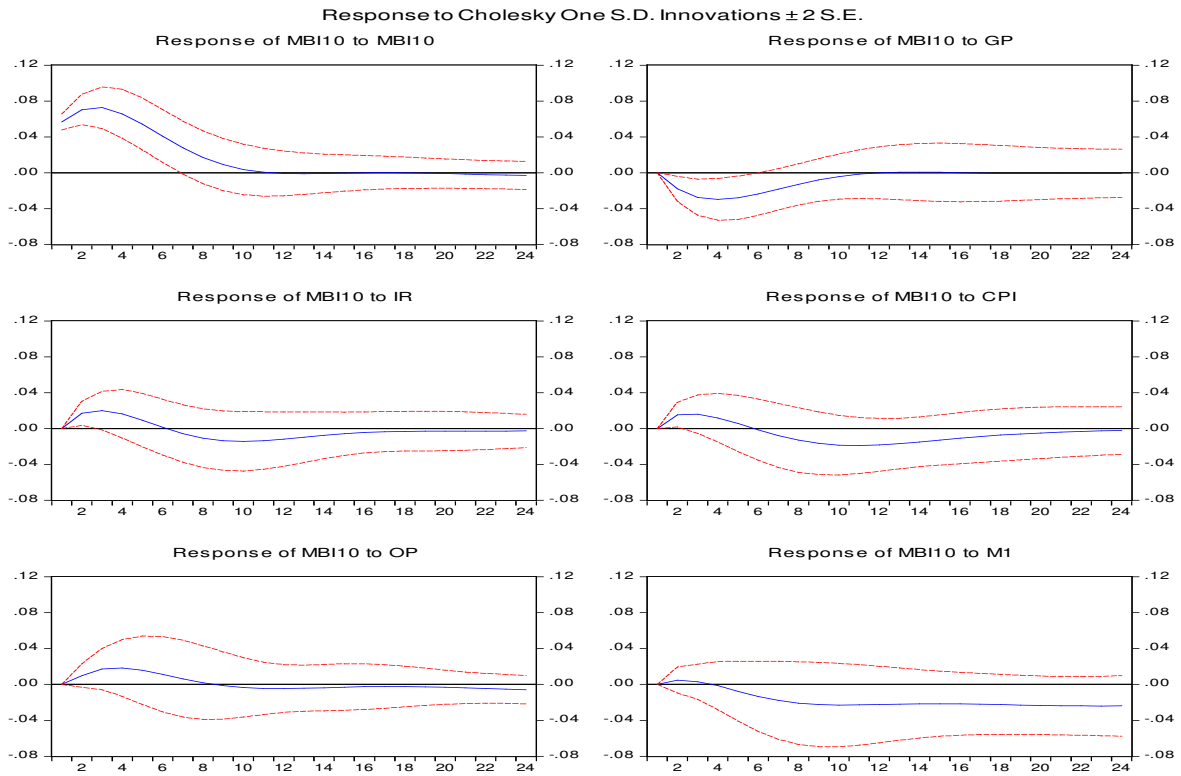
Tabela 96: Dekompozicija varijanse cena akcija u Hrvatskoj<sup>310</sup>

Period	S.E.	CROBEX	CPI	EXR	IIP	IR	GP	OP	M1
1	0.051658	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.089134	87.79559	2.146223	0.555911	0.004349	0.826681	4.843737	1.047466	2.780039
3	0.112179	80.01748	3.294648	1.516460	0.246555	1.113416	7.507373	2.718158	3.585915
4	0.125758	76.13322	3.416808	3.886956	0.597744	1.178753	8.347389	3.311462	3.127666
5	0.135597	72.66952	3.252302	7.922616	0.887612	1.159106	8.367184	3.050305	2.691358
6	0.143396	68.98451	3.134018	12.43319	1.102313	1.150467	8.047653	2.736088	2.411753
7	0.149241	65.54164	3.155144	16.22819	1.297969	1.176200	7.615900	2.758269	2.226688
8	0.153404	62.67443	3.302039	18.78826	1.490135	1.233115	7.223493	3.174783	2.113746
9	0.156365	60.45899	3.519628	20.10421	1.671735	1.316452	6.968438	3.897576	2.062975
10	0.158522	58.83093	3.749961	20.46788	1.830459	1.426428	6.863334	4.760212	2.070787
11	0.160135	57.65924	3.948670	20.30413	1.956932	1.561231	6.854918	5.583609	2.131269
12	0.161370	56.80183	4.091413	20.00423	2.046566	1.712028	6.874607	6.240930	2.228396
13	0.162329	56.14891	4.174490	19.81341	2.100976	1.863872	6.875883	6.684073	2.338384
14	0.163074	55.63948	4.209085	19.80769	2.127231	2.000597	6.846705	6.931152	2.438066
15	0.163650	55.25069	4.212501	19.94168	2.134902	2.109852	6.802392	7.035970	2.512014
16	0.164094	54.97541	4.200873	20.12200	2.132793	2.186087	6.769102	7.058378	2.555356
17	0.164438	54.80307	4.185370	20.26794	2.127038	2.230863	6.768028	7.045233	2.572456
18	0.164710	54.71177	4.171583	20.34136	2.120854	2.250963	6.806678	7.023896	2.572899
19	0.164931	54.67115	4.160907	20.34674	2.115368	2.255385	6.878497	7.005109	2.566850
20	0.165117	54.65087	4.152599	20.31341	2.110717	2.252479	6.968241	6.990050	2.561639
21	0.165277	54.62862	4.145510	20.27425	2.106872	2.248134	7.059097	6.977037	2.560478
22	0.165414	54.59391	4.139016	20.25103	2.103988	2.245301	7.138227	6.965428	2.563093
23	0.165532	54.54692	4.133160	20.24993	2.102358	2.244561	7.199192	6.956496	2.567386
24	0.165631	54.49410	4.128339	20.26517	2.102206	2.245185	7.241468	6.952407	2.571131

U tabeli 96 prikazani su rezultati dekompozicije varijanse fluktuacija izazvanih u berzanskim cenama akcija na Zagrebačkoj berzi u periodu od 24 meseca. U prvom mesecu ne postoji doprinos ostalih varijabli u cenama akcija. U četvrtom mesecu šokovi u samoj varijabli predstavljaju i dalje glavni pokretač cena akcija, što iznosi 76,13%. Druga najvažnija varijabla koja utiče na berzanske cene akcija je devizni kurs i tokom posmatranih 24 meseca, a njegov intezivni uticaj se može primetiti nakon 6. meseca. Sa dužim vremenskim periodom posmatranja jača uticaj deviznog kursa u cenama akcija Zagrebačke berze. Osim deviznog kursa, uticaj cene zlata, inflacije, ponude novca i cene nafte marginalan je u 4. mesecu. Najjači šok cene zlata na tržište akcija beleži se u 5. mesecu, nakon čega je uticaj cene zlata u postepenom padu. U šestom mesecu, druga najvažnija varijabla postaje devizni kurs koja pomera cenu zlata na treću poziciju. Takođe, tokom 24 meseca, primetan je uticaj berzanskih cena akcija u prošlosti, deviznog kursa, cene zlata, cene nafte i stope inflacije, respektivno. Može se zaključiti da se cene akcija na Zagrebačkoj berzi mogu predvideti na osnovu istorijskih cena akcija. Najveća kolebanja berzanske cene akcija duguju šokovima u samoj varijabli (oko 55%), dok šokovi posmatranih makroekonomskih varijabli zajedno objašnjavaju kolebljivost u manjoj meri (oko 45%) za period posmatranja od dve godine. Na osnovu dobijenih nalaza, evidentno je da varijabiliteti u cenama akcija na Zagrebačkoj berzi, nastaju kao posledica varijabiliteta, osim u samoj varijabli, deviznog kursa, cene zlata u svetu, cene nafte u svetu i indeksa potrošačkih cena, dok je efekat kamatne stope, novčane mase i indeksa industrijske proizvodnje u posmatranom vremenskom periodu zanemarljiv.

<sup>310</sup> Kalkulacija autora, EViews output

Analizom rezultata, Funkcije odgovora na impulse (grafikon 32) i Dekompozicije varijanse (tabela 96) u periodu od dve godine, dolazi se do zaključka da najveći uticaj na promene cena akcija na Zagrebačkoj berzi (osim u samoj varijabli) ima promena u deviznom kursu.



Grafikon 33: Funkcija impulsivnog odziva tržišta (cena) akcija u Makedoniji<sup>311</sup>

Na grafikonu 33 prikazana je funkcija impulsivnog odziva cena (tržišta) akcija u Makedoniji, na neočekivane promene posmatranih makroekonomskih varijabli. Odgovor cena akcija na Makedonskoj berzi na neočekivane promene (šokove) u ceni zlata u svetu je negativan do godinu dana. Ovakav odgovor u skladu je sa teoretskim shvatanjima, ali već nakon godinu dana efekat šokova u ceni zlata na cene akcija u Makedoniji je zanemarljiv. Odgovor cena akcija (predstavnik tržišta akcija - berzanskog indeksa MBI10) na neočekivani šok u kamatnoj stopi, u kratkom roku, je pozitivan, nakon čega njegov odgovor slabi, postaje negativan, a u dužem vremenskom periodu i neznan. Sličan odgovor u cenama akcije nastaje usled neočekivanih promena stope inflacije i cene nafte u svetu, s tim da je kratkoročni efekat na cene akcija neznatno jači na impulse u kamatnim stopama. Negativni odgovor tržišta akcija u Makedoniji nastaje usled impulsa novčane mase, iako je u prvim mesecima njegov efekat blago pozitivan. Na osnovu grafičkog prikaza može se uočiti da je najveći, negativan, odgovor cena akcija na šokove novčane mase.

<sup>311</sup> Kalkulacija autora, EViews output

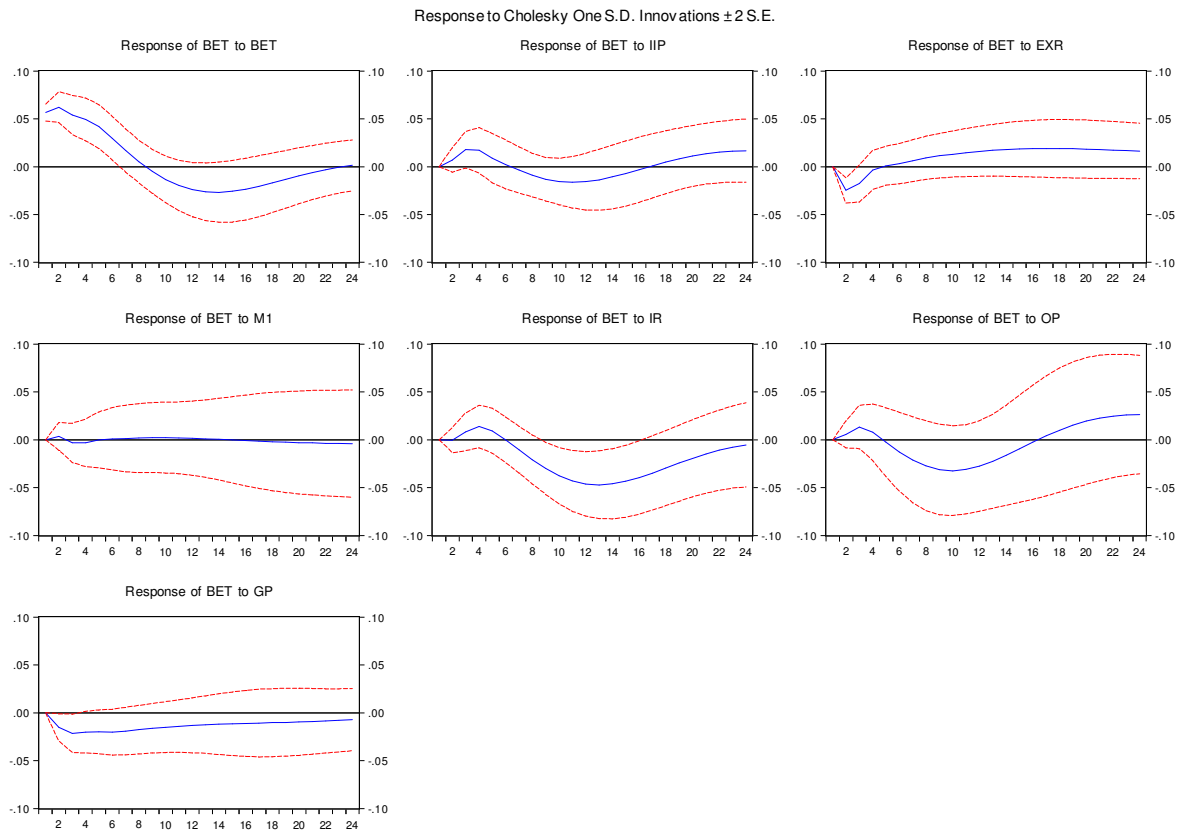
Tabela 97: Dekompozicija varijanse cena akcija u Makedoniji<sup>312</sup>

Period	S.E.	MBI10	CPI	IR	M1	GP	OP
1	0.056582	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.095510	89.42143	0.216633	5.287604	0.418889	3.812831	0.842613
3	0.126844	83.38893	0.150974	6.881469	0.457793	6.966692	2.154140
4	0.148503	80.49093	0.115096	6.855728	0.353631	9.088535	3.096080
5	0.161844	78.98344	0.168975	6.237017	0.361098	10.58372	3.665744
6	0.169478	77.81202	0.344862	5.690673	0.687829	11.52417	3.940447
7	0.174036	76.36382	0.659387	5.615173	1.417611	11.93999	4.004020
8	0.177390	74.43760	1.099728	6.109311	2.484249	11.92896	3.940152
9	0.180480	72.16215	1.624412	7.002222	3.731816	11.65782	3.821583
10	0.183538	69.81767	2.180200	8.011504	5.002466	11.29268	3.695490
11	0.186460	67.64711	2.720422	8.907163	6.201507	10.94151	3.582289
12	0.189099	65.77449	3.212755	9.578487	7.301545	10.64675	3.485973
13	0.191385	64.21527	3.638498	10.01505	8.317513	10.40895	3.404719
14	0.193345	62.92165	3.989346	10.25910	9.280799	10.21292	3.336176
15	0.195055	61.82326	4.264716	10.36654	10.22416	10.04306	3.278269
16	0.196605	60.85226	4.469700	10.38591	11.17502	9.888604	3.228502
17	0.198071	59.95508	4.613124	10.35182	12.15295	9.743319	3.183715
18	0.199506	59.09536	4.705604	10.28609	13.16857	9.603646	3.140731
19	0.200945	58.25245	4.757888	10.20151	14.22344	9.467351	3.097363
20	0.202404	57.41779	4.779744	10.10529	15.31106	9.333022	3.053091
21	0.203888	56.59099	4.779416	10.00148	16.41903	9.200029	3.009051
22	0.205390	55.77620	4.763501	9.892330	17.53201	9.068510	2.967450
23	0.206902	54.97921	4.737067	9.779185	18.63459	8.939195	2.930749
24	0.208412	54.20544	4.703854	9.663014	19.71364	8.813113	2.900943

U tabeli 97 prikazano je razlaganje fluktuacija varijansi cene akcija (berzanski indeks MBI10) za period od 24 meseca. U prvom mesecu, ne postoji doprinos ostalih varijabli u cenama akcija. U drugom mesecu, osim uticaja same varijable na cene akcija, uticaj imaju kamatna stopa i cena zlata u svetu. U četvrtom mesecu berzanske cene akcija na Makedonskim berzama i dalje predstavljaju glavne pokretač berzanskih cene i iznosi 80,49%. Međutim, efekat šokova u samoj varijabli postepeno slabi tokom vremena iako i dalje nastavlja da bude glavni prediktor cene akcija na berzi. Osim berzanskog indeksa uticaj cene zlata, kamatne stope i cene nafte je marginalan u četvrtom mesecu. Najjači šok cene zlata na tržište akcija beleži se u jedanaestom mesecu, nakon čega je uticaj cene zlata na cene akcija u postepenom padu. Tržište kapitala u Makedoniji, kao i većina tržišta kapitala u zemljama u razvoju, cene akcija može predvideti na osnovu kretanja cene akcija u prošlosti. Najveća kolebanja berzanski indeks MBI10 duguje šokovima u samoj varijabli (oko 54%) dok šokovi posmatranih makroekonomskih varijabli zajedno objašnjavaju kolebljivost u manjoj meri (oko 46%) za period posmatranja od dve godine. Na osnovu dobijenih nalaza, evidentno je da varijabiliteti u cenama akcija na Makedonskoj berzi nastaju kao posledica varijabiliteta, osim u samoj varijabli, novčane mase, cene zlata u svetu, kamatne stope i stope inflacije, dok je efekat cene nafte u svetu za posmatrani period zanemarljiv.

Analizom rezultata, Funkcije odgovora na impulse (grafikon 33) i Dekompozicije varijanse (tabela 97) u periodu od dve godine, dolazi se do zaključka da najveći uticaj na promene cene akcija na Makedonskoj berzi (osim u samoj varijabli) imaju promene u ponudi novca (M1), kamatnoj stopi i ceni zlata u svetu.

<sup>312</sup> Kalkulacija autora, EViews output



Grafikon 34: Funkcija impulsivnog odziva tržišta (cena) akcija u Rumuniji<sup>313</sup>

Na grafikonu 34 prikazana je funkcija impulsivnog odziva cena (tržišta) akcija u Rumuniji, na neočekivane promene posmatranih makroekonomskih varijabli. Odgovor cena akcija na Bukureštanskoj berzi na neočekivane promene (šokove) u indeksu industrijske proizvodnje je pozitivan u kratkom roku. Nakon perioda od sedam meseci, odgovori cene akcija na impulse u indeksu industrijske proizvodnje beleže blagi pad i negativan efekat da bi u drugom periodu cene akcija ponovo zabeležile pozitivan odgovor. Odgovor berzanskih cena akcija na neočekivani šok u deviznom kursu, u kratkom roku, je negativan, nakon čega njegov odgovor slabi i postaje pozitivan. Uticaj impulsa novčane mase na cene akcija u Rumuniji je zanemarljiv. Sličan odgovor u cenama akcije nastaje usled neočekivanih promena kamatne stope i cene nafte u svetu, s tim da je odgovor cena akcija jači na impulse u kamatnim stopama. Na impulse u ovim varijablama cene akcija odgovaraju pozitivno, da bi nakon kraćeg perioda odgovor akcija slabio i postao negativan. Svaki odgovor tržišta akcija u Rumuniji na šokove u ceni zlata u svetu je negativan, s tim da nakon šest meseci njegov odgovor slabi. Iz grafičkog prikaza može se uočiti da je najjači odgovor cena akcija na šokove u kamatnoj stopi.

<sup>313</sup> Kalkulacija autora, EViews output

Tabela 98: Dekompozicija varijanse cena akcija u Rumuniji<sup>314</sup>

Period	S.E.	BET	EXR	GP	IIP	IR	M1	OP
1	0.056568	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.089424	88.15583	7.765053	2.606011	0.934862	0.011356	0.263348	0.263537
3	0.110673	81.32455	7.617531	4.751719	3.905086	0.248569	0.180974	1.971572
4	0.125117	79.13928	6.044903	5.804859	5.418846	1.123559	0.181689	2.286866
5	0.134064	78.65865	5.269990	7.005296	5.412672	1.490120	0.168418	1.994855
6	0.139387	77.26353	4.920457	8.502329	5.112393	1.397831	0.170331	2.633125
7	0.143793	73.94680	4.806945	9.827082	4.811711	1.537492	0.185319	4.884652
8	0.149517	68.50963	4.819331	10.63415	4.658642	2.528100	0.195763	8.654378
9	0.157573	61.78740	4.850121	10.83959	4.696760	4.645634	0.193687	12.98680
10	0.167713	55.19444	4.882742	10.57776	4.818954	7.640993	0.181590	16.70352
11	0.178961	49.71562	4.951830	10.08045	4.904317	11.00654	0.164411	19.17684
12	0.190209	45.62359	5.082601	9.543059	4.890884	14.32563	0.146780	20.38746
13	0.200582	42.75869	5.285062	9.073464	4.770927	17.36517	0.131995	20.61469
14	0.209556	40.81604	5.560229	8.708894	4.571743	20.02069	0.121770	20.20064
15	0.216958	39.49352	5.901171	8.447310	4.337790	22.25289	0.116705	19.45061
16	0.222882	38.54395	6.293988	8.269144	4.117923	24.05037	0.116692	18.60793
17	0.227589	37.78370	6.719882	8.148885	3.957265	25.41506	0.121106	17.85410
18	0.231415	37.08805	7.157400	8.061263	3.890863	26.36154	0.128896	17.31199
19	0.234686	36.38414	7.585118	7.984978	3.938442	26.92128	0.138712	17.04733
20	0.237665	35.64261	7.984806	7.904957	4.101604	27.14495	0.149081	17.07200
21	0.240526	34.86688	8.344197	7.813196	4.364775	27.09938	0.158627	17.35295
22	0.243348	34.08037	8.658322	7.708183	4.699854	26.85980	0.166285	17.82719
23	0.246135	33.31389	8.929054	7.593150	5.072993	26.50000	0.171433	18.41948
24	0.248841	32.59574	9.163228	7.473833	5.451280	26.08393	0.173931	19.05805

Analiza dekompozicije varijanse, fluktuacija izazvanih, u cenama akcije (berzanskom indeksu BET, kao predstavniku tržišta akcija) ukazuje da u prvom mesecu ne postoji doprinos ostalih, posmatranih, varijabli u cenama akcija (tabela 98). U četvrtom mesecu, šokovi u samoj varijabli i dalje predstavljaju glavni pokretač berzanskih cena akcija i iznosi 79,14%, ali je prisutan i marginalni efekat deviznog kursa, cene zlata i indeksa industrijske proizvodnje. U kratkom roku cene akcija rastu najvećim delom autoregresivno, ali sa protokom vremena raste procentualni uticaj drugih faktora – makroekonomskih varijabli. Druga najvažnija varijabla koja utiče na cene akcija na Bukureštanskoj berzi je kamatna stopa. U devetom mesecu drugo mesto preuzima uticaj cene nafte nad cenom zlata, a čiji intenzitet jača tokom 24 meseca. Na osnovu prikazanih rezultata u tabeli 98, može se zaključiti da se Bukureštanske cene akcija mogu predvideti relativno na osnovu istorijskih cena, ali značajan, intenzivni uticaj imaju makroekonomske varijable. Najveća kolebanja berzanske cene akcija duguju šokovima u posmatranim makroekonomskim varijablama (oko 67%), dok šokovi u samoj varijabli objašnjavaju kolebljivost u manjoj meri (oko 33%) za period posmatranja od dve godine. Na osnovu predstavljenih nalaza, evidentno je da varijabiliteti u cenama akcija na Bukureštanskoj berzi, nastaju kao posledica varijabiliteta, osim u samoj varijabli, kamatne stope, cene nafte u svetu, cene zlata u svetu, deviznog kursa i indeksa industrijske proizvodnje, dok je efekat novčane mase na cene akcija u Rumuniji zanemarljiv.

Analizom rezultata, Funkcije odgovora na impulse (grafikon 34) i Dekompozicije varijanse (tabela 98) u periodu od dve godine, dolazi se do zaključka da najveći uticaj na promene cena akcija na Bukureštanskoj berzi (osim u samoj varijabli) imaju promene u kamatnoj stopi i ceni nafte u svetu.

<sup>314</sup> Kalkulacija autora, EViews output



### 3. Analiza rezultata makroekonomskih determinanti cena akcija u zemljama u regionu

U ovom delu istraživanja analizirani su efekti makroekonomskih varijabli, naime, indeksa industrijske proizvodnje, stope inflacije merene indeksom potrošačkih cena, ponude novca, kamatne stope, deviznog kursa, cene nafte u svetu i cene zlata u svetu, na tržišta akcija u regionu. Za potrebe ovog istraživanja korišćeni su mesečni podaci u periodu od januara 2008. godine do decembra 2014. godine. Test kointegracije je pokazao da neke od odabranih makroekonomskih varijabli, dele dugoročne odnose sa berzama u regionu. Dobijeni nalazi imaju važne implikacije za investitore i kreatore ekonomske politike. Investitori treba pažljivo da prate promene u posmatranim makroekonomskim varijablama kako bi, dugoročno, predvideli kretanje cena akcija na berzi. Budući da su se prilikom analize istorijske cene akcija pokazale kao glavni pokretači cena akcija u većini posmatranih zemalja (izuzetak, delimično, Bukureštanska i Sarajevska berza), te upućuju na zaključak da su proučavana tržišta kapitala cenovno neefikasna. Sa druge strane, kreatori ekonomske politike, poznavanjem kauzalne veze makroekonomskih varijabli i tržišta akcija, mogu minimizirati fluktuacije kontrolom relevantnih makroekonomskih indikatora.

Tabela 99: Komparativna analiza signifikantnih determinanti cena akcija u zemljama u regionu primenom modela vektorske ravnotežne greške (koeficijenti)<sup>315</sup>

Prediktori	Zemlja	Srbija	BiH	Bugarska	Crna Gora	Hrvatska	Makedonija	Rumunija
MPS		+		+	+	+	+	
IIP								+
M1						+		
EXR								-
IR						+	+	
CPI					+			
OP								
GP		-		-	-	-	-	
Model :								
Korigovani koeficijent determinacije		39,22%	29,08%	42,25%	41,17%	44,47%	38,32%	50,52%
F (p-value)		7,5343 (.000)	5,1527 (.000)	6,3879 (.000)	9,0976 (.000)	8,2070 (.000)	8,1891 (.000)	11,34 (.000)
Durbin-Watson stat.		1,8079	2,0244	1,8084	1,9832	1,8816	1,6486	2,0657

U tabeli 99, prikazane su signifikantne varijable i njihov pravac na cene akcija u zemljama u regionu. Evidentno je da u Srbiji, Bugarskoj, Crnoj Gori, Hrvatskoj i Makedoniji, efekti istorijskih cena akcija (+) i cene zlata u svetu (-) imaju signifikantan efekat na berzanske cene akcija, u kratkom i dugom roku. Osim posmatranih varijabli, na Montenegro berzi pozitivne efekte na cene akcija ima stopa inflacije. Na Zagrebačkoj i Makedonskoj berzi, prisutan je još i pozitivan efekat kamatnih stopa. Za razliku od ostalih zemalja u regionu, indeks industrijske proizvodnje (+) i devizni kurs (-) beleže signifikantne efekte na cene akcija na Bukureštanskoj berzi. Na Sarajevskoj berzi, uprkos postojanju dugoročne ravnotežne veze, nije zabeležen signifikantan efekat makroekonomskih indikatora na cene akcija u posmatranom periodu od 2008. do 2014. godine.

<sup>315</sup> Autor

**Srbija** – Prilikom istraživanja tržišta kapitala u Srbiji ustanovljeno je postojanje dugoročnog odnosa (kointegracije) analiziranih varijabli. Međutim, odgovor cena akcija na Beogradskoj berzi na efekte globalnih makroekonomskih faktora (cene zlata i cene nafte) jači je od internih makroekonomskih faktora. Stoga kreatori ekonomske politike moraju biti posebno oprezni. Istorijske cene akcija pokazale su se kao glavni pokretači cena akcija što upućuje na zaključak o neefikasnosti tržišta kapitala u Srbiji. Rezultati reakcije cene akcija na sopstvene udarce i šokove drugih promenljivih (varijabli) upućuju da osim kretanja cena akcija u prošlosti veliki uticaj imaju promene u ceni zlata u svetu (-) kao i promene u ceni nafte u svetu (+). Na osnovu sprovedenog vektorskog modela sa korekcijom ravnotežne greške uočeno je postojanje kratkoročne uzročnosti, osim cena akcija u prošlosti, cena zlata na svetskom tržištu i berzanskih cena akcija Beogradske berze. Glavni nalazi dinamičke analize makroekonomskih varijabli i cena akcija pokazali su da su cene zlata statistički značajne u objašnjavanju varijacija cena akcija na Beogradskoj berzi.

**Bosna i Hercegovina** – Rezultati istraživanja na tržištu kapitala Bosne i Hercegovine ukazuju da posmatrane varijable devizni kurs, novčana masa, kamatna stopa, cena nafte i cena zlata mogu objasniti proces određivanja cene akcija na Sarajevskoj berzi. Posmatrajući uticaj varijabli u modelu može se zaključiti da je uticaja cene zlata najjači. Prilikom analize ustanovljen je model postojanja dugoročne ravnotežne veze među posmatranim varijablama. Međutim, nalazi ukazuju da među posmatranim varijablama nema varijable odgovorne za kratkoročne fluktuacije cene akcija na Sarajevskoj berzi. Takođe, nalazi upućuju da ne postoji statistički signifikantan efekat pojedinačnih makroekonomskih varijabli na cene akcija na Sarajevskoj berzi. Rezultati reakcije cene akcija na sopstvene udarce i šokove drugih promenljivih (varijabli) upućuju da intenzitet uticaja kretanja cena akcija u prošlosti postepeno, ali neznatno, slabi tokom vremena i da značajan uticaj na šokove cena akcija u periodu od dve godine imaju varijable novčana masa (+) i devizni kurs (-).

**Bugarska** – Nalazi primene vektorskog modela sa korekcijom ravnotežne greške ukazuju na postojanje dugoročne ravnotežne veze između cena akcija i posmatranih makroekonomskih varijabli. Međutim, uticaj (intenzitet) globalnih makroekonomskih faktora (promene u ceni zlata i ceni nafte u svetu) relativno je jači od internih makroekonomskih faktora. Istorijske cene akcija mogu da posluže kao dobar prediktor budućih cena akcija, što upućuje na zaključak o neefikasnosti tržišta kapitala u Bugarskoj, odnosno da je slab oblik hipoteze efikasnosti tržišta kapitala odbačen. Nalazi ukazuju da je među posmatranim varijablama, osim cena akcija u prošlosti, cena zlata u svetu varijabla odgovorna za kratkoročne fluktuacije cene akcija na Sofijskoj berzi, jednakog intenziteta kao i u dugom roku. Rezultati reakcije (odgovora) cene akcija na sopstvene „udarce” i šokove drugih promenljivih (varijabli) upućuju da, osim kretanja cena akcija u prošlosti, veliki uticaj imaju promene u ceni nafte u svetu (+), ceni zlata u svetu (-) i ponudi novca u Bugarskoj (+). Glavni nalazi istraživanja pokazuju da je cena zlata statistički značajna na nivou od 1% u objašnjavanju uticaja makroekonomskih varijabli na Sofijskoj berzi.

**Crna Gora** – Rezultati istraživanja vektorskog modela sa korekcijom ravnotežne greške ukazuju na postojanje dugoročne ravnotežne veze između cena akcija, kamatne stope, stope inflacije, deviznog kursa (USD/EUR), cene zlata i cene nafte u svetu na tržištu kapitala u Crnoj Gori. Posmatrajući signifikantan uticaj varijabli u vektorskom modelu sa korekcijom ravnotežne greške, zaključuje se da su za kratkoročne fluktuacije cena akcija, a istim intenzitetom i za dugoročne fluktuacije, na Montenegro berzi odgovorne cene akcija

u prošlosti, promene u ceni zlata u svetu i promene u stopi inflacije. Posmatranje i testiranje uticaja istorijskih vrednosti berzanskog indeksa MONEX na tekuće vrednosti odbacuje slab oblik hipoteze efikasnosti tržišta kapitala u Crnoj Gori. Rezultati varijable reakcije cene akcija na sopstvene udarce i šokove drugih promenljivih (varijabli) upućuju da uticaj intenziteta kretanja cena akcija u prošlosti postepeno slabi tokom vremena i da značajan uticaj na šokove cena akcija imaju promene u ceni nafte u svetu (+) i stopa inflacije (+) tokom posmatranog perioda od 24 meseca. Glavni nalazi dinamičke analize makroekonomskih varijabli i cena akcija pokazali su da su cene zlata u svetu i stopa inflacije statistički značajne u objašnjavanju varijacija cena akcija na Montenegro berzi.

**Hrvatska** – Vektorski model sa korekcijom ravnotežne greške ukazuje na prisustvo dugoročne ravnotežne veze posmatranih varijabli. Takođe je prisutna statistički signifikantna kratkoročna i dugoročna uzročnost kamatne stope (+), novčane mase (+) i cene zlata (-), te šokovi ovih promenljivih imaju veliki značaj na cene akcija na Zagrebačkoj berzi u kratkom i dugom roku. Rezultati varijable reakcije cene akcija na sopstvene udarce i šokove drugih promenljivih (varijabli) upućuju da uticaj intenziteta kretanja cena akcija u prošlosti postepeno, ali neznatno, slabi tokom vremena i da značajan uticaj na cene akcija imaju promene u deviznom kursu, ceni zlata i ceni nafte u svetu. Glavni nalazi dinamičke analize makroekonomskih varijabli i cena akcija pokazali su da su cene zlata u svetu, novčana masa i kamatne stope statistički značajne u objašnjavanju varijacija cena akcija na Zagrebačkoj berzi.

**Makedonija** – Na osnovu sprovedenog VECM testa prisutna je kratkoročna uzročnost cena akcija u prošlosti, kamatne stope, cene zlata u svetu i berzanskih cena akcija u Makedoniji. Njihov uticaj na cene akcija je jednakog intenziteta u kratkom i dugom roku. Rezultati reakcije cene akcija na sopstvene udarce i šokove drugih promenljivih (varijabli) upućuju da uticaj intenziteta kretanja cena akcija u prošlosti postepeno slabi tokom vremena i da značajan uticaj na šokove cena akcija imaju kamatna stopa, cena zlata u svetu i novčana masa posmatrajući njihov uticaj tokom dve godine. Analiza uticaja istorijskih cena akcija upućuje na zaključak o nepostojanju slabe forme cenovne efikasnosti tržišta kapitala u Makedoniji. Funkcija impulsivnog odziva pokazuje da šokovi u ponudi novca i ceni zlata u svetu potiskuju cene akcija, dok šokovi u kamatnoj stopi podstiču cene akcija. Glavni nalazi istraživanja pokazuju da su kamatna stopa (+) i cena zlata u svetu (-) statistički značajne na nivou od 1% u objašnjavanju uticaja makroekonomskih varijabli na Makedonskoj berzi.

**Rumunija** – Analiza vektorskog modela korekcije sa ravnotežnom greškom ukazuje na postojanje dugoročne ravnotežne veze makroekonomskih varijabli i Bukureštanske berze. Rezultati reakcije cene akcija na sopstvene udarce i šokove drugih promenljivih (varijabli) upućuju da uticaj intenziteta kretanja cena akcija u prošlosti apsolutno slabi tokom vremena, a da značajan uticaj preuzimaju kamatna stopa, cena nafte u svetu, devizni kurs i cena zlata u svetu, odnosno makroekonomski faktori. Funkcija impulsivnog odziva ukazuje da šokovi u ceni zlata u svetu potiskuju cene akcija na tržištu kapitala u Rumuniji u posmatranom periodu. Glavni nalazi istraživanja pokazuju da su devizni kurs (-) i indeks industrijske proizvodnje (+) statistički značajni na nivou od 1% u objašnjavanju uticaja makroekonomskih varijabli na Bukureštanskoj berzi.

Na osnovu testirane kointegracije (dugoročne ravnotežne veze) između fundamentalnih makroekonomskih varijabli i cena akcija, opšta hipoteza ( $H_0$ ) u radu se potvrđuje. Po uzoru na empirijska istraživanja, pre svega u razvijenim zemljama, ključne

makroekonomske varijable se mogu koristiti u predviđanju cena akcija, odnosno smanjenju fluktuacija na tržištu akcija.

Kreatori ekonomske politike i investitori moraju pažljivo razmatrati efekte globalnih makroekonomskih faktora (cene zlata i cene nafte na svetskom tržištu), jer je njihov uticaj na tržište akcija, za posmatrani period, u većini zemalja jači od internih makroekonomskih faktora. S obzirom da su posmatrane zemlje uvoznice nafte, rast cene nafte poskupljuje troškove kapitala što se manifestuje u rastu cena akcija (pozitivan uticaj), dok cena zlata, kao alternativno (sigurno) sredstvo investiranja, na svim posmatranim berzama u regionu ima signifikantan negativan uticaj na cenu akcija. Dobijeni rezultati su u skladu sa teorijskim pretpostavkama. Na osnovu dobijenih kvantitativnih nalaza, prva pomoćna hipoteza (H1) može biti delimično potvrđena.

#### **4. Integracija i prilagođavanje pozicije tržišta kapitala Srbije trendovima u posmatranim zemljama u regionu**

Poslednja velika finansijska kriza beleži dramatičan pad berzanskih indeksa širom sveta. Različite studije potvrdile su postojanje „zaraze” među berzama koje imaju tesnu saradnju u pogledu globalnih, regionalnih ili ekonomskih aktivnosti. Ekonomisti su tada shvatili da je neophodno za zemlje da prate napredak međuzavisnosti finansijskih tržišta. Stoga je od ključnog značaja odrediti poziciju nacionalnog tržišta u pogledu stepena finansijske integrisanosti među tržištima u regionu. Postojanje kointegriranosti među posmatranim berzama je, svakako, u suprotnosti sa hipotezom efikasnosti tržišta kapitala.

Faktor koji doprinosi rastu finansijske integracije je rast prekogranične mobilnosti kapitala koji nosi sa sobom globalizacija, a u cilju diverzifikacije portfolia i ostvarenja boljih prinosa. Integrisanost berze predstavlja situaciju u kojoj dva ili više različita tržišta akcija imaju tipičan trend i izloženi su sličnim faktorima rizika. Teoretski posmatrano, integrisano tržište kapitala je sposobno da smanji troškove kapitala. Međutim, dugoročno posmatrano, zbog smanjene diverzifikacije portfolia kod integrisanih berzi dolazi do rasta nesistematskog rizika. Jačanje međuzavisnosti među tržištima stvara problem investitorima u nameri da umanje izloženost riziku diverzifikacijom portfolia (investira na različitim tržištima kapitala).

Ključni benefiti finansijske integracije predstavljaju razvoj tržišta i institucija, pronalaženje efikasnih cena, povećanje investicija i ekonomskog napretka zemlje. Niži nivo integracije sa međunarodnim tržištima stvara veće mogućnosti, prilike, za diverzifikaciju portfolia. Arbitražna zarada na kointegriranim tržištima akcija moguća je u kratkom roku, dok se ne krene sa masovnim iskorišćavanjem šanse za zaradu, što će usloviti pad cene akcije, odnosno vraćanje ka dugoročnoj ravnoteži.

Engl i Grejndžer (Engle & Granger, 1987)<sup>316</sup> i Johansen (Johansen, 1988)<sup>317</sup> razvili su kointegracione metodologije. Primena kointegracije, u ovom poglavlju, ima za cilj da istraži dugoročnu povezanost (uzročnost) regionalnih berzi. Svakako da rezultati kointegracije zavise od izbora tržišta akcija, perioda posmatranja, frekvencije podataka

<sup>316</sup> Engle, R. F., & Granger, W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55 (2), 251-276.

<sup>317</sup> Johansen S.(1988) Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254 .

(dnevni, nedeljni, mesečni, kvartalni, godišnji podaci), valutne denominacije cena akcija, kao i samog odabira modela. Postojanje kointegracije na tržištima akcija ukazuje na zajednički trend cena akcija, ali ne i isti pravac svakog dana. Kointegracija se često koristi kao način testiranja slabe forme efikasnosti tržišta kapitala u koja pretpostavlja da nijedna cena akcije ne treba da bude predviđena na osnovu ostalih hartija od vrednosti.

Bekers i saradnici (Beckers, Connor & Curds, 1996)<sup>318</sup> mere nivo integrisanosti tržišta, odnosno definišu ga pomoću tri pristupa: ograničenost ulaganja za globalne investitore kao što su propisi, porezi i administrativni faktori (ovom definicijom, tržišta su potpuno integrisana u meri u kojoj svi investitori imaju jednak pristup svim svetskim hartijama od vrednosti), doslednost cena akcija između različitih berza (u okviru ove definicije podrazumeva se da su tržišta integrisana ukoliko akcije sa istim nivoom rizika i istim očekivanim povratom uvek imaju iste cene nezavisno od tržišta na kome se trguje) i korelacija cena akcija (prinosa) između različitih berza (definiše da su promene u prinosima akcija povezane uticajem zajedničkih faktora).

Samitas i saradnici (Samitas, Kenourgios & Paltalidis, 2011)<sup>319</sup> objašnjavaju u svom radu dinamičku vezu između pet glavnih tržišta akcija u nastajanju na Balkanu (Turska, Rumunija, Bugarska, Hrvatska i Bosna i Hercegovina), razvijenih tržišta u Evropi (Velika Britanija, Nemačka i Grčka) i SAD, za period od 2000. do 2006. godine. Prisustvo kointegracionih odnosa ukazuje da balkanska tržišta u razvoju postaju sve više integrisana sa svetskim tržištima, što ima značajan uticaj i na nacionalne ekonomske politike u zemljama u razvoju.

Raž i Dal (Raj & Dhal, 2008)<sup>320</sup> u svom radu istraživali su nivo korelacija i integracija između tržišta akcije Indije (Bombajska berza) i SAD-a, Velike Britanije, Hong Konga, Singapura i Japana u periodu od marta 1993. do januara 2008. godine. Korelacija dnevnih cena akcija i prinosa sugerise jačanje integracije indijske berze sa regionalnim i globalnim tržištima počev od 2003. godine. Nalazi ukazuju da je zavisnost indijske berze od globalnih berzi, kao što su SAD i Velika Britanija znatno jača u odnosu na zavisnost od berzi na regionalnom nivou, kao što su Singapur i Hong Kong.

#### 4.1. Obrada podataka i rezultati istraživanja

Za potrebe ovog istraživanja, korišćene su dnevne vrednosti berzanskih indeksa (predstavnicu tržišta kapitala) u regionu. Dnevne cene akcija izražene su u nacionalnim valutama zemalja u regionu. Kako bi identifikovali model integracije tržište kapitala u Srbiju u odnosu na trendove u regionu koristi se sledeća jednačina:

$$\text{BELEXline} = f(\text{BET}, \text{CROBEX}, \text{MBI10}, \text{MONEX}, \text{SASX-10}, \text{SOFIX}) \quad (15)$$

<sup>318</sup> Beckers, S., Connor, G. & Curds, R. (1996). National versus global influences on equity returns. *Financial Analysts Journal* 52 (2), 31-39 (31 strana)

<sup>319</sup> Samitas, A., Kenourgios, D. & Paltalidis, N. (2011). Equity market integration in emerging Balkan markets, *International business and finance*, 25(3), 296-307.

<sup>320</sup> Raj, J & Dhal, S. (2008). Integration of India's stock market with global and major regional markets, *BIS Papers No* 42, 202-236.

Tabela 100: Deskriptivna statistika dnevnih logaritamskih vrednosti berzanskih indeksa u regionu<sup>321</sup>

	BELEXline	BET	CROBEX	MBI10	MONEX	SASX-10	SOFIX
Mean	7.145896	8.537567	7.618879	7.762085	9.392762	6.886796	6.118056
Median	7.063168	8.572169	7.529833	7.664020	9.313909	6.800181	6.037382
Maximum	8.251966	<b>9.183552</b>	8.571518	8.950175	<b>10.41063</b>	8.209839	7.477536
Minimum	6.735768	7.542818	7.140913	7.350490	8.861112	6.497604	5.560489
Std. Dev.	0.337646	<b>0.267313</b>	<b>0.247400</b>	0.374095	0.293741	0.378157	0.397792
Skewness	1.711239	<b>-1.245428</b>	1.855873	1.529089	1.175159	1.718218	1.507597
Kurtosis	5.453380	5.115608	6.017147	4.693953	4.230561	5.401024	4.764648
Jarque-Bera	1269.347	764.5217	1637.843	874.8866	503.8232	1258.006	873.7015
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	12276.65	14667.54	13089.23	13335.26	16136.77	11831.52	10510.82
Sum Sq. Dev.	195.7463	122.6905	105.0924	240.2892	148.1496	245.5357	271.6951
Observations	1718	1718	1718	1718	1718	1718	1718

Iz prikazanih polaznih logaritmovanih podataka o vrednosti berzanskih indeksa u tabeli 100, evidentna je najviša srednja vrednost berzanskih indeksa MONEX i BET, dok je najniža devijacija u ceni akcija zabeležena za berzanski indeks CROBEX i BET. Koeficijent spljoštenosti za sve posmatrane berze (berzanske indekse) prevazilazi vrednost od 3, kao meru spljoštenosti normalnog rasporeda podataka, što ukazuje da raspodela dnevnih cena akcija ima zadebljane repove, odnosno raspodela je više izdužena u odnosu na normalnu raspodelu. Zadebljani repovi ukazuju na veću verovatnoću pojave ekstremnih vrednosti (dobitaka ili gubitaka), a što je tipično za posmatrani period koji se preklapa sa periodom globalne finansijske krize i njenih efekata. Bukureštanska berza beleži negativan koeficijent asimetrije za logaritamsku vrednost berzanskog indeksa BET, u posmatranom periodu, a što je odlika razvijenih tržišta kapitala. Analiza integracija berzi u regionu započinje testiranjem reda integrisanosti varijabli.

Tabela 101: Rezultati testa jediničnog korena (testiranje stacionarnosti): ADF PP, KPSS test za berzanske indekse u regionu (dnevni podaci)<sup>322</sup>

Varijable	ADF test		PP test		KPSS test
	Trend&Intercept	p-value	Trend&Intercept	p-value	Trend&Intercept
BELEXline	-2.195104 (2)	0.4915	-2.219859(16)	0.4776	0.487935(32)
BET	-3.247627 (1)	0.0756	-3.153244(10)	0.0944	0.244257 (32)
BIRS	-4.175005 (1)	0.0049***	-3.972075(16)	0.0097***	0.492266 (32)
CROBEX	-3.375972 (3)	0.0549	-3.428942 (7)	0.0479**	0.390695 (32)
MBI10	-2.709922 (2)	0.2326	-2.741390 (12)	0.2199	0.358155 (32)
MONEX	-2.936225 (1)	0.1512	-2.933733 (12)	0.1520	0.299903 (32)
SASX-10	-3.549203 (1)	0.0346**	-3.793416 (0)	0.0170**	0.618336 (32)
SOFIX	-3.010707 (2)	0.1295	-3.006830 (15)	0.1305	0.769002 (32)
ΔBELEXline	-22.36839(1)	0.0000	-30.56827 (10)	0.0000	0.129254 (16)
ΔBET	-38.75216 (0)	0.0000	-38.77698 (12)	0.0000	0.172976 (10)
ΔBIRS	-38.29190 (0)	0.0000	-38.88901 (16)	0.0000	0.327594 (17)
ΔCROBEX	-22.02143 (2)	0.0000	-37.70379 (4)	0.0000	0.161241 (7)
ΔMBI10	-27.06317 (1)	0.0000	-28.70023 (2)	0.0000	0.115778 (12)
ΔMONEX	-33.15841 (0)	0.0000	-33.10071 (6)	0.0000	0.102208 (12)
ΔSASX-10	-31.18285 (0)	0.0000	-30.83693 (9)	0.0000	0.165971 (3)

<sup>321</sup> Kalkulacija autora, EViews output<sup>322</sup> Kalkulacija autora, EViews output

ΔSOFIX	-25.04621 (1)	0.0000	-39.43187 (14)	0.0000	0.159917 (15)
--------	---------------	--------	----------------	--------	---------------

Optimalni broj pomaka je određen prema Švarcovom informacionom kriterijumu – Schwarz Info Criterion (Automatic - based on SIC, maxlag = 11) i naveden je u zagradama. Asymptotic critical values za KPSS test (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin): 1% level- 0.216000; 5% level- 0.146000; 10% level- 0.119000

\*\*\* nulta hipoteza o prisutnosti jediničnih korena odbijena uz nivo značajnosti od 1%.

\*\* nulta hipoteza o prisutnosti jediničnog korena odbijena uz nivo značajnosti od 5%

Δ u prvim diferencama

Rezultati testa jediničnog korena prikazani u tabeli 101, za varijable sa uključenom konstantom i trendom. Nalazi sprovedenih testova jediničnog korena ADF, PP i KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin)<sup>323</sup> ukazuju da su sve vremenske serije nestacionarne u nivou, izuzetak berzanski indeks BIRS, a stacionarne pri prvom diferenciranju. Stoga se posmatrane varijable, izuzev berzanskog indeksa BIRS, koriste za proveru njihovog kointegracionog statusa. Da bi se zaobišle niske snage u korenskim testovima standardne jedinice, primenjen je novi KPSS test za testiranje nulte stacionarne realne razmene protiv alternative nestacionarnosti. Rezultati primene KPSS testa na ove varijable pokazuju jake dokaze o stacionarnosti, pošto je nulta postojanost prihvaćena na nivou od 1%, 5% i 10% značajnosti. Stoga se koriste rezultati testa KPSS-a kao osnova za ispitivanje kointegracije među varijablama. Za potrebe dalje analize (kao i prethodnih analiza) tržišta kapitala Bosne i Hercegovine koristi se za berzanski indeks SASX-10 kao predstavnik Sarajevske berze.

Optimalni broj kašnjenja se utvrđuje na osnovu multivarijantnog informacionog kriterijuma.

Tabela 102: Optimalna selekcija broja kašnjenja za testiranje integracije regionalnih berzi<sup>324</sup>

Lag	AIC	SC	HQ
0	-8.988806	-8.966520	-8.980558
1	-40.51286	-40.33457	-40.44687
2	-40.86109	<b>-40.52680*</b>	-40.73737
3	-40.96588	-40.47558	-40.78442*
4	-41.01586	-40.36956	-40.77667
5	-41.04711	-40.24480	-40.75018
6	-41.10913	-40.15081	-40.75446
7	-41.14829	-40.03397	-40.73589
8	-41.15769*	-39.88737	-40.68755

\* indicates lag order selected by the criterion, prvobitno originalno je uključeno 8 lagova

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Na osnovu sprovedenih testova, prikazanih u tabeli 102, optimalni broj kašnjenja prema Švarcovom informacionom kriterijumu iznosi dva. Sledeći korak predstavlja testiranje mogućih kointegracionih odnosa koristeći Johansen-ov postupak. Ovaj korak određuje rang matrice  $\Pi$  koji će ukazati na (ne)postojanje dugoročne ravnoteže odnosa među posmatranim berzama. Test kointegracije karakterišu dva nedostatka, a to su pretpostavke da između varijabli postoji najmanje jedna kointegracijska relacija (što najčešće nije istina u velikim sistemima) i da je najčešće samo jedna varijabla zavisna, endogena, a sve ostale egzogene.

<sup>323</sup> Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics* 54, 159-178.

<sup>324</sup> Kalkulacija autora, EViews output

Tabela 103: Testiranje kointegracionih odnosa berzanskih indeksa u regionu – model BELEXline<sup>325</sup>

Hypothesized	Eigenvalue	Trace test			Max-Eigen test		
		Statistic	Critical Value	Prob.**	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.074432	295.4412	125.6154	0.0000*	132.6505	46.23142	0.0000*
At most 1	0.042729	162.7907	95.75366	0.0000*	74.89249	40.07757	0.0000*
At most 2	0.022465	87.89826	69.81889	0.0009*	38.96644	33.87687	0.0113*
At most 3	0.014200	48.93182	47.85613	0.0395*	24.52819	27.58434	0.1173
At most 4	0.008549	24.40363	29.79707	0.1839	14.72470	21.13162	0.3087
At most 5	0.004913	9.678934	15.49471	0.3063	8.446436	14.26460	0.3351
At most 6	0.000718	1.232498	3.841466	0.2669	1.232498	3.841466	0.2669

Napomena: \* nulta hipoteza se odbacuje na nivou značajnosti od 5%, MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Statistika testa traga ukazuje na postojanje četiri kointegracione jednačine na nivou značajnosti od 5%.

Statistika testa maksimalne svojstvene vrednosti ukazuje na postojanje tri kointegracione jednačine na nivou značajnosti od 5%

Prema navedenom postupku, testiranje kointegracije više vremenskih serija, rezultati u prikazani u tabeli 103, pokazuju prisutnost najmanje četiri kointegraciona vektora (relacije) prema testu traga i tri kointegraciona vektora prema testu maksimalne svojstvene vrednosti pri riziku greške ispod 5%. Rezultati ukazuju na postojanje dugoročne ravnotežne veze između posmatranih berzi, odnosno berzanskih indeksa. Pošto u radu posmatramo uticaj regionalnih berzi na domicijalno tržište akcija, odlučujemo se za primenu najmanje 4 kointegraciona vektora, zbog prednosti koju dajemo rezultatima testa traga, tokom istraživanja.

Tabela 104: Rezultati modela korekcije ravnotežne greške – VECM uzročnost berzanskih indeksa u regionu<sup>326</sup>

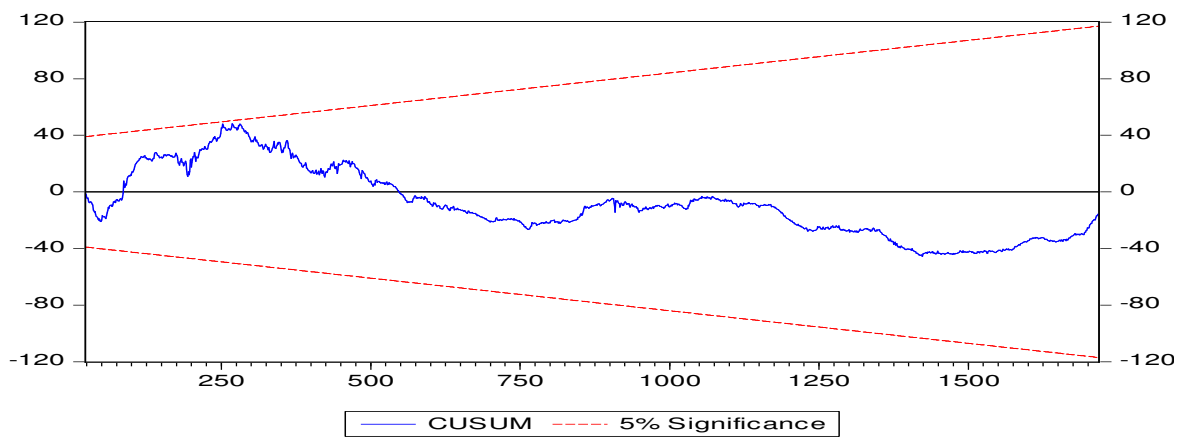
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$\Delta ECT$	-0.024559	0.003596	-6.829435	0.0000
$\Delta BELEXline_{t-1}$	0.256749	0.023780	10.79669	0.0000
$\Delta BELEXline_{t-2}$	0.050477	0.023828	2.118363	0.0343
$\Delta BET_{t-1}$	0.027216	0.012815	2.123819	0.0338
$\Delta BET_{t-2}$	0.050443	0.012941	3.897989	0.0001
$\Delta CROBEX_{t-1}$	0.025630	0.016697	1.535028	0.1250
$\Delta CROBEX_{t-2}$	0.013344	0.016668	0.800569	0.4235
$\Delta MBI10_{t-1}$	-0.005892	0.018345	-0.321168	0.7481
$\Delta MBI10_{t-2}$	0.024199	0.018523	1.306445	0.1916
$\Delta MONEX_{t-1}$	0.002323	0.015333	0.151531	0.8796
$\Delta MONEX_{t-2}$	-0.021777	0.015374	-1.416484	0.1568
$\Delta SASX-10_{t-1}$	-0.037497	0.019416	-1.931257	0.0536
$\Delta SASX-10_{t-2}$	0.017351	0.019213	0.903072	0.3666
$\Delta SOFIX_{t-1}$	0.003489	0.016121	0.216445	0.8287
$\Delta SOFIX_{t-2}$	-0.032001	0.016094	-1.988375	0.0469
Const	-0.000403	0.000226	-1.782099	0.0749
R-squared	0.186583	Mean dependent var	-0.000583	
Adjusted R-squared	0.177950	S.D. dependent var	0.010185	
S.E. of regression	0.009235	Akaike info criterion	-6.520652	
Sum squared resid	0.144638	Schwarz criterion	-6.460304	
Log likelihood	5610.459	Hannan-Quinn criter.	-6.498321	
F-statistic	21.61282	Durbin-Watson stat	2.012065	
Prob(F-statistic)	0.000000			

<sup>325</sup> Kalkulacija autora, EViews output

<sup>326</sup> Kalkulacija autora, EViews output



U tabela 104 prikazani su rezultati modela vektorske ravnotežne greške koja potvrđuju postojanje dugoročne ravnotežne veze među berzama u regionu. Koeficijent uz ECT je statistički signifikantan i ima očekivani predznak. Odgovarajući koeficijent za gore predstavljeni model-BELEXline ukazuje da se oko 2,46% neravnoteže koriguje svakog dana i potvrđuje da su varijable u sistemu kointegrirane. Neophodan je 41 radni dan da se ponovo uspostavi dugoročna ravnoteža. BET utiče u kratkom roku na BELEXline, pozitivno, istog intenziteta kao i u dugom roku. Ostale posmatrane varijable nisu odgovorne za kratkoročne fluktuacije berzanskog indeksa BELEXline, odnosno ne doprinose fluktacijama berzanskog indeksa u kratkom roku. Nalazi upućuju na integriranost finansijskih tržišta na kraći i duži rok. Vrednost korigovanog koeficijenta determinacije za predstavljeni model iznosi 17,79%. Vrednost F statistike je signifikantna. D-W test iznosi 2,01 i ukazuje na nepostojanje serijske autokorelacije reziduala. LM test<sup>327</sup> takođe potvrđuje, takođe, nepostojanje serijske autokorelacije reziduala. Glavni nalazi istraživanja pokazuju dugoročnu vezu između posmatranih berzi u regionu, kao i prisutnu kratkoročnu vezu između Bukureštanske i Beogradske berze.



Grafikon 35: Prikaz stabilnosti modela integracije tržišta kapitala u regionu<sup>328</sup>

Predstavljeni model za period posmatranja od 2008. do 2014. godine (oko 1700 opservacija, radnih dana) ukazuje na veće odstupanje za period posle 250 do 350 radnih dana (od kraja 2008. do sredine 2009. godine). Na osnovu predstavljenog grafikona 35 evidentno je da vrednosti CUSUM testa ostaju u granicama značajnosti na nivou od 5%, te da je predstavljeni model stabilan za vremenski opseg posmatranja. Na osnovu dijagnostičkih testova reziduala, predstavljeni model ima zadovoljavajuće osobine.

Za ispitivanje pravca uzročnih odnosa berzanskih indeksa (tržišta akcija) u regionu, na tabela 105 prikazani su rezultati sprovedenog Grejndžer testa za period od 2008. do 2014. godine, uz korišćenje originalnih podataka na dnevnom nivou. Na osnovu prethodnih istraživanja, ishod Grejndžer testa je visoko osetljiv na broj kašnjenja (lagova, docnji) korišćenih u modelu. Naredna tabela predstavlja F vrednosti testa za 2 (dana) kašnjenja, što predstavlja optimalni broj docnji dobijenih prilikom testiranja.

<sup>327</sup> Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

<sup>328</sup> Kalkulacija i prikaz autora, EViews output

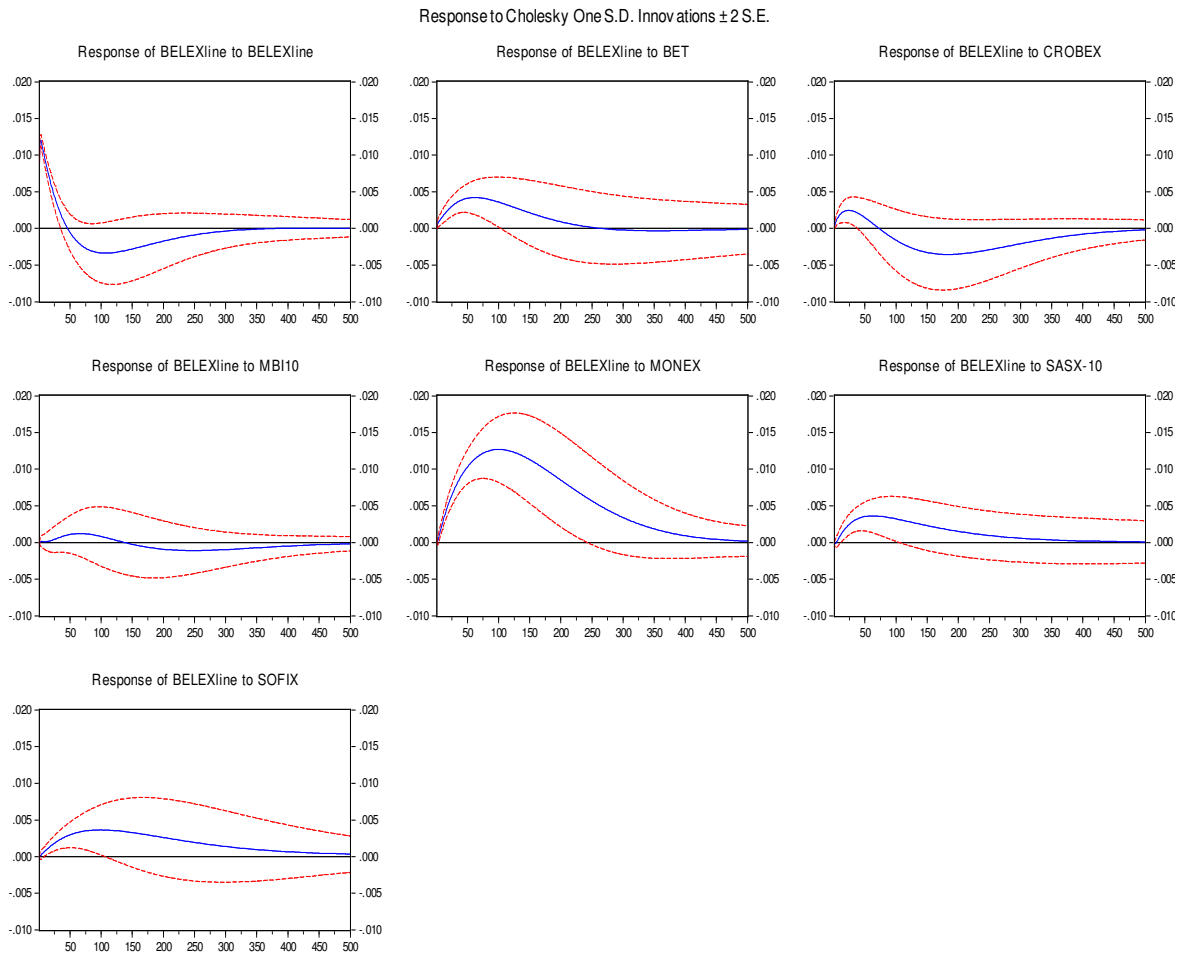
Tabela 105: Grejndžer test uzročnosti posmatranih berzanskih indeksa u regionu<sup>329</sup>

Pravac uzročnosti	Broj lagova	F-vrednost	Odluka
BET $\longrightarrow$ BELEXline	2	12.5476	Prihvata
BELEXline $\longrightarrow$ BET		5.43538	Prihvata
CROBEX $\longrightarrow$ BELEXline	2	19.3138	Prihvata
BELEXline $\longrightarrow$ CROBEX		1.09084	Odbacuje
SASX-10 $\longrightarrow$ BELEXline	2	0.31341	Odbacuje
BELEXline $\longrightarrow$ SASX-10		15.1750	Prihvata
SOFIX $\longrightarrow$ BELEXline	2	5.54727	Prihvata
BELEXline $\longrightarrow$ SOFIX		4.09072	Prihvata
MBI10 $\longrightarrow$ BELEXline	2	2.77108	Odbacuje
BELEXline $\longrightarrow$ MBI10		4.05918	Prihvata
MONEX $\longrightarrow$ BELEXline	2	26.9337	Prihvata
BELEXline $\longrightarrow$ MONEX		4.27157	Prihvata

Na osnovu dobijenih rezultata, prikazanih u tabeli 105, ustanovljena je uzročna veza između berzanskih cena u regionu. Dvosmerna uzročnost prisutna je između Beogradske (BELEXline) i Bukureštanske berze (BET), Beogradske (BELEXline) i Sofijske (SOFIX) i Beogradske (BELEXline) i Montenegro berze (MONEX). Jednosmerna uzročnost ustanovljena je od Zagrebačke berze (CROBEX) ka Beogradskoj berzi (BELEXline), od Beogradske berze (BELEXline) ka Sarajevskoj berzi (SASX-10) i od Beogradske (BELEXline) ka Makedonskoj berzi (MBI10).

Funkcija impulsnog odziva (IRF) prikaz je uticaja „šoka“ od jedne standardne devijacije u pojedinim varijablama na jedinični „šok“ u endogenim varijablama sistema.

<sup>329</sup> Kalkulacija autora, EViews output



Grafikon 36: Funkcija impulsivnog odziva tržišta kapitala u Srbiji<sup>330</sup>

Odgovor cena akcija na Beogradskoj berzi na neočekivane promene (šokove) u promenama cena akcija na berzama u regionu za period od oko dve godine (500 opservacija na dnevnom nivou) prikazan je na grafikonu 36. Odgovor Beogradske berze na promene na Makedonskoj berzi je zanemarljiv, s obzirom na to da se funkcija impulsivnog odziva nalazi blizu nuli. Nalazi ukazuju da šokovi na Bukureštanskoj berzi, Montenegro berzi, Sarajevskoj berzi i Sofijskoj berzi podstiču cene akcija na Beogradskoj berzi. Odgovor berzanskog indeksa BELEXline na neočekivani šok u berzanskom indeksu CROBEX, u kratkom roku, je pozitivan, nakon čega njegov odgovor slabi, postaje negativan, a u dužem (posmatranom) periodu i neznan. Iz predstavljenog grafikona 36, može se uočiti da je najveći, pozitivan, odgovor cena akcija na Beogradskoj berzi na šokove na berzama u Crnoj Gori i Bugarskoj.

Zaključak do kojeg se dolazi jeste da odabrana tržišta u regionu, u posmatranom periodu, nisu nezavisna. Jedan od razloga ekonomske zavisnosti jeste taj što su sva odabrana tržišta geografski povezana, imaju sličnu strukturu tržišta kapitala i trend razvoja sa prilagođenom makroekonomskom politikom.

Postojanje kointegracije berzi u regionu ukazuje na zajednički trend cena akcija, odnosno izloženost sličnim faktorima rizika. Na osnovu dobijenih nalaza potvrđuje se druga pomoćna hipoteza (H2), odnosno pretpostavka da domicilna berza treba da prati dešavanja

<sup>330</sup> Kalkulacija i prikaz autora, EViews output

u regionu kako bi izgradila sopstveni model cena akcija. Rezultati upućuju na potrebu poznavanja efekata na tržišta akcija i izvan domicilnog ekonomskog okruženja kako bi se odredila izloženost riziku.

Kointegracija regionalnih berzi se koristila u cilju testiranja slabe forme efikasnosti tržišta kapitala u kojoj se navodi da nijedna cena akcije ne treba da bude predviđena na osnovu ostalih hartija od vrednosti. Postojanje kointegracionih odnosa između posmatranih tržišta odbacuje hipotezu efikasnosti tržišta, jer poznavanje informacija o drugim cenama akcija (vrednostima berzanskog indeksa) može doprineti predviđanju budućih vrednosti.

## IV DEO: EMPIRIJSKA ANALIZA – UTICAJ SPECIFIČNIH FAKTORA PREDUZEĆA (MIKROEKONOMSKIH VARIJABLI) NA CENE AKCIJA NA TRŽIŠTU KAPITALA SRBIJE

### 1. Metodologija istraživanja

#### 1.1. Uvod sa osvrtom na svrhu i ciljeve istraživanja

Tržište kapitala u Srbiji, nalazi se u ranoj fazi razvoja, ali predstavlja za pojedine investitore priliku za ostvarivanje visokih kapitalnih dobitaka. Tržišta u nastajanju nose epitet *volatilna* i *rizična*, ali i *unosna* tržišta kapitala. U zemljama u razvoju, kakva je i Srbija, berze mogu da podstaknu privredni rast tako što će obezbediti kompanijama da povećaju kapital po nižim cenama. Osim toga, zemlje sa tržištima kapitala u nastajanju zavise prevashodno od finansiranja putem bankarskih kredita što povećava kreditni rizik. Stoga postoji ogroman značaj, ali i potreba za izučavanjem i razvojem tržišta kapitala u cilju jačanja alternativnih izvora finansiranja. Faktori koji utiču na cene akcija su brojni i neiscrpni. Ovo poglavlje ispituje efekte specifičnih faktora preduzeća na cene akcija kompanija listiranih na Beogradskoj berzi. Ovakvi nalazi predstavljaju stratešku analizu koja pomaže analitičarima u predviđanju budućih vrednosti preduzeća. Milošević Avdalović & Milenković (2017) ispitivali su ključne determinante cene akcija kompanija listiranih na Beogradskoj berzi. Panel podataka regresione analize obuhvatao je 42 kompanije koje ulaze u sastav berzanskog indeksa BELEXline za period od 2010. do 2014. godine. Rezultati ukazuju da varijable poput veličine preduzeća merene aktivom, prinos na aktivu, leveridž, zarada po akciji, knjigovodstvena vrednost po akciji i ratio cena i knjigovodstvene vrednosti po akciji daju jedinstven statistički značajan doprinos predikciji cena akcija.<sup>331</sup>

Cilj ovog segmenta doktorske disertacije predstavlja definisanje i kvantifikovanje efekata posmatranih performansi preduzeća na cene akcija, putem multivarijantnog modela. Ovaj deo istraživanja fokusiran je osim izučavanja determinanti cena akcija preduzeća koja ulaze u sastav berzanskih indeksa (BELEX15 i BELEXline) i na istraživanje uticaja performansi preduzeća na cene akcija u sektorima - Prerađivačka industrija i Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja na tržištu kapitala u Srbiji. Treća pomoćna hipoteza/pretpostavka proizilazi iz statističko ekonometrijske metodologije koja se primenjuje u ovom delu istraživanja:

*H3: Posmatrane performanse preduzeća u empirijskoj analizi ukazuju na statistički signifikantne efekte na tržišne cene akcija kompanija listiranih na Beogradskoj berzi.*

Dobijeni nalazi istraživanja potvrđuju značajan uticaj određenih performansi kompanija na tržišne cene akcija te se stoga prihvata postavljena hipoteza.

<sup>331</sup> Milošević Avdalović, S. & Milenković, I. (2017) Impact of company performances on the stock price: An empirical analysis on select companies in Serbia, *Journal Economics of Agriculture*, 64 (2), 561-570.

## 1.2. Uzorak i period istraživanja

U cilju ispitivanja hipoteze/pretpostavke ovog segmenta doktorske disertacije, istraživanje koristi sekundarne podatke. Uzorak je formiran na osnovu preduzeća listiranih na Beogradskoj berzi. Korišćeni su godišnji podaci i uzorak od 150 kompanija iz sektora C-Prerađivačka industrija i 21 kompanija iz sektora K-Finansijska delatnost i delatnost osiguranje. Odabrane kompanije predstavljaju reprezentativne uzorke istraživanja i stoga se dobijeni rezultati za posmatrane sektore mogu generalizovati. Takođe su analizirane kompanije koje ulaze u sastav berzanskih indeksa (BELEX15 i BELEXline) Beogradske berze na dan 31.12 posmatrane godine, za vremenski period od 2008. do 2014. godine.<sup>332</sup> Varijable koji su predmet istraživanja predstavljaju specifični faktore posmatranih preduzeća – veličina, koeficijenti finansijske zaduženosti, pokazatelji profitabilnosti, pokazatelji tržišnih racia i knjigovodstvena vrednost po akciji. Podaci za interne faktore su dobijeni kao racio brojevi korišćenjem stavki iz bilansa stanja i bilansa uspeha.

## 1.3. Istraživačke varijable

U skladu sa prethodnim studijama koje ispituju efekte specifičnih faktora preduzeća na cene akcija, formirana je tabela sa korišćenim varijablama u regresionoj analizi. U narednoj tabeli dat je pregled performansi kompanija koje su analizirane kao prediktori tržišnih cena akcija.

Tabela 106: Definisane varijable korišćene u regresionoj analizi<sup>333</sup>

Varijabla:	Simbol	Definicija	Očekivani uticaj na cenu akcija
<b>Nezavisne varijable (prediktori)</b>			
Aktiva (veličina imovine) privrednog društva	ASSETS	Ukupna imovina preduzeća	-
Prinos na kapital	ROE	Neto rezultat / Ukupan kapital	+
Prinos na imovinu (aktivu)	ROA	Neto rezultat / Aktiva	+
Zarada po akciji	EPS	Neto rezultat / Broj emitovanih običnih akcija	+
Knjigovodstvena vrednost po akciji	BV	Akcijski kapital / Broj emitovanih običnih akcija	+
Leveridž	LEV	Ukupne obaveze (pozajmljeni izvori sredstava) / Ukupna aktiva	+
Stopa poverenja (inverzni pokazatelj zaduženosti)	CEL	Ukupan kapital / Ukupne obaveze	-
Racio cene i zarade po akciji	P/E	Tržišna cena akcija / Zarada po akciji	+
Tržišna kapitalizacija	MC	Tržišna cena akcija x Broj emitovanih običnih akcija	+
<b>Zavisna varijabla</b>			
Tržišna cena akcija	MPS	Cena akcija na zatvaranju 31.12. posmatrane godine	

U prikazanoj tabeli 106 kolona očekivani uticaj na cenu akcija pretpostavlja pozitivan ili negativan efekat posmatranih nezavisnih varijabli (prediktora) na zavisnu varijablu (tržišnu cenu akcija). Osnovu za odabrane nezavisne varijable predstavljaju prethodno (navedena u

<sup>332</sup> Prilog 2: Spisak kompanija korišćenih u istraživanju

<sup>333</sup> Autor

II poglavlju doktorske disertacije) sprovedena istraživanja na ovu temu, kako, na razvijenim tržištima kapitala, tako, i na tržištima kapitala u nastajanju.

Veličina preduzeća predstavlja jednu od često korišćenih potencijalnih odrednica cene akcija. U literaturi postoje različite metode iskazivanja veličine preduzeća, kao što je metoda merenja prometa, tržišne kapitalizacije ili metoda zasnovana na aktivni (imovini) preduzeća. U radu je korišćena mera ukupne aktive preduzeća i tržišna kapitalizacija čije su vrednosti iskazane kao prirodni logaritmi. Veruje se da velike kompanije mogu ponuditi bolje investicione mogućnosti investitorima, nego što to mogu ponuditi male kompanije. Međutim, istraživači su tokom svojih istraživanja primetili da obične akcije malih preduzeća imaju veći prinos od akcija velikih preduzeća. Na osnovu navedenog u radu se pretpostavlja negativna veza između veličine preduzeća i cena akcija što, takođe, predstavlja jednu od mogućih anomalija na tržištu kapitala. Anomalija veličine preduzeća potvrđuje pretpostavku da male kompanije ostvaruju veći povrat (prinos) na akcije, što je u suprotnosti sa hipotezom efikasnosti tržišta kapitala. Postojanje efekta veličine dovodi u ozbiljnu sumnju nivo efikasnosti tržišta kapitala. Viša tržišna kapitalizacija predstavlja odraz većeg poverenja investitora. Ulaganje u preduzeća sa višom tržišnom kapitalizacijom je sigurnije za investitore u odnosu na preduzeća sa nižom tržišnom kapitalizacijom, jer su akcije takvog preduzeća likvidne. Nasuprot tome, preduzeća sa nižom tržišnom kapitalizacijom su ponekad profitabilnija zbog višeg potencijala rasta. Međutim, u radu se pretpostavlja pozitivan odnos između cena akcija i tržišne kapitalizacije.

Pretpostavlja se da postoji pozitivan odnos između profitabilnosti preduzeća i cena akcija. U ovom istraživanju profitabilnost je iskazana prinosom na aktivu (ROA), prinosom na kapital (ROE), kao i zaradom po akciji (EPS).

Pokazatelj knjigovodstvena vrednost akcije (BV) predstavlja dobru sliku performansi preduzeća, jer ukazuje na vrednost preduzeća, te se očekuje da sa rastom ovog pokazatelja dolazi i do rasta cena akcija na berzi.

Rukovodeći se teorijskim stavom, po kojem rizik zahteva naknadu, preduzeća sa visokim leveridžom imaju veći prinos akcija u odnosu na preduzeća sa niskim leveridžom, te se stoga očekuje njihov pozitivan efekat na cene akcija. Sa druge strane, inverzni pokazatelj pokazatelju zaduženosti, stopa poverenja (odnos sopstvenog kapitala i tuđih izvora) pretpostavlja negativan efekat na cene akcija, jer vezuje novčana sredstva umesto da ih investira.

Pretpostavlja se i pozitivna veza, između cena akcija i racia cena i zarada po akciji. Generalno visok pokazatelj P/E sugerise da investitori očekuju viši rast zarada u budućnosti u poređenju sa kompanijama sa nižim P/E raciom te se stoga očekuje pozitivan efekat na tržišne cene akcija.

Zbog promena cena akcija iz minuta u minut postaje komplikovano koju cenu izabrati kao meru zavisne varijable. U ovom delu doktorske disertacije uzeta je kao zavisna varijabla cena akcija na zatvaranju na kraju finansijske godine, odnosno 31.12. posmatrane godine.

## 1.4. Ekonometrijska metodologija

Naredni koraci predstavljaju konceptualni okvir istraživanja u ovom poglavlju:

- odrediti ključne (posmatrane) pokazatelje poslovanja preduzeća (na osnovu prethodnih studija – empirijskih i teorijskih, kao i dostupnosti podataka)
- odrediti ključne efekte performansi preduzeća na cene akcija na tržištu kapitala Srbije (Faktorska analiza vrši redukciju varijabli, regresiona analiza ukazuje na statistički signifikantne efekte prediktora na cene akcija i Klaster analiza predstavlja način grupisanja preduzeća sa sličnim cenama akcija i njenim ključnim determinantama)
- empirijski nalazi i diskusija dobijenih rezultata istraživanja.

### 1.4.1. Faktorska analiza

Faktorska analiza ne služi za testiranje hipoteza u radu već traži način da sažme podatke pomoću manjeg broja faktora koji će biti podesan za druge analize, kao što su višestruka regresija ili multivarijaciona analiza varijanse. Faktorska analiza je tehnika međuzavisnosti u kojoj se sve varijable istovremeno razmatraju, svaka je u vezi sa svim ostalima. U faktorskoj analizi, varijante (faktori) se formiraju da maksimiraju svoje objašnjenje čitavog seta varijabli, a ne da predvide zavisnu varijablu (varijable).

Kako Palant (Palant,2009) navodi prema autorima Tabnik i Fidel (Tabachnick & Fidell, 2007)<sup>334</sup>, istraživač je mirniji kada za faktorsku analizu ima najmanje 300 slučajeva. Neki autori tvrde da nije bitan broj slučajeva, već količnik broja subjekata i broja slučajeva da bude 10:1. Drugi opet ističu da je pet opservacija po stavki dovoljno. „Ekstrakcija faktora obuhvata određivanje najmanjeg broja faktora koji su predstavnici međuveza u posmatranom skupu promenljivih.”<sup>335</sup> Ispravnost primene faktorske analize u ovom delu rada se ne dovodi u pitanje, jer u analizu uzima veliki broj uzoraka i adekvatan broj promenljivih. Međutim, dobijeni preliminarni rezultati faktorske analize nisu zadovoljili minimalne statističke kriterijume i stoga ova tehnika nije detaljno predstavljena niti korišćena u daljim iteracijama.

### 1.4.2. Regresiona analiza

Višestruka regresija predstavlja porodicu tehnika pomoću kojih se može istražiti veza zavisne promenljive i više nezavisnih promenljivih ili prediktora. Za ovakvu analizu postoje čvrsti teorijski i empirijski razlozi.

$$MPS = \beta_0 + \beta_1 ASSETS_{it} + \beta_2 ROE_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 CEL_{it} + \beta_6 EPS_{it} + \beta_7 BV_{it} + \beta_8 P/E_{it} + \beta_9 MC_{it} + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

Gde je:

MPS – tržišna cena akcija

$\beta_0$  - konstanta

$\beta_{1-9}$  – koeficijent koji reprezentuje nagib varijabli

$\varepsilon_{it}$  - greška

i,t – preduzeće (i) u vremenu (t)

<sup>334</sup> Tabachnick, B.G. & Fidell, L.S. (2007). *Using multivariate statistics*, Boston: Pearson Education.

<sup>335</sup> Palant, J. (2009). *SPSS: Priručnik za preživljavanje – Postupni vodič kroz analizu podataka pomoću SPSS-a za Windows*, Beograd, mikro knjiga (str. 182-183).



Preliminarnim analizama je dokazano da pretpostavke normalnosti, homogenosti, linearnosti i multikolinearnosti nisu narušene.<sup>336</sup>

### 1.4.3. Klaster analiza

Klaster analiza predstavlja statističku tehniku za utvrđivanje relativno homogenih grupa posmatranih jedinica (preduzeća). Osnovni cilj ovog dela rada predstavlja poređenje i grupisanje preduzeća koja komponuju berzanske indekse BELEX15, BELEXline, kao i odabrana preduzeća iz sektora Prerađivačka industrija i sektora Finansijska delatnost i delatnost osiguranje. Grupisanje preduzeća prema sličnosti izvršeno je prema cenama akcija i njenim determinantama, na osnovu nalaza regresione analize. Ova podela bi trebalo da ima sledeće karakteristike, homogenost unutar grupa i heterogenost između grupa, odnosno klastera. S obzirom na to da je period posmatranja od 2008. do 2014. godine, za potrebe klaster analize korišćene su srednje vrednosti posmatranih varijabli preduzeća. Veliki rasponi u vrednostima posmatranih varijabli upućuju na potrebu grupisanja preduzeća prema sličnostima u performansama, kako bi se dobile homogene podgrupe koje karakterišu slične performanse.

Ovakvo segmentiranje može biti značajno investitorima i u pogledu diverzifikacije sopstvenog portfolia, ali i samim preduzećima kako bi prepoznala svoju poziciju na tržištu. Pre sprovođenja klaster analize neophodno je ustanoviti nivo korelacije između posmatranih varijabli. U slučaju visokog stepena korelacije (0.90)<sup>337</sup> između dve varijable iz dalje analize se isključuje jedna varijabla, odnosno ostaje jedna koja najbolje reprezentuje posmatrane performanse preduzeća. U hijerarhijskoj klaster analizi, nakon korelacione analize varijabli, izvršeno je uređivanje podataka u standardizovani oblik, transformacija vrednosti varijabli na rasponu od -1 do +1. Transformacija predstavlja normalizaciju varijabli, merenih na različitim nivoima, koja ima za cilj da omogući upotrebu ulaznih podataka. Za meru rastojanja korišćeno je Euklidsko rastojanje i metod najbližeg suseda.

$$Distance(X, Y) = \sqrt{\sum (X_i - Y_i)^2} \quad (17)$$

U formuli, standardna Euklidska udaljenost dva objekta X i Y se računa kao kvadratni koren iz sume kvadratnih razlika vrednosti za svake varijable  $X_i$ ,  $Y_i$  respektivno. Što je manje Euklidsko rastojanje veća je i sličnost posmatranih preduzeća.

## 2. Analiza istraživačkih varijabli preduzeća u odabranim sektorima na Beogradskoj berzi

### 2.1. Sektor Prerađivačka industrija

U analizi determinanti cena akcija na nivou preduzeća prikupljeni su podaci za 150 kompanija iz sektora Prerađivačka industrija. Međutim, iz analize su isključena preduzeća koja su zabeležila gubitak iznad kapitala u posmatranom periodu, preduzeća čiji podaci za

<sup>336</sup> Prilog 3: Korelacija istraživačkih varijabli za posmatrane kompanije

<sup>337</sup> Sarstedt, M. & Mooi, E. (2014). Cluster Analysis. In: A Concise Guide to Market Research: The Process, Data, and Methods Using IBM SPSS Statistics (Springer Texts in Business and Economics). Springer, Berlin, Heidelberg, 273-324.

određene godine nisu javno obelodanjeni, kao i preduzeća čije su akcije isključene sa Beogradske berze u posmatranom periodu. Sa druge strane ekstremne vrednosti performansi pojedinih preduzeća su izuzete kako bi dobijeni rezultati bili realni. Na narednoj tabeli dat je prikaz broja preduzeća, njihove veličine, kao i podataka o broju zaposlenih po posmatranim godinama.

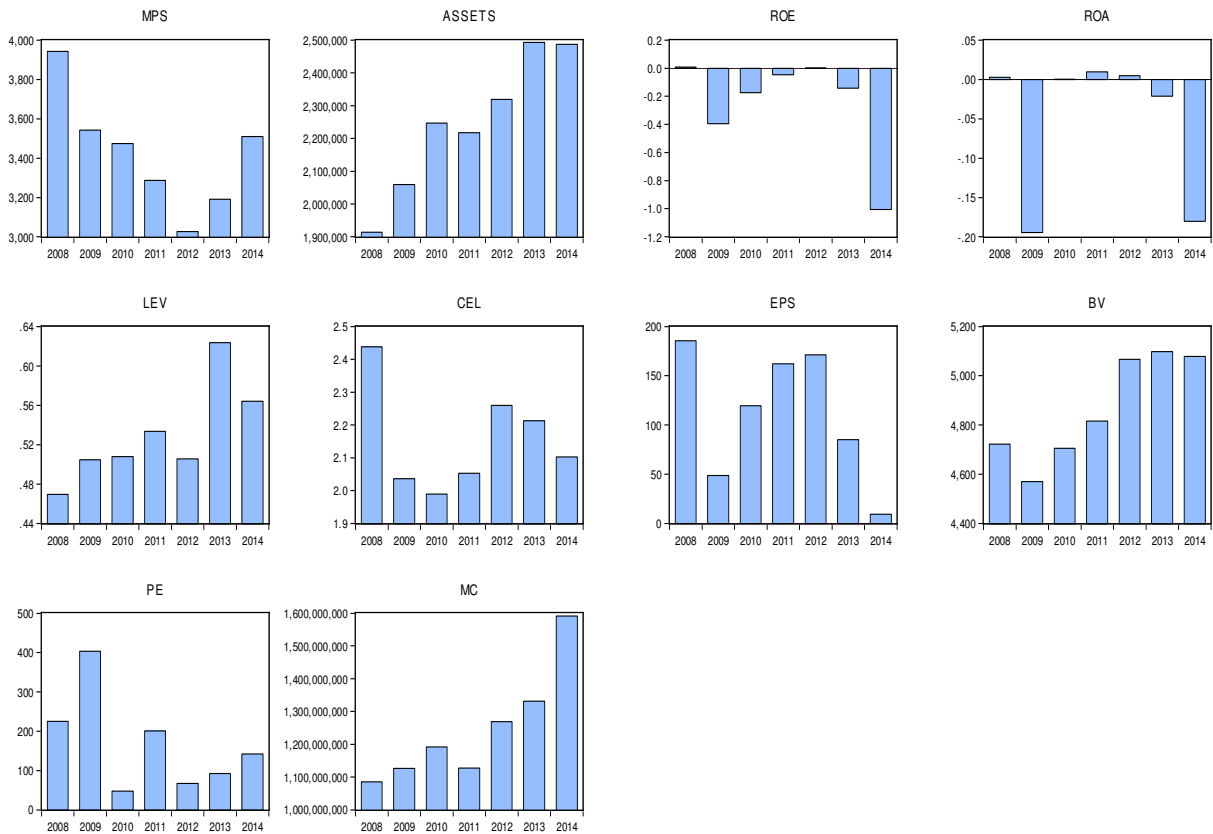
Tabela 107: Podaci o broju posmatranih kompanija iz sektora C – Prerađivačka industrija i broju zaposlenih u periodu od 2008. do 2014. godine<sup>338</sup>

Godina	Broj preduzeća	Vel4	Vel3	Vel2	Vel1	Ukupan broj zaposlenih	Prosečan broj zaposlenih
2008	137	54	60	23	0	39673	290
2009	133	48	64	21	0	36438	274
2010	135	49	61	25	0	32151	238
2011	137	48	60	29	0	30829	225
2012	132	44	56	32	0	28531	216
2013	130	24	46	47	13	27241	210
2014	125	22	45	44	14	25862	207

Napomena za veličine preduzeća: 1-mikro, 2-mala, 3-srednja i 4-velika

Klasifikacija veličine preduzeća, prikazana u tabeli 107, određena je prema broju zaposlenih, prihodu i imovini. Analiza veličina preduzeća ukazuje da se u toku 2013. i 2014. godine znatno smanjio broj velikih preduzeća (4) i srednjih preduzeća (3), a povećao broj mikro (1) i malih (2) preduzeća. Odnosno veliki broj posmatranih preduzeća nije ispunjavao uslove prethodnih godina za klasifikaciju određenih veličina. Takođe je od 2008. do 2014. godine zabeleženo smanjenje prosečnog broj zaposlenih u posmatranim preduzećima. Za posmatrane kompanije iz sektora Prerađivačka industrija dat je prikaz prosečnih vrednosti odabranih varijabli na grafikonu 37.

<sup>338</sup> Autor na osnovu podataka dobijenih od Agencije za privredne registre Republike Srbije - APR



Grafikon 37: Prikaz prosečnih vrednosti istraživačkih varijabli za sektor C – Prerađivačka industrija u periodu od 2008. do 2014. godine<sup>339</sup>

Na osnovu grafičkog prikaza, evidentno je da se prosečne cene akcija Prerađivačkog sektora nisu oporavile od efekata finansijske krize. Profitabilnost merena prinomom na kapital i prinomom na aktivu beleži najniže prosečne (negativne) vrednosti u toku 2014. i 2009. godine. Zarada po akciji (EPS) takođe beleži najniže prosečne vrednosti u 2014. godini. Zaduženost, merena putem leveridža, povećava se od 2008. godine i maksimalne vrednosti beleži u toku 2013. i 2014. godine (preko 55%) dok stopa sigurnosti, poverenja (CEL) beleži pad od 2008. godine.

## 2.2. Sektor Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja

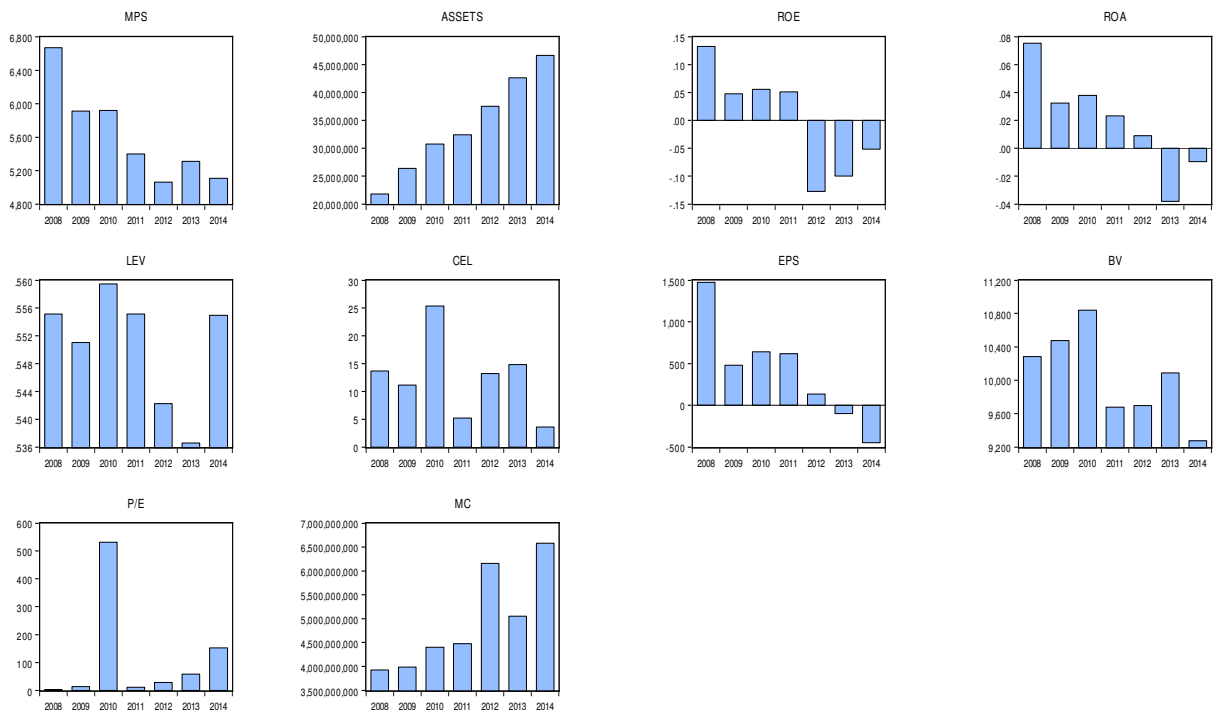
U analizi determinanti cena akcija na nivou preduzeća iz sektora K- Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja podaci su prikupljeni za 21 kompaniju listiranu na Beogradskoj berzi. Međutim, iz analize su isključene kompanije koje su ostvarile gubitak iznad kapitala, kompanije koje su zabeležile ekstremne vrednosti posmatranih performansi preduzeća, kompanije za koje podaci nisu bili javno obelodanjeni u određenim godinama, kao i kompanije čije su akcije isključene sa Beogradske berze.

<sup>339</sup> Autor na osnovu podataka dobijenih od Agencije za privredne registre Republike Srbije - APR

Tabela 108: Podaci o broju posmatranih kompanija iz sektora K – Finansijska delatnost i osiguranje i broju zaposlenih u periodu od 2008. do 2014. godine<sup>340</sup>

godina	Broj posmatranih kompanija	Ukupan broj zaposlenih	Prosečan broj zaposlenih
2008	18	11792	655
2009	18	12002	667
2010	19	12443	655
2011	19	12467	656
2012	19	12288	647
2013	18	11962	665
2014	18	11755	653

U tabeli 108, dat je prikaz broja posmatranih preduzeća po godinama, kao i podaci o broju zaposlenih po posmatranim godinama. Evidentno je da je prosečan broj zaposlenih u 2014. godine bio, približno, na nivou broja zaposlenih od 2008. godine.

Grafikon 38: Prikaz prosečnih vrednosti istraživačkih varijabli za sektor K – Finansijska delatnost i delatnost osiguranja u periodu od 2008. do 2014. godine<sup>341</sup>

Za posmatrane kompanije iz sektora Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja prikaz prosečnih vrednosti odabranih varijabli predstavljen je na grafikonu 38. U analizi prosečnih vrednosti istraživačkih varijabli, primetan je pad cena akcija od 2008. godine, a najniže vrednosti zabeležene su u 2012. i 2014. godini. Profitabilnost merena prinosom na aktivu, prinosom na kapital i zaradom po akciji beleži znatna smanjenja i prosečne

<sup>340</sup> Autor na osnovu podataka dobijenih od Agencije za privredne registre Republike Srbije - APR

<sup>341</sup> Autor na osnovu podataka dobijenih od Agencije za privredne registre Republike Srbije - APR

negativne vrednosti od 2012. do 2014. godine. Prosečna zaduženost (odnos pozajmljenih sredstava i ukupne aktive) nije zabeležila ekstremne vrednosti, već je tokom posmatranog perioda prosečna vrednosti iznosila oko 55%. Racio P/E beleži ekstremne vrednosti u 2010. i 2014. godini zbog Jugobanka a.d., Kosovska Mitrovica koja je imala izuzetno niske zarade po akciji i visoke cene akcija.

### 3. Empirijski nalazi

#### 3.1. Deskriptivna statistika– podaci

Empirijska analiza ključnih efekata perofmansa na cene akcija preduzeća zasniva se na godišnjim podacima preduzeća koja su kotirana na Beogradskoj berzi u periodu od 2008. do 2014. godine. Analiza se zasniva na podacima iz finansijskih izveštaja preduzeća dobijenim od Agencije za privredne registre Republike Srbije.

Tabela 109: Opisna statistika za posmatrane varijable preduzeća na Beogradskoj berzi<sup>342</sup>

Sektor - Prerađivačka industrija					Sektor - Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja			
	N	Minimum	Maksimum	Srednja vrednost	N	Minimum	Maksimum	Srednja vrednost
MPS	929	30.00	59165.00	3426.9580	129	25.00	25754.00	5549.4031
ASSETS	929	2816.00	27447307.00	2243608.3036	129	78150.00	406261524.00	34038444.3643
ROE	929	-86.65	7.57	-.2423	129	-3.38	.78	.0007
ROA	929	-24.25	.43	-.0527	129	-.79	.50	.0181
LEV	929	.00	18.46	.5288	129	.00	.90	.5505
CEL	929	.00	62.87	2.1562	129	.11	459.02	12.4574
EPS	929	-9270.15	9111.94	113.0582	129	-5447.19	8396.78	400.7963
BV	929	.00	51398.05	4861.0339	129	342.31	38715.81	10048.7175
PE	929	-506.68	31485.30	168.8924	129	-50.91	9837.31	115.5481
MC	929	107200.00	45570378000.00	1241487711.4090	129	12468050.00	37016321156.00	4705069258.5736
BELEX15					BELEXline			
	N	Minimum	Maksimum	Srednja vrednost	N	Minimum	Maksimum	Srednja vrednost
MPS	100	215.00	22733.00	3639.6800	310	24.00	59165.00	4718.7806
ASSETS	100	1607218.00	406261524.00	53713767.7100	310	86382.00	406261524.00	13737779.5903
ROE	100	-3.38	.55	.0390	310	-40.79	.78	-.1829
ROA	100	-.35	.18	.0457	310	-24.25	.50	-.0508
LEV	100	.01	1.43	.4496	310	.00	2.73	.4639
CEL	100	.08	62.87	3.8502	310	.00	218.54	3.9398
EPS	100	-15035.22	8396.78	505.5139	310	-15035.22	8516.49	491.5511
BV	100	83.88	33766.64	7218.9837	310	.00	377104.82	8686.2238
PE	100	-9.70	1034.71	24.7553	310	-363.12	5326.21	79.0448
MC	100	369468900.00	151156990800.00	12754164624.70	310	40864000.00	151156990800.00	4362248192.5484

<sup>342</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

Deskriptivna statistika, prikazana u tabeli 109, ukazuje na maksimalne, minimalne i srednje vrednosti posmatranih varijabli. Najviše prosečne cene akcija, za posmatrani period, zabeležene su za sektor Finansijska delatnost i delatnost osiguranje, kao i najviši pokazatelji vrednosti imovine (aktive). Srednje vrednosti pokazatelja prinos na imovinu i prinos na kapital beleže pozitivne vrednosti u sektoru Finansijska delatnost i delatnost osiguranje i kod kompanija koje ulaze u sastav berzanskog indeksa BELEX15. Sa druge strane negativne srednje vrednosti ovih pokazatelja zabeležili su sektor Prerađivačka industrija i kompanije koje ulaze u sastav berzanskog indeksa BELEXline. Analiza statističkog podatka koji se odnosi na zaradu po akciji (EPS) ukazuje da srednja vrednost nije ubedljiva cifra za investitore. Razlog za to jeste činjenica da je u postupku analize obuhvaćen veliki broja preduzeća, kako malih i velikih, likvidnih, manje likvidnih i nelikvidnih. Takođe, niska srednja vrednost zarade po akciji u sektoru Prerađivačka industrija i Finansijska delatnost i delatnost osiguranje može se pripisati efektima prelivanja globalne finansijske krize na ove sektore. Srednje vrednosti zarade po akciji su nešto više kod kompanija koje ulaze u sastav berzanskog indeksa BELEX15 (najlikvidnije akcije) i BELEXline. Pokazatelji zaduženosti viši su kod kompanija iz sektora Prerađivačka industrija i sektora Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja. Vredno je napomenuti da kod racia P/E postoji široka varijacija između minimalnih i maksimalnih vrednosti, posebno kada je u pitanju sektor prerađivačka industrija. Ovo ukazuje na činjenicu da su investitori spremni da plate visoku premiju za preduzeća koja dobro posluju. Najviše srednje vrednosti pokazatelja knjigovodstvene vrednosti akcije zabeležene su kod kompanija u sektoru Finansijske delatnosti i delatnost osiguranje što opravdava stav istraživača da knjigovodstvena vrednost po akciji utiče pozitivno na cene akcija.

### 3.2. Fundamentanli faktori cena najlikvidnijih akcija Beogradske berze – berzanskog indeksa BELEX15

#### 3.1.1. Faktorska analiza

Analiza podataka najlikvidnijih akcija, preduzeća koja komponuju BELEX15 ukazuju da faktorska analiza takvih podataka nije opravdana.

Tabela 110: Kajzerov kriterijum i Bartlettov pokazatelj za berzanski indeks –BELEX15<sup>343</sup>

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		<b>.533</b>
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	435.858
	Df	36
	Sig.	.000

Kajzer-Majer-Olkinov pokazatelj, prikazan u tabeli 110, iznosi 0,533, što je manje od arbitrarne vrednosti 0,6. Iako su dobijene vrednosti približne pragu, ne uzimamo dalje u razmatranje faktorsku analizu, jer bi se greška u prvom koraku prenosila na drugi i svaki naredni korak. Tumačenje rezultata u faktorskoj analizi, kao i načina upotrebe tih podataka prepušteni su sopstvenom sudu, a ne strogim statističkim pravilima.

#### 3.1.2. Regresiona analiza

Preliminarna analiza multikolinearnosti ukazuje da postoji viši procenat korelacije od 70% između promenljivih prinosa na aktivu i prinosa na kapital. Maksimalna korelacija između

<sup>343</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

ove dve promenljive iznosi 81,3% (prilog 3) zbog čega se sprovodi dodatni test VIF. Osim toga u analizu su uključene i druge varijable kako bi eliminisale intezitet multikolinearnosti. Srednja vrednost VIF iznosi 3,06 (manje od 10) što je afirmišuće odsustvo svake multikolinearnosti.

Tabela 111: Test multikolinearnosti – model Belex15<sup>344</sup>

Nezavisne varijable	Tolerance (1/VIF)	VIF (>10, problem multikolinearnosti)
ASSETS	.198	5.056
ROE	.295	3.393
ROA	.189	5.286
LEV	.311	3.213
CEL	.641	1.560
EPS	.449	2.226
PE	.881	1.135
MC	.251	3.983
BV	.606	1.650
		Mean VIF: 3.0558

Na osnovu rezultata prikazani u tabeli 111, evidentno je da nijedan od nivoa tolerancije nije ispod praga 0,10, a vrednosti VIF (faktor povećanja varijanse) su znatno ispod 10. Dobijene vrednosti upućuju da multikolinearnost, za dalju regresionu analizu, ne predstavlja problem.

Tabela 112: Efekti specifičnih faktora preduzeća na cene akcija u periodu 2008-2014. godine, model BELEX15<sup>345</sup>

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Model Quality	
	B	Std.greška	Beta				
BELEX15	(Constant)	-12178.932	4805.621		-2.534	.013	Adjusted R Square .709
	ASSETS	-2849.622	368.485	-.942	-7.733	.000	
	ROE	-323.885	1061.697	-.030	-.305	.761	
	ROA	-4948.661	7402.673	-.083	-.668	.506	F (p-value) 27.850 (.000)
	LEV	4415.872	1478.604	.290	2.987	.004	
	CEL	-22.236	40.022	-.038	-.556	.580	
	EPS	.127	.175	.059	.724	.471	
	PE	-.090	2.305	-.002	-.039	.969	
	MC	2605.437	367.110	.767	7.097	.000	
	BV	.455	.034	.937	13.460	.000	

U tabeli 112 koeficijenti varijacije objašnjavaju pozitivan pravac varijabilnosti (p vrednost) za knjigovodstvenu vrednost po akciji, tržišnu kapitalizaciju, leveridž (zaduženost) i iznose

<sup>344</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

<sup>345</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

0,937 (0,000), 0,767 (0,000) i 0,290 (0,004), respektivno. Negativan pravac varijabilnosti (p vrednost) prisutan je za aktivu i iznosi – 0,942 (0,000). Rezultati ukazuju da je tržišna cena akcija (za najlikvidnije akcije, odnosno kompanije koje čine BELEX15) pod uticajem povećanja knjigovodstvene vrednosti akcija, tržišne kapitalizacije i zaduženosti (odnos duga i imovine). Nalazi ukazuju da će trend rasta ovih varijabli automatski dovesti do povećanja tržišne cene akcija, te da investitori pokazuju sklonost za ove akcije. Sa druge strane uočeno je signifikantno postojanje negativne veze između veličine preduzeća (merene aktivom) i cena akcija što je u skladu sa postojanjem anomalija na tržištu kapitala, odnosno činjenicom da male firme beleže više cene akcija (prinose akcija). Takođe je uočena negativna veza između profitabilnosti, stope poverenja, racia P/E i cena akcija, ali je statistički beznačajna u regresiji. Ovi pokazatelji ukazuju da investitori u Srbiji ne podržavaju navedene varijable kao značajne determinante cena akcija, jer se profitabilnost može povećati i usled smanjenja sopstvenog kapitala (otkupa akcija) ili smanjenjem imovine. Razlog za inverziju (suprotan pravac) između stope poverenja (kapital/obaveze) se može pripisati činjenici da investitori ne preferiraju preduzeća koja beleže visoke vrednosti ovog pokazatelja, jer se na taj način smanjuje potencijalna profitabilnost preduzeća. Takođe je uočena pozitivna veza između zarade po akciji i cene akcija, ali je beznačajna (0,471) i ne predstavlja pogodan faktor za investicione odluke. Korigovani koeficijent determinacije iznosi 0,709, odnosno 70,9% varijacija u tržišnoj ceni akcija objašnjavaju varijable uključene u ovom istraživanju. Vrednost p za F test iznosi 0,000, i pokazuje statistički značaj na 1% što vodi ka zaključku da je model prihvatljiv.

Rezultati ukazuju da je proučavanje finansijskih performansa preduzeća i njihovih efekata na cenu akcija korisno za investitore. Ključni nalazi predlažu investitorima da prilikom donošenja investicionih odluka, u kompanije koje ulaze u sastav berzanskog indeksa BELEX15, fokus stavljaju na knjigovodstvenu vrednost po akciji, tržišnu kapitalizaciju, leveridž i veličinu preduzeća (aktivu).

### 3.1.3. Klaster analiza

Razmatranje sličnosti i razlike između preduzeća izvršena je posmatranjem cena akcija i njihovih determinanti.

Tabela 113: Korelacija ključnih varijabli klaster analize – model BELEX15<sup>346</sup>

		MPS	ASSETS	LEV	MC	BV
MPS	Pearson Correlation	1	-.223	-.009	-.240	.802**
	Sig. (2-tailed)		.332	.969	.294	.000
	N	21	21	21	21	21
ASSETS	Pearson Correlation	-.223	1	.391	.758**	.043
	Sig. (2-tailed)	.332		.080	.000	.854
	N	21	21	21	21	21
LEV	Pearson Correlation	-.009	.391	1	.085	.096
	Sig. (2-tailed)	.969	.080		.715	.679
	N	21	21	21	21	21
MC	Pearson Correlation	-.240	.758**	.085	1	-.223
	Sig. (2-tailed)	.294	.000	.715		.332

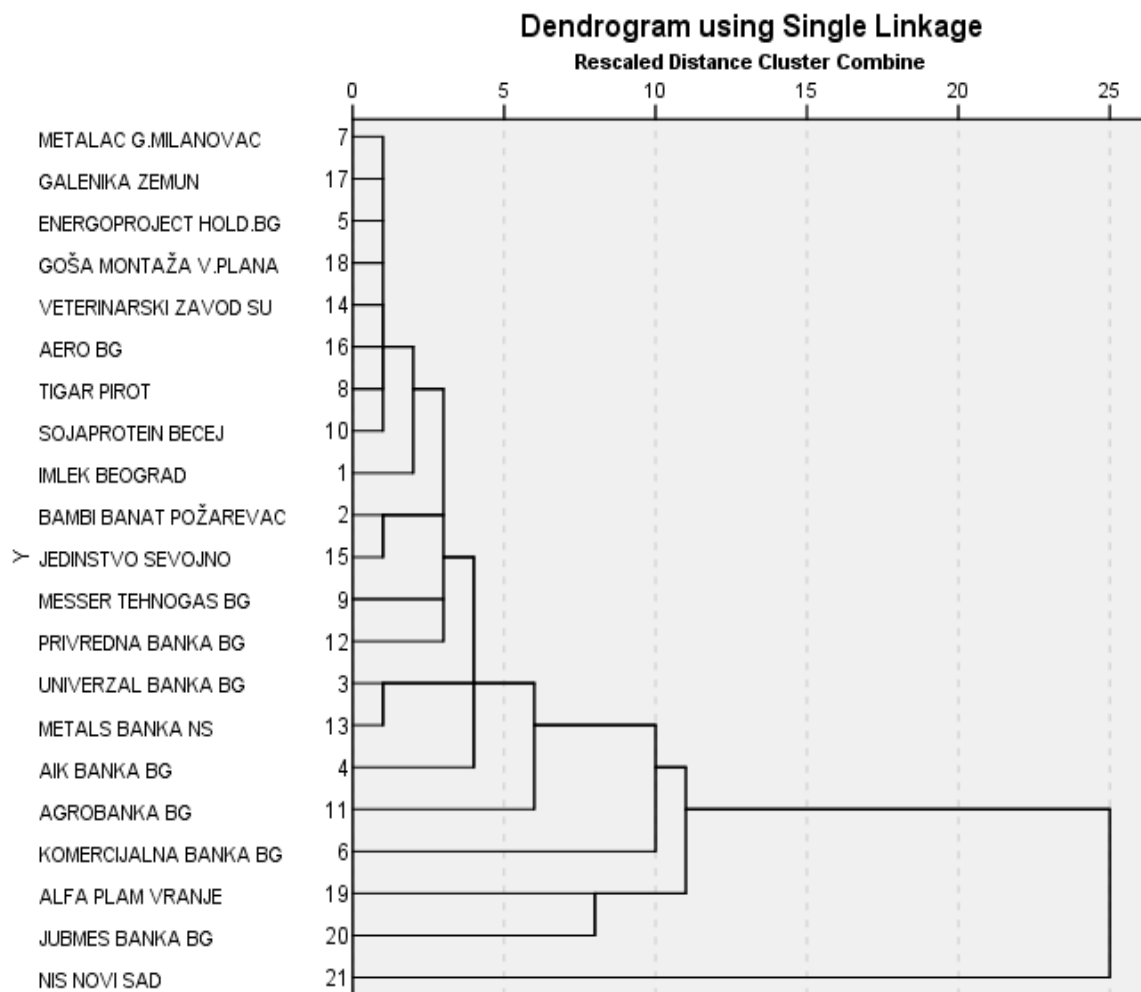
<sup>346</sup> Kalkulacija autora, SPSS output



	N	21	21	21	21	21
BV	Pearson Correlation	.802**	.043	.096	-.223	1
	Sig. (2-tailed)	.000	.854	.679	.332	
	N	21	21	21	21	21

\*\* . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

U analizi Pirsonove korelacije, prikazane u tabeli 113, uočeno je da nivo posmatranih varijabli ne prelazi granični prag 0,90, i stoga sve varijable mogu biti uključene u dalju klaster analizu. Kao ključne performanse preduzeća osim cena akcija, izdvojene su aktiva, tržišna kapitalizacija, knjigovodstvena vrednost po akciji i leveridž (nivo zaduženosti preduzeća).



Šema 8: Dendrogram kompanija koje čine berzanski indeks BELEX15<sup>347</sup>

Pregled veza entiteta dat je u dendrogramu. Na dendrogramu objekti (preduzeća) su poređani na vertikalnoj osi, dok horizontalna osa ukazuje na razdaljinu između objekata koji se povezuju. Veliki skok je vidljiv kada se povezuju objekat broj 13 (Agrobanka a.d.,

<sup>347</sup> Kalkulacija i prikaz autora, SPSS output

Beograd), 6 (Komerrijalna banka a.d., Beograd), 8 (Alfa plam a.d., Vranje), 9 (Jubmes banka a.d., Beograd) sa objektom broj 17 (NIS a.d., Novi Sad) i presecanjem dendograma na ovom mestu možemo dobiti dva klastera, odnosno dve grupe preduzeća (šema 8). Hijerarhijska klaster analiza, ukazuje na postojanje sličnosti posmatranih performansi većine preduzeća koja ulaze u sastav berzanskog indeksa BELEX15, dok se razlike uvećavaju sa rastom preduzeća.

Tabela 114: Deskriptivna statistika za varijable klaster analize – BELEX15<sup>348</sup>

Single Linkage	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	
1	MPS	18	507.80	7373.00	3003.5878	2385.66155
	ASSETS	18	1654323.50	285939897.10	37925476.2925	69530145.57494
	LEV	18	.06	.90	.4778	.27629
	MC	18	597929550.00	21867799458.00	7101191020.3889	7107745083.54296
	BV	18	675.07	22896.54	5753.9606	6043.98107
	Valid N (listwise)	18				
2	MPS	2	9412.00	16699.40	13055.7000	5152.96996
	ASSETS	2	5104797.86	8630329.40	6867563.6285	2492927.26134
	LEV	2	.13	.44	.2850	.21920
	MC	2	1645330544.00	3691916570.00	2668623557.0000	1447154857.26623
	BV	2	21441.89	24969.51	23205.7000	2494.40402
	Valid N (listwise)	2				
3	MPS	1	760.75	760.75	760.7500	.
	ASSETS	1	312711672.30	312711672.30	312711672.3000	.
	LEV	1	.53	.53	.5300	.
	MC	1	124048199300.00	124048199300.00	124048199300.0000	.
	BV	1	913.86	913.86	913.8600	.
	Valid N (listwise)	1				

U tabeli 114 prikazane su srednje, minimalne i maksimalne vrednosti posmatranih performansi klaster analize, na osnovu kojih je evidentna razlika po klasterima. U daljoj analizi se sprovodi dodatni statistički test (ANOVA) koji treba da odgovori na pitanje da li postoji statistički značajna razlika posmatranih performansi između tri klastera. F vrednosti ( $p < 0,05$ ) ukazuju na (ne)postojanje statistički značajnih razlika između klastera po posmatranim performansama.

Tabela 115: ANOVA – Statistička značajnost razlika posmatranih performansi među klasterima za model BELEX15<sup>349</sup>

		Zbir kvadrata	df	Srednja vrednost kvadrata	F	Sig.
MPS	Between Groups	191928378.046	2	95964189.023	14.009	.000
	Within Groups	123306576.531	18	6850365.363		
	Total	315234954.577	20			
ASSETS	Between Groups	75282894415077904.000	2	37641447207538952.000	8.243	.003

<sup>348</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

<sup>349</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

	Within Groups	82191714128761632.000	18	4566206340486757.000		
	Total	157474608543839552.000	20			
LEV	Between Groups	.072	2	.036	.480	.627
	Within Groups	1.346	18	.075		
	Total	1.418	20			
MC	Between Groups	13159627037640803000000.000	2	26579813518820402000000.000	137.567	<b>.000</b>
	Within Groups	860934940115602900000.000	18	47829718895311270000.000		
	Total	14020561977756407000000.000	20			
BV	Between Groups	589514577.575	2	294757288.788	8.459	<b>.003</b>
	Within Groups	627227073.120	18	34845948.507		
	Total	1216741650.695	20			

Na osnovu dobijenih rezultata, prikazanih u tabeli 115, evidentno je da se kompanije NIS a.d., Novi Sad (klaster III), Alfa plam a.d., Vranje i Jubmes banka a.d., Beograd (klaster II) značajno razlikuju od klastera ostalih preduzeća (klaster I) prema veličini (mereno aktivom i tržišnom kapitalizacijom), kao i prema knjigovodstvenoj vrednosti po akciji i ceni akcija, dok pokazatelj leveridža ne ukazuje na statistički signifikantnu razliku među klasterima. Poznavanje klastera, omogućuje investitorima da izvrše diverzifikuju sopstvenog portfolia i na taj način se zaštite od potencijalnih rizika.

### 3.2. Fundamentalni faktori cena akcija kompanija u sastavu indeksne korpe BELEXline

#### 3.2.1. Faktorska analiza

Proverom skupa podataka u tabeli 116, evidentno je da podaci (0,456) nisu prikladni za faktorsku analizu, jer je vrednost Kajzer-Majer-Olkinov-og pokazatelja manja od 0,6, koja se preporučuje kao najmanje prihvatljiva vrednost za dobru faktorsku analizu. Stoga primena iste nije opravdana.

Tabela 116: Kajzerov kriterijum i Bartletov pokazatelj za berzanski indeks- BELEXline<sup>350</sup>

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		<b>.456</b>
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	522.860
	Df	36
	Sig.	.000

S obzirom na to da faktorska analiza ne može biti primenjena dalja analiza regresije upošljava sve posmatrane varijable (prediktore).

#### 3.2.2. Regresiona analiza

Analiza multikolinearnosti ukazuje da postoji viši procenat korelacije od 70% između promenljivih tržišne kapitalizacije i aktive (veličine) preduzeća. Maksimalna korelacija između ove dve promenljive iznosi 80,9% (prilog 3) zbog čega se sprovodi dodatni test

<sup>350</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

VIF. Osim toga u analizi su uključene i druge varijable kako bi eleminisale intezitet multikolinearnosti.

Tabela 117: Test multikolinearnosti – model BELEXline<sup>351</sup>

Nezavisne varijable	Tolerance (1/VIF)	VIF (>10, problem multikolinearnosti)
ASSETS	.284	3.521
ROE	.772	1.295
ROA	.777	1.287
LEV	.821	1.218
CEL	.906	1.103
EPS	.886	1.129
PE	.988	1.012
MC	.294	3.401
BV	.897	1.115
		Mean VIF: 1.6787

Srednja vrednost VIF iznosi 1,68 (znatno manje od 10) što je afirmišuće odsustvo svake multikolinearnosti (tabela 117).

Tabela 118: Efekti specifičnih faktora preduzeća na cene akcija u periodu 2008-2014. godine, model BELEXline<sup>352</sup>

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Model Quality	
	B	Std. Error	Beta				
1	(Constant)	-18690.921	4347.213		-4.300	.000	Adjusted R Square .340  F (Sig.) 18.669 (.000)
	ASSETS	-1343.553	398.016	-.293	-3.376	.001	
	ROE	2.137	137.470	.001	.016	.988	
	ROA	106.559	259.633	.022	.410	.682	
	LEV	1601.942	1078.843	.076	1.485	.139	
	CEL	-22.573	23.033	-.048	-.980	.328	
	EPS	1.093	.172	.311	6.342	.000	
	PE	-.416	.725	-.027	-.574	.566	
	MC	2009.857	373.116	.459	5.387	.000	
	BV	.112	.015	.374	7.654	.000	

Dobijeni nalazi, prikazani u tabeli 118, ukazuju da koeficijent varijacije (p vrednost) objašnjava pozitivan pravac varijabilnosti za tržišnu kapitalizaciju, knjigovodstvenu vrednost po akciji (BV), zaradu po akciji (EPS) i iznosi 0,459 (0,000), 0,374 (0,000) i 0,311 (0,000), respektivno. Negativan pravac varijabilnosti (p vrednost) prisutan je za veličinu preduzeća merenu aktivom i iznosi – 0,293 (0,001). Rezultati ukazuju da je tržišna cena akcije pod uticajem povećanja tržišne kapitalizacije, knjigovodstvene vrednosti akcije i zarade po akciji. Nalazi ukazuju da će trend rasta ovih varijabli automatski dovesti do

<sup>351</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

<sup>352</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

povećanja tržišne cene akcija, te da investitori pokazuju sklonost za akcije ovih preduzeća. Sa druge strane uočeno je signifikantno postojanje negativne veze između veličine preduzeća, merene aktivom, i cena akcija što, ponovno, potvrđuje prisustvo anomalija na tržištu kapitala u Srbiji. Takođe je uočena i pozitivna veza između profitabilnosti, leveridža i cena akcija, ali je statistički beznačajna u regresiji. U analizi regresije prisutna je i negativna veza između stope poverenja i cena akcija, kao i racija P/E i cena akcija, ali statistički nije signifikantna. Dobijeni rezultati potvrđuju činjenicu da investitori u Srbiji ne podržavaju navedene varijable kao značajne determinante cene akcija, jer se profitabilnost može povećati i usled smanjenja sopstvenog kapitala (otkupa akcija) ili smanjenjem imovine. Kao što je karakteristično i za model BELEX15, uočena je inverzija između stope poverenja (kapital/obaveze) i cena akcija. Rezultati regresije ukazuju da investitori prilikom investiranja u kompanije koje ulaze u sastav berzanskog indeksa – BELEXline treba da obrate pažnju na veličinu preduzeća (aktivu), tržišnu kapitalizaciju, knjigovodstvenu vrednost po akciji i zaradu po akciji. Korigovani koeficijent determinacije iznosi 0,34 i ukazuje da se 34% varijacija u tržišnoj ceni akcija objašnjavaju varijable uključene u ovom istraživanju. Vrednost p za F test iznosi 0,000, i pokazuje značaj na 1% što ukazuje na činjenicu da je predloženi model dobar.

### 3.2.3. Klaster analiza

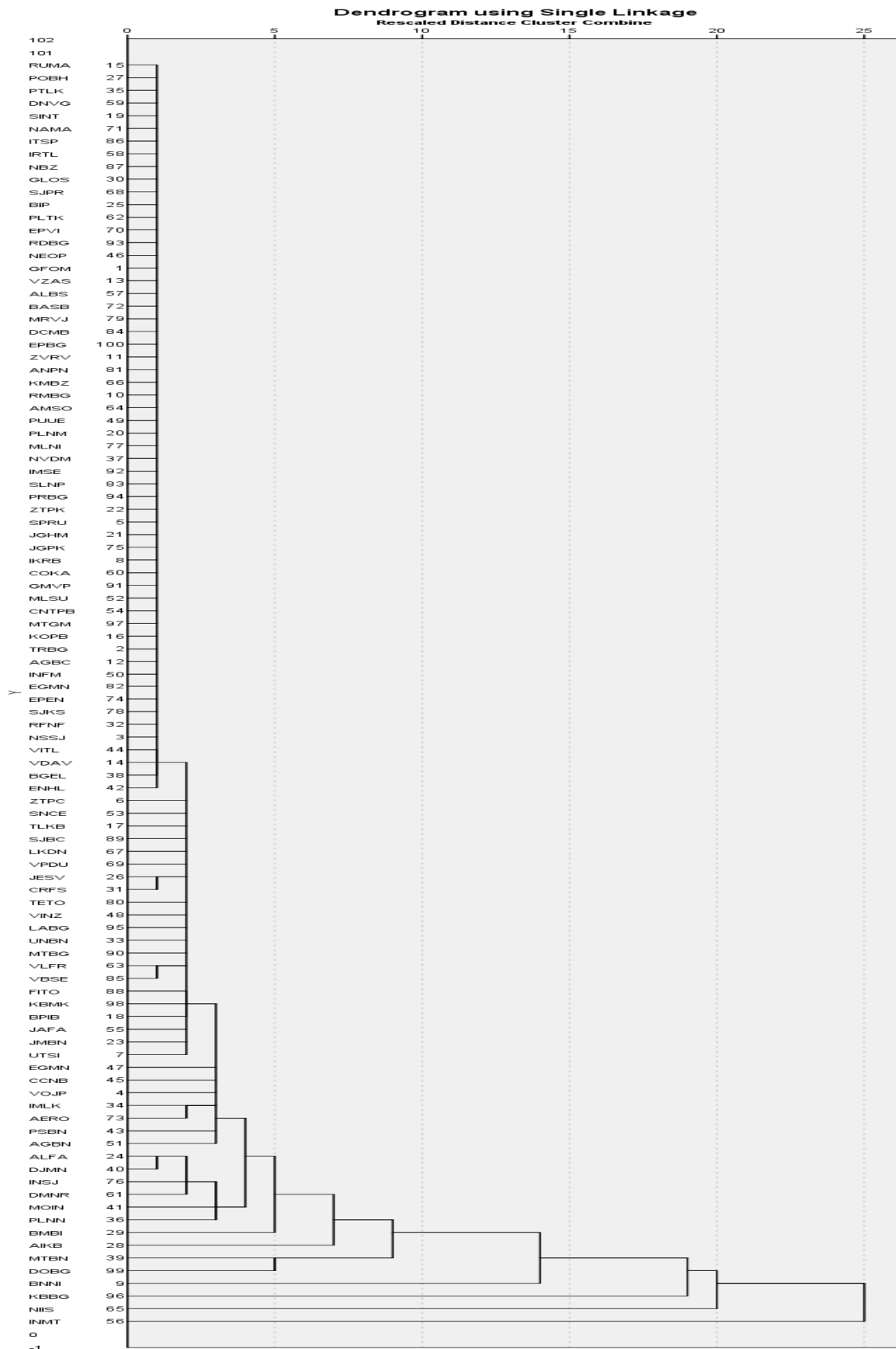
Naredni korak, nakon određenog odgovarajućeg kriterijuma za grupisanje preduzeća, proverava nivo korelacije među cenama akcija i njenim ključnim determinantama.

Tabela 119: Korelacija ključnih varijabli klaster analize – model BELEXline<sup>353</sup>

		MPS	ASSETS	EPS	MC	BV
MPS	Pearson Correlation	1	-.048	.485**	-.046	.419**
	Sig. (2-tailed)		.639	.000	.648	.000
	N	100	100	100	100	100
ASSETS	Pearson Correlation	-.048	1	-.026	.770**	-.022
	Sig. (2-tailed)	.639		.794	.000	.830
	N	100	100	100	100	100
EPS	Pearson Correlation	.485**	-.026	1	.004	.199*
	Sig. (2-tailed)	.000	.794		.972	.048
	N	100	100	100	100	100
MC	Pearson Correlation	-.046	.770**	.004	1	-.044
	Sig. (2-tailed)	.648	.000	.972		.660
	N	100	100	100	100	100
BV	Pearson Correlation	.419**	-.022	.199*	-.044	1
	Sig. (2-tailed)	.000	.830	.048	.660	
	N	100	100	100	100	100
Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).**						
Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).*						

Na osnovu rezultata prikazanih u tabeli 119, sve varijable se uključuju u dalju analizu, jer je nivo korelacije za posmatrane varijable ispod 0,90.

<sup>353</sup> Kalkulacija autora, SPSS output



Šema 9: Dendrogram kompanija koje čine berzanski indeks BELEXline<sup>354</sup>

<sup>354</sup> Kalkulacija i prikaz autora, SPSS output

Hijerarhijska klaster analiza pokazuje da postoje sličnosti između preduzeća u pogledu performansi, dok se sa rastom preduzeća te razlike uvećavaju. Dendrogram predstavlja grafički izveštaj rešenja problema. Klaster analiza je u prvu grupu izdvojila 98 preduzeća dok druge dve grupe karakteriše po jedno preduzeće, što nije odlika dobrog klastera. Međutim, s obzirom na to da posmatrana preduzeća ulaze u sastav berzanskog indeksa BELEXline ovakve sličnosti se daju pretpostaviti (šema 9).

Tabela 120: Deskriptivna statistika za varijable klaster analize – BELEXline<sup>355</sup>

Single Linkage	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	
1	MPS	98	24.00	43198.00	4145.7620	6029.43415
	ASSETS	98	94360.00	406261524.00	11507709.0720	43209819.62725
	EPS	98	-5301.14	3509.89	315.9643	1148.73547
	MC	98	52076060.00	37016321156.00	2393101197.5427	5149848788.87740
	BV	98	105.42	34698.05	6385.0649	7923.55757
	Valid N (listwise)	98				
2	MPS	1	24000.00	24000.00	24000.0000	.
	ASSETS	1	1904608.00	1904608.00	1904608.0000	.
	EPS	1	1937.47	1937.47	1937.4700	.
	MC	1	105552000.00	105552000.00	105552000.0000	.
	BV	1	377104.82	377104.82	377104.8200	.
	Valid N (listwise)	1				
3	MPS	1	703.60	703.60	703.6000	.
	ASSETS	1	285594738.00	285594738.00	285594738.0000	.
	EPS	1	232.34	232.34	232.3400	.
	MC	1	114729297440.00	114729297440.00	114729297440.0000	.
	BV	1	788.76	788.76	788.7600	.
	Valid N (listwise)	1				

U tabeli 120 prikazane su srednje, minimalne i maksimalne vrednosti posmatranih performansi klaster analize, na osnovu kojih je evidentna razlika po klasterima. Prisutna je visoka varijacija među prosečnim cenama akcija po klasterima, čak u nivou od oko 700 do 24.000 dinara.

U daljoj analizi sprovodi se dodatni statistički test (ANOVA) koji treba da odgovori na pitanje da li postoji statistički značajna razlika performansi između tri klastera. F vrednosti, signifikantnosti (p) manji od 0,05 ukazuju na postojanje statistički značajne razlike između klastera po posmatranim performansama.

<sup>355</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

Tabela 121: ANOVA – Statistička značajnost razlika posmatranih performansi među klasterima za model BELEXline<sup>356</sup>

		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
MPS	Between Groups	403345682.096	2	201672841.048	5.547	<b>.005</b>
	Within Groups	3526345383.076	97	36354076.114		
	Total	3929691065.172	99			
ASSETS	Between Groups	74516401495814816. 000	2	37258200747907408.000	19.955	<b>.000</b>
	Within Groups	18110758568530953 6.000	97	1867088512219686.000		
	Total	25562398718112435 2.000	99			
EPS	Between Groups	2612623.010	2	1306311.505	.990	.375
	Within Groups	128000538.542	97	1319593.181		
	Total	130613161.552	99			
MC	Between Groups	12503546820390904 000000.000	2	625177341019545200000 0.000	235.730	<b>.000</b>
	Within Groups	25725314271853010 00000.000	97	26520942548302070000. 000		
	Total	15076078247576204 000000.000	99			
BV	Between Groups	136131304112.539	2	68065652056.269	1084.146	<b>.000</b>
	Within Groups	6089928160.723	97	62782764.544		
	Total	142221232273.262	99			

Na osnovu prikazanih rezultata u tabeli 121, može se uočiti da se kompanije NIS - NIS a.d., Novi Sad (klaster III) i INMT - Institut za ispitivanje materijala a.d., Beograd (klaster II) značajno razlikuju od klastera ostalih preduzeća (klaster I) prema veličini (merena aktivom i tržišnom kapitalizacijom), kao i prema knjigovodstvenoj vrednosti akcije i ceni akcija, dok se prema zaradi po akciji značajno ne razlikuju. Poznavanje klastera može biti korisno prilikom optimizacije modela među velikim brojem akcija na berzi, jer predstavlja drugačiji pristup kreiranju portfolia akcija.

<sup>356</sup> Kalkulacija autora, SPSS output



### 3.3. Fundamentalni faktori cena akcija u sektoru C – Prerađivačka industrija

#### 3.3.1. Faktorska analiza

Devet stavki finansijskih performansi preduzeća je podvrgnuto faktorskoj analizi.

Tabela 122: Kajzerov kriterijum i Bartletov pokazatelj za sektor –Prerađivačka industrija<sup>357</sup>

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		<b>.502</b>
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	1657.953
	Df	36
	Sig.	.000

Preliminarna analiza upućuje na neprikladnost podataka za faktorsku analizu, jer je vrednost Kajzer-Majer-Olkinovog pokazatelja iznosila 0,502 što je ispod preporučene vrednosti (0,6) iako je Bartletov test sferičnosti dostigao statističku značajnost (tabela 122). Sprovođenje takve faktorske analize prenelo bi greške iz prve iteracije u sve naredne iteracije. Stoga se u dalju regresionu analizu uključuju sve posmatrane varijable.

#### 3.3.2. Regresiona analiza

Analiza multikolinearnosti ukazuje da postoji viši procenat korelacije od 70% između varijabli tržišna kapitalizacija i aktiva. Maksimalna korelacija između ove dve promenljive iznosi 81,1% (prilog 3) zbog čega se sprovodi dodatni test VIF. U analizu se uključuju i druge varijable kako bi eliminisale intenzitet multikolinearnosti.

Tabela 123: Test multikolinearnosti – model Prerađivačka industrija<sup>358</sup>

	Tolerance	VIF
ASSETS	.240	4.165
ROE	.869	1.150
ROA	.878	1.139
LEV	.939	1.066
CEL	.840	1.191
EPS	.922	1.085
BV	.829	1.206
PE	.994	1.006
MC	.251	3.991
		Mean VIF: 1.7777

Srednja vrednost za VIF, prikazana u tabeli 123, iznosi 1,78 (znatno manje od 10) što je afirmišuće odsustvo svake multikolinearnosti.

<sup>357</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

<sup>358</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

Tabela 124: Efekti specifičnih faktora preduzeća na cene akcija u periodu 2008-2014. godine, model Prerađivačka industrija<sup>359</sup>

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Model Quality	
	B	Std. Error	BETA				
1	(Constant)	-17220.051	1324.596		-13.000	.000	Adjusted R Square .579 F (Sig.) 142.835 (.000)
	ASSETS	-2245.220	151.609	-.644	-14.809	.000	
	ROE	23.607	43.425	.012	.544	.587	
	ROA	-28.472	127.465	-.005	-.223	.823	
	LEV	-76.697	179.470	-.009	-.427	.669	
	CEL	-154.245	37.470	-.096	-4.117	.000	
	EPS	.116	.121	.021	.954	.341	
	BV	.539	.018	.688	29.436	.000	
	PE	-.112	.093	-.026	-1.207	.228	
	MC	2534.700	134.422	.802	18.856	.000	

U tabeli 124 prikazan je uticaj performansi preduzeća na cene akcija kompanija iz sektora Prerađivačka industrija. Dobijeni koeficijenti varijacije (p vrednost) objašnjavaju pozitivan pravac varijabilnosti za tržišnu kapitalizaciju, knjigovodstvenu vrednost po akciji i iznose 0,802 (0,000), 0,688 (0,000), respektivno. Negativan pravac varijabilnosti (p vrednost) prisutan je za aktivu i stopu sigurnosti (poverenja) iznosi – 0,644 (0,000) i -0,096 (0,000), respektivno. Rezultati ukazuju da je tržišna cena akcija pod uticajem povećanja tržišne kapitalizacije i knjigovodstvene vrednosti po akciji. Ovi pokazatelji ukazuju da će trend rasta ovih varijabli automatski dovesti do povećanja tržišne cene akcija. Sa druge strane uočeno je signifikantno postojanje negativne veze između veličine preduzeća, merene aktivom, i cena akcija, kao i između stope poverenja i cena akcija. U regresionoj analizi je uočena i pozitivna veza između zarade po akciji, prinosa na kapital i cena akcija, ali je ta veza statistički beznačajna. Takođe je prisutna i negativna veza između prinosa na aktivu, leverdiža, racia P/E (odnos zarade i cene akcija) i cena akcija, ali statistički nije signifikantna. Dobijeni rezultati ukazuju na činjenicu da investitori u Srbiji ne podržavaju ove varijable kao značajne determinante cene akcija, jer se profitabilnost može povećati i usled smanjenja sopstvenog kapitala (otkupa akcija) ili smanjenjem imovine. Korigovani koeficijent determinacije iznosi 0,579, odnosno ukazuje da je 57,9% varijacija u tržišnoj ceni akcija objašnjavaju varijable uključene u ovom istraživanju. Visoka vrednost F (142,835) ide u prilog valjanosti regresionog modela. Vrednost p za F test iznosi 0,000, i pokazuje značajnost na nivou od 1% što dovodi do zaključka da je model prihvatljiv.

U cilju dobijanja ključnih (internih) determinanti cena akcija preduzeća, u sektoru Prerađivačka industrija, izvršena je višestruka regresiona analiza po godinama i sprovedeni su dijagnostički testovi reziduala.

<sup>359</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

Tabela 125: Efekti specifičnih faktora preduzeća na cena akcija kompanija u sektoru Prerađivačka industrija po godinama za period od 2008. do 2014. godine<sup>360</sup>

godina	R <sup>2</sup>	F stat. (p-value)	D-W statistika	LM korelacija*	BPG heter.**	Statistički signifikantne varijable (oznake)
2008.	54.44%	16.85925 (0.0000)	2.320339	ne	ne	ASSETS, BV, MC
2009.	65.26%	25.67611 (0.0000)	2.143668	ne	ne	ASSETS, EPS, BV, MC
2010.	60.18%	20.99120 (0.0000)	1.968602	ne	da	ASSETS, BV, MC
2011.	54.49%	16.89413 (0.0000)	1.835339	ne	da	ASSETS, EPS, BV, MC
2012.	61.83%	21.96080 (0.0000)	1.784403	ne	ne	ASSETS, BV, MC
2013.	75.85%	41.87727 (0.0000)	1.667667	ne	da	ASSETS, CEL, EPS, BV, MC
2014.	68.39%	27.64183 (0.0000)	1.339013	ne	da	ASSETS, CEL, EPS, BV, MC

\* Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

\*\* Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

Pri modelovanju linearne regresije po godinama za preduzeća iz sektora Prerađivačka industrija postavlja se pitanje da li pojava heteroskedastičnosti u određenim godinama predstavlja problem? U slučaju heteroskedastičnosti postoje teorijski razlozi za pretpostavku da greške imaju različite varijanse za različite vrednosti nezavisnih promenljiva. Heteroskedastičnost je pojava koja se najčešće javlja u podacima preseka. Ovi podaci predstavljaju određene vrednosti prikupljene u jednom trenutku vremena za različite jedinice posmatranja – preduzeća (150 preduzeća). Preduzeća u uzorcima su različitih veličina – mikro, mala, srednja i velika. Stoga je, preliminarno, važno napomenuti da je heteroskedastičnost uobičajena pojava zbog prirode prikupljanja podataka, zbog postojanja autlejera (ekstremnih vrednosti – velike ili male) čije vrednosti odstupaju od drugih opservacija u uzorku. Uključivanje ili isključivanje takvih posmatranja, posebno ako je obim uzorka mali, može značajno izmeniti rezultate regresione analize.

Analiza rezultata prikazanih u tabeli 125 ukazuje da su aktiva (ASSETS), knjigovodstvena vrednost po akciji (BV) i tržišna kapitalizacija (MC), za sve posmatrane godine beležile signifikantne efekte na cene akcija. U 2009., 2011., 2013. i 2014. Godini, osim navedenih varijabli, statistički signifikantan efekat ima i zarada po akciji. Asocijacija zarade po akciji (EPS) u kriznom periodu (2009. i 2011. godini) je negativna, dok je nakon kriznog perioda (2013. i 2014. godine) utvrđen pozitivan efekat zarade po akciji. Razlog za takav efekat, zarada po akciji može predstavljati rezultat nepoverenja stanovništva (investitora) u kriznom periodu. U 2013. i 2014. godini stopa sigurnosti (CEL) ima statistički negativan uticaj na cenu akcija. Budući da je pokazatelj stope poverenja (sigurnosti) inverzan zaduženosti preduzeća, ovaj pravac uticaja se mogao pretpostaviti.

<sup>360</sup> Kalkulacija autora, SPSS output i EViews output

## 3.3.3. Klaster analiza

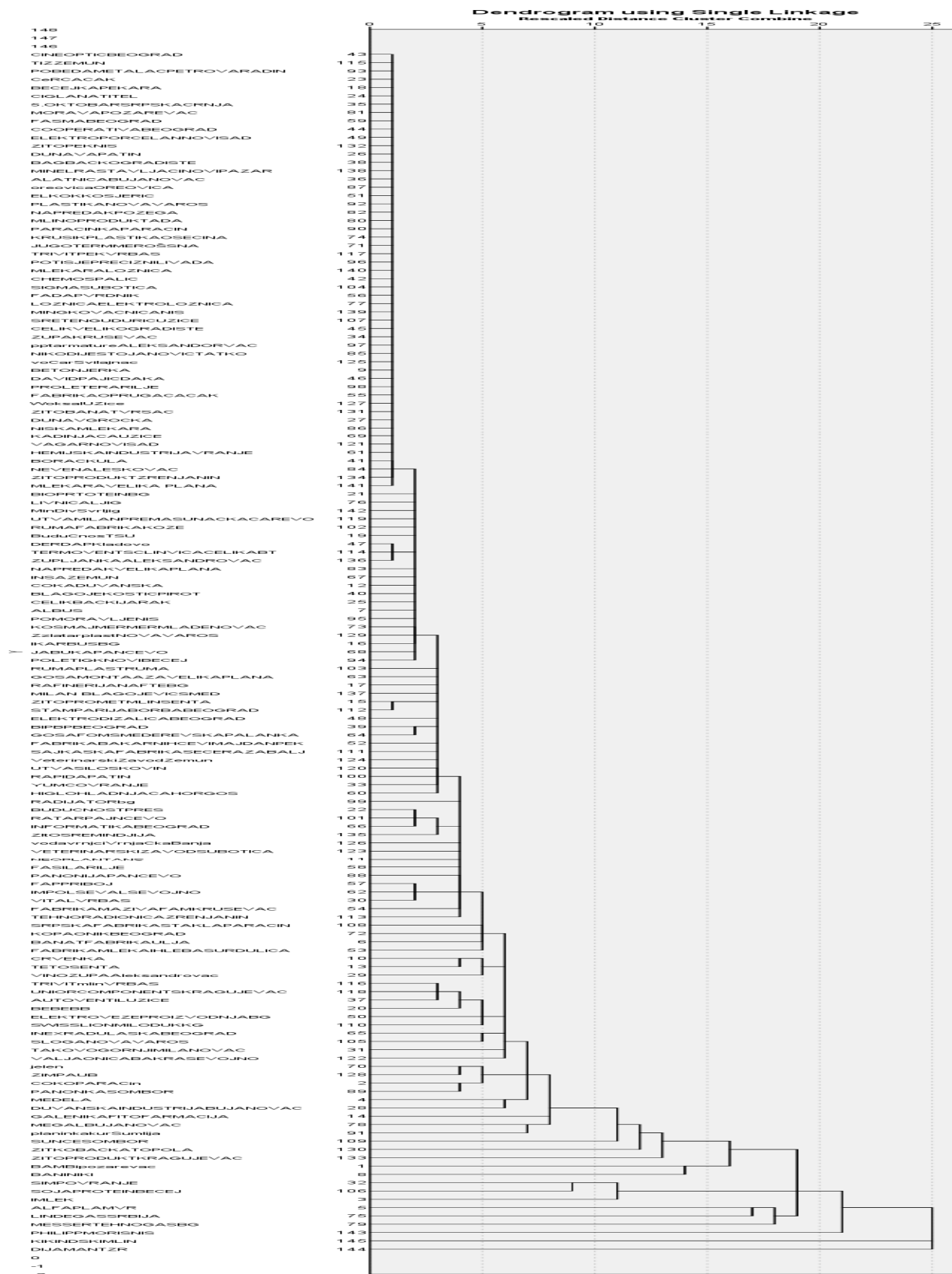
Prvi korak klaster analize obuhvata korelaciju varijabli određenih kao odgovarajući kriterijumi za grupisanje preduzeća.

Tabela 126: Korelacija ključnih varijabli klaster analize – model Prerađivačka industrija<sup>361</sup>

		MPS	ASSETS	CEL	BV	MC
MPS	Pearson Correlation	1	.142	.182*	.685**	.134
	Sig. (2-tailed)		.088	.029	.000	.108
	N	145	145	145	145	145
ASSETS	Pearson Correlation	.142	1	.015	.174*	.657**
	Sig. (2-tailed)	.088		.856	.037	.000
	N	145	145	145	145	145
CEL	Pearson Correlation	.182*	.015	1	.281**	.029
	Sig. (2-tailed)	.029	.856		.001	.726
	N	145	145	145	145	145
BV	Pearson Correlation	.685**	.174*	.281**	1	-.009
	Sig. (2-tailed)	.000	.037	.001		.913
	N	145	145	145	145	145
MC	Pearson Correlation	.134	.657**	.029	-.009	1
	Sig. (2-tailed)	.108	.000	.726	.913	
	N	145	145	145	145	145
*. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).						
**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).						

Rezultati Pirsonove korelacije, u tabeli 126, ukazuju da ne postoji nivo korelacije između dve varijable koji prevazilazi prag vrednosti od 0,90. Stoga se sve varijable uzimaju u dalje razmatranje. Ključne varijable na osnovu kojih se vrši klasteriranje preduzeća su cena akcija i njene ključne determinante.

<sup>361</sup> Kalkulacija autora, SPSS output



Šema 10: Dendrogram kompanija koje pripadaju sektoru C – Prerađivačka industrija<sup>362</sup>

<sup>362</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

U predstavljenom dendogramu nagli skokovi ukazuju na manju povezanost među klasterima koji se spajaju (šema 10).

Tabela 127: Deskriptivna statistika za varijable klaster analize – Prerađivačka industrija<sup>363</sup>

Single Linkage	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
1	MPS	46.00	33225.00	3188.2797	5176.83645
	ASSETS	3638.14	20585709.57	2081667.6115	3773892.44611
	CEL	.03	16.19	2.0529	2.86665
	BV	41.29	31810.68	4138.1337	5668.08397
	MC	425258.57	45570378000.00	1214018403.1779	4384030787.33798
	Valid N (listwise)	143			
2	MPS	13593.00	13593.00	13593.0000	.
	ASSETS	18573023.71	18573023.71	18573023.7100	.
	CEL	.82	.82	.8200	.
	BV	30058.46	30058.46	30058.4600	.
	MC	3703810752.00	3703810752.00	3703810752.0000	.
	Valid N (listwise)	1			
3	MPS	29572.00	29572.00	29572.0000	.
	ASSETS	2771751.86	2771751.86	2771751.8570	.
	CEL	1.74	1.74	1.7400	.
	BV	48959.33	48959.33	48959.3300	.
	MC	989873699.60	989873699.60	989873699.6000	.
	Valid N (listwise)	1			

Na osnovu deskriptivne statistike (tabela 127) i tri klastera, primetno je da čak 143 preduzeća čine klaster I, dok preostala 2 preduzeća predstavljaju dva klastera, što nije odlika dobrog klastera. Analizirajući srednje i minimalne vrednosti posmatranih varijabli po klasterima, mogu se uočiti značajne razlike. Dodatni statistički test (ANOVA) treba da odgovori na pitanje da li postoji statistički značajna razlika performansi između tri klastera. Rezultati testa predstavljeni su u narednoj tabeli.

Tabela 128: ANOVA – Statistička značajnost razlika posmatranih performansi među klasterima za model Prerađivačka industrija<sup>364</sup>

		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
MPS	Between Groups	795025180.182	2	397512590.091	14.833	<b>.000</b>
	Within Groups	3805548264.811	142	26799635.668		
	Total	4600573444.993	144			
ASSETS	Between Groups	270405167114070.120	2	135202583557035.060	9.493	<b>.000</b>
	Within Groups	2022401515666889.000	142	14242264194837.246		
	Total	2292806682780959.000	144			
CEL	Between Groups	1.601	2	.801	.097	.907

<sup>363</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

<sup>364</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

	Within Groups	1166.911	142	8.218		
	Total	1168.512	144			
BV	Between Groups	2646290103.971	2	1323145051.986	41.185	<b>.000</b>
	Within Groups	4562058969.468	142	32127175.841		
	Total	7208349073.439	144			
MC	Between Groups	6213905690102812700. 000	2	3106952845051406300.000	.162	.851
	Within Groups	27292010840944750000 00.000	142	19219725944327290000.000		
	Total	27354149897845777000 00.000	144			

Na osnovu dobijenih rezultata, prikazanih u tabeli 128, može se uočiti da se kompanije Dijamant a.d., Zrenjanin (klaster II) i Kikindski mlin a.d., Kikinda (klaster III) značajno razlikuju od klastera ostalih preduzeća (klaster I) prema veličini (mereno aktivom), knjigovodstvenoj vrednosti po akciji i ceni akcija, dok pokazatelji stopa sigurnosti (poverenja) i tržišna kapitalizacija ne ukazuju na statistički signifikantne razlike među klasterima.

### 3.4. Fundamentalni faktori cena akcija u sektoru K –Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja

#### 3.4.1. Faktorska analiza

Devet stavki finansijskih performansi preduzeća je bilo podvrgnuto faktorskoj analizi. Preliminarnom analizom ocenjena je neprikladnost podataka za faktorsku analizu, jer je vrednost Kajzer-Majer-Olkinov-og pokazatelja iznosila 0,566 što je ispod preporučene vrednosti 0,6, iako je Bartletov test sferičnosti dostigao statističku značajnost (tabela 129).

Tabela 129: Kajzerov kriterijum i Bartletov pokazatelj za sektor Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja<sup>365</sup>

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		<b>.566</b>
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	445.009
	Df	36
	Sig.	.000

Dobijeni rezultati upućuju da se u, dalju, regresionu analizu uključuju sve posmatrane varijable.

#### 3.4.2. Regresiona analiza

Analiza multikolinearnosti ukazuje da postoji viši procenat korelacije od 70% između nezavisnih promenljivih - tržišna kapitalizacija i aktiva 73,10%, kao i između, prinosa na aktivu i prinosa na kapital 74,30% (prilog 3). Visok stepen za posmatrane promenljive ne iznenađuje, ali predstavlja upozorenje za sprovođenje dodatnog testa multikolinearnosti.

<sup>365</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

Tabela 130: Test multikolinearnosti – Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja<sup>366</sup>

Nezavisne varijable	Tolerance (1/VIF)	VIF (>10, problem multikolinearnosti)
ASSETS	.165	6.072
ROE	.429	2.331
ROA	.385	2.596
CEL	.724	1.381
LEV	.393	2.548
EPS	.769	1.300
BV	.645	1.551
PE	.978	1.023
MC	.285	3.503
Mean VIF: 2.4783		

Srednja vrednost VIF iznosi 2,48 (znatno manje od 10) što je afirmišuće odsustvo svake multikolinearnosti. Takođe, VIF test za pojedinačne varijable ne prelaze maksimalnu vrednost 10, i zbog toga ne postoji potreba za eliminisanje određenih varijabli iz regresione analize (tabela 130).

Tabela 131: Efekti specifičnih faktora preduzeća na cene akcija u periodu 2008-2014. godine, model Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja<sup>367</sup>

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Model Quality	
	B	Std. Error	Beta				
1	(Constant)	-16016.735	4234.123		-3.783	.000	Adjusted R Square .714 F (Sig.) 36.489 (.000)
	ASSETS	-5085.263	409.693	-1.446	-12.412	.000	
	ROE	1564.717	1301.502	.087	1.202	.232	
	ROA	-16493.547	4739.368	-.265	-3.480	.001	
	CEL	1.375	6.654	.011	.207	.837	
	LEV	12538.223	1800.500	.525	6.964	.000	
	EPS	.678	.219	.167	3.101	.002	
	BV	.453	.035	.769	13.061	.000	
	PE	.335	.354	.045	.946	.346	
	MC	4310.375	327.822	1.163	13.149	.000	

Rezultati prikazani u tabeli 131, ukazuju da koeficijenti varijacije (p vrednost) objašnjavaju pozitivan pravac varijabilnosti za tržišnu kapitalizaciju, knjigovodstvenu vrednost akcije, leveridž, zaradu po akciji (EPS) i iznose 1,163 (0,000), 0,769 (0,000), 0,525(0,000) i 0,167(0,002), respektivno. Negativni pravac varijabilnosti (p vrednost) prisutni su za aktivu (veličinu preduzeća) i prinos na aktivu i iznose -1,446 (0,000) i - 0,265 (0,001), respektivno. Rezultati ukazuju da je tržišna cena akcija pod uticajem povećanja, tržišne kapitalizacije, knjigovodstvene vrednosti po akciji, leveridža i zarade po akciji. To ukazuje da će trend rasta ovih varijabli automatski dovesti do povećanja tržišne cene akcija i da

<sup>366</sup> Kalkulacija autora, SPSS output<sup>367</sup> Kalkulacija autora, SPSS output



investitori pokazuju sklonost za ove akcije. Sa druge strane uočeno je signifikantno postojanje negativne veze između veličine preduzeća, merene aktivom, i cena akcija, kao i između profitabilnosti merene prinosom na aktivu i cena akcija. Analizom vrednosti modela, uočava se da korigovani koeficijent varijacije iznosi 0,714, odnosno objašnjava 71,4% varijacija u tržišnoj ceni akcija objašnjavaju varijable uključene u ovom istraživanju. Vrednost p za F test iznosi 0,000 i ukazuje da je model prihvatljiv.

U cilju stvaranja jasnije slike ključnih efekata performansi preduzeća na cene akcija, izvršena je višestruka regresiona analiza po godinama i sprovedeni su dijagnostički testovi reziduala.

Tabela 132: Efekti specifičnih faktora preduzeća na cene akcija kompanija u sektoru Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja po godinama od 2008. do 2014. godine<sup>368</sup>

godina	R2	F-value (p-value)	D-W statistika	LM korelacija*	BPG heter.**	Statistički signifikantne varijable
2008.	82.82%	5.422869 (0.010274)	2.068856	ne	ne	ASSETS, BV, MC
2009.	82.84%	4.290905 (0.026125)	2.106554	ne	ne	ASSETS, LEV, BV, MC
2010.	88.81%	7.939150 (0.002483)	2.358255	ne	ne	ASSETS, LEV, BV, MC
2011.	93.69%	14.83740 (0.000220)	3.065557	ne	ne	ASSETS, BV, MC
2012.	87.39%	6.932844 (0.004064)	2.504011	ne	ne	ASSETS, EPS, BV, MC
2013.	87.95%	6.485553 (0.007457)	2.302672	ne	ne	ASSETS, LEV, BV, P/E, MC
2014.	86.89%	5.892544 (0.010096)	2.349812	ne	ne	ASSETS, EPS, BV, MC

\* Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

\*\* Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

Kao što je prikazano u tabeli 132, ključni efekti specifičnih faktora preduzeća u sektoru Finansijske delatnosti i delatnost osiguranje za sve, pojedinačno posmatrane godine, su aktiva preduzeća (-), tržišna kapitalizacija (+) i knjigovodstvena vrednost po akciji (+). U 2009., 2010. i 2013. godini osim pomenuta tri efekta na cene akcija, primetan je pozitivan (statistički signifikantan) efekat leveridža na cene akcija, što ukazuje da investitori preferiraju preduzeća koja se zadužuju i investiraju sredstva u profitabilne projekte. Zarada po akciji (EPS) ukazuje na statistički signifikantan pozitivan uticaj na cene akcija nakon kriznog perioda, u 2012. i 2014. godini. U 2013. godini poseban negativan uticaj na cene akcija ima ratio P/E. Dijagnostički testovi reziduala (LM test - serijska autokorelacija reziduala i BPG – test heteroskedastičnosti) i visok nivo korigovanog koeficijenta determinacije (R2) ukazuju da je model višestruke regresione analize prihvatljiv i po godinama.

<sup>368</sup> Kalkulacija autora, SPSS output i EViews output

## 3.4.3. Klaster analiza

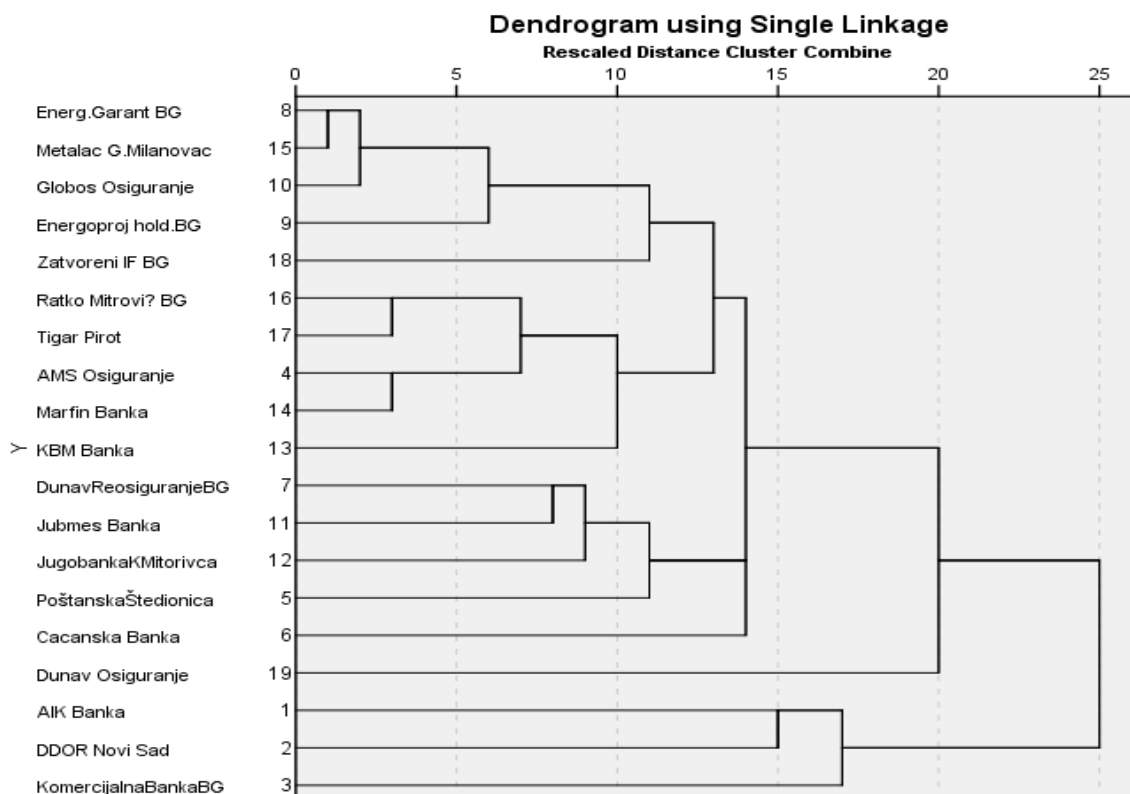
Prvi korak kod klaster analize, nakon određenih ključnih kriterijuma za grupisanje, predstavlja sprovođenje korelacije istih varijabli.

Tabela 133: Korelacija ključnih varijabli klaster analize – model Finansijske delatnosti i delatnost osiguranje<sup>369</sup>

		MPS	ASSETS	ROA	LEV	EPS	BV	MC
MPS	Pearson Correlation	1	-.099	.162	.183	.666**	.530*	.112
	Sig. (2-tailed)		.687	.508	.452	.002	.019	.648
	N	19	19	19	19	19	19	19
ASSETS	Pearson Correlation	-.099	1	-.033	.407	.294	.175	.672**
	Sig. (2-tailed)	.687		.895	.084	.222	.475	.002
	N	19	19	19	19	19	19	19
ROA	Pearson Correlation	.162	-.033	1	-.505*	.421	.006	.041
	Sig. (2-tailed)	.508	.895		.028	.072	.980	.868
	N	19	19	19	19	19	19	19
LEV	Pearson Correlation	.183	.407	-.505*	1	-.052	.274	.381
	Sig. (2-tailed)	.452	.084	.028		.834	.256	.107
	N	19	19	19	19	19	19	19
EPS	Pearson Correlation	.666**	.294	.421	-.052	1	.391	.294
	Sig. (2-tailed)	.002	.222	.072	.834		.098	.223
	N	19	19	19	19	19	19	19
BV	Pearson Correlation	.530*	.175	.006	.274	.391	1	-.037
	Sig. (2-tailed)	.019	.475	.980	.256	.098		.880
	N	19	19	19	19	19	19	19
MC	Pearson Correlation	.112	.672**	.041	.381	.294	-.037	1
	Sig. (2-tailed)	.648	.002	.868	.107	.223	.880	
	N	19	19	19	19	19	19	19
**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).								
*. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).								

U analizi Pirsonove korelacije, prikazanoj u tabeli 133, uočljivo je da nivo korelacije između dve varijable ne prelazi granični prag 0,90, te stoga sve varijable mogu biti uključene u dalju analizu. Kao ključni kriterijumi za klaster analizu određene su aktiva, tržišna kapitalizacija, knjigovodstvena vrednost po akciji, prinos na aktivu, zarada po akciji, leveridž (nivo zaduženosti preduzeća) i cena akcija.

<sup>369</sup> Kalkulacija autora, SPSS output



Šema 11: Dendrogram kompanija koje pripadaju sektoru K – Finansijske delatnosti i delatnost osiguranje<sup>370</sup>

Predstavljeni dendrogram, šema 11, ukazuje na način formiranja klastera posmatranih kompanija, prema zadatim pokazateljima. Na dendrogramu objekti (preduzeća) su poređani na vertikalnoj osi, dok horizontalna osa ukazuje na razdaljinu između objekata koji se povezuju. Veliki skok je vidljiv kada se povezuju objekat - AIK banka a.d., Beograd, DDOR Novi Sad i Komercijalna banka a.d., Beograd. Hijerarhijska klaster analiza ukazuje na sličnosti većine posmatranih preduzeća, dok se razlike uvećavaju sa rastom preduzeća.

Tabela 134: Deskriptivna statistika za varijable klaster analize – Finansijske delatnosti i delatnost osiguranje<sup>371</sup>

Single Linkage		N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
1	MPS	3	2127.00	9087.00	4449.3333	4016.33867
	ASSETS	3	15522665.86	285939897.10	146091434.9867	135447237.93537
	ROA	3	.01	.03	.0167	.01155
	LEV	3	.66	.84	.7567	.09074
	EPS	3	172.87	1182.05	602.8433	520.87811
	BV	3	1677.28	15107.17	7367.9400	6945.35569
	MC	3	16734157467.00	19214375009.00	17973905615.0000	1240108928.30347
	Valid N (listwise)	3				
2	MPS	15	342.00	17389.00	6050.6667	6370.08056
	ASSETS	15	107403.86	59082672.86	11010296.2571	15687573.72464

<sup>370</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

<sup>371</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

	ROA	15	-.11	.11	.0173	.05637
	LEV	15	.01	.84	.5013	.26931
	EPS	15	-1546.42	2083.69	387.8400	850.54140
	BV	15	453.82	28243.68	8658.4687	9183.42100
	MC	15	78530105.71	9295535850.00	2487673267.5273	2972743490.52644
	Valid N (listwise)	15				
3	MPS	1	1417.00	1417.00	1417.0000	.
	ASSETS	1	26673083.57	26673083.57	26673083.5700	.
	ROA	1	.00	.00	.0000	.
	LEV	1	.63	.63	.6300	.
	EPS	1	-125.08	-125.08	-125.0800	.
	BV	1	37330.53	37330.53	37330.5300	.
	MC	1	367256643.00	367256643.00	367256643.0000	.
	Valid N (listwise)	1				

Na osnovu deskriptivne statistike i postavljena tri klastera, primetno je da 3 preduzeća čine klaster I, 15 preduzeća predstavljaju klaster II i jedno preduzeće predstavlja klaster III. Analizirajući srednje i minimalne vrednosti posmatranih varijabli po klasterima, mogu se uočiti značajne razlike (tabela 134). Dodatni statistički test (ANOVA) treba da odgovori na pitanje da li postoji statistički značajna razlika performansi između tri klastera. Rezultati testa predstavljeni su u narednoj tabeli.

Tabela 135: ANOVA –Statistička značajnost razlika posmatranih performansi među klasterima za model Finansijske delatnosti i delatnost osiguranje<sup>372</sup>

		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
MPS	Between Groups	24475800.947	2	12237900.474	.326	.726
	Within Groups	600352922.000	16	37522057.625		
	Total	624828722.947	18			
ASSETS	Between Groups	45661747546436592.000	2	22830873773218296.000	9.101	<b>.002</b>
	Within Groups	40137308099766480.000	16	2508581756235405.000		
	Total	85799055646203072.000	18			
ROA	Between Groups	.000	2	.000	.050	.951
	Within Groups	.045	16	.003		
	Total	.045	18			
LEV	Between Groups	.170	2	.085	1.318	.295
	Within Groups	1.032	16	.064		
	Total	1.202	18			
EPS	Between Groups	400847.923	2	200423.961	.301	.745
	Within Groups	10670517.403	16	666907.338		
	Total	11071365.326	18			
BV	Between Groups	794711726.623	2	397355863.312	4.978	<b>.021</b>

<sup>372</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

	Within Groups	1277169029.914	16	79823064.370		
	Total	2071880756.537	18			
MC	Between Groups	62049881149416620000.000	2	31024940574708310000.000	39.149	.000
	Within Groups	12679659435465808000.000	16	7924787147166130200.000		
	Total	74729540584882430000.000	18			

Na osnovu dobijenih rezultata prikazanih u tabeli 135, može se uočiti da se kompanije Dunav osiguranje a.d., Beograd (klaster III) i kompanije AIK banka a.d., Beograd, DDOR, Novi Sad i Komercijalna banka a.d., Beograd (klaster I) značajno razlikuju od klastera ostalih preduzeća (klaster II) prema veličini (mereno aktivom i tržišnom kapitalizacijom), kao i prema knjigovodstvenoj vrednosti po akciji, dok pokazatelji leveridž, prinos na aktivu, zarada po akciji i cena akcija ne beleže statistički signifikantnu razliku među klasterima.

#### 4. Analiza rezultata na Beogradskoj berzi

Na osnovu nalaza dobijenih u ovom segment doktorske disertacije potvrđuje se treća pomoćna hipoteza (H3), odnosno pretpostavka da posmatrane performanse preduzeća imaju signifikantne efekte na cene akcija preduzeća listiranih na Beogradskoj berzi. U narednoj tabeli prikazani su rezultati istraživanja efekata performansi preduzeća na cene akcija za preduzeća listirana na Beogradskoj berzi.

Tabela 136: Sumarni prikaz uticajnih faktora na cene akcija na Beogradskoj berzi<sup>373</sup>

Model	Adjusted R Square	F-value (p-value)	VIF test	D-W statistika	Statistički signifikantne varijable (znak uticaja)
BELEX15	70,9%	27,850 (.000)	3,0558	1,7959	ASSETS (-), LEV (+), BV (+), MC (+)
BELEXline	33,8%	18,624 (.000)	1,666	2,1635	ASSETS (-), EPS (+), BV (+), MC (+)
Sektor C - Prerađivačka industrija	57,9%	142,835 (.000)	1,7777	2,049	ASSETS (-), BV (+), CEL (-), MC (+)
Sektor K - Finansijska delatnost i delatnost osiguranje	71,4%	36,489 (.000)	2,4783	1,9147	ASSETS (-), ROA (-), LEV (+), EPS (+), BV (+), MC (+)

Evidentno je da rezultati regresije prikazani u tabeli 136, ukazuju da su se aktiva (-), knjigovodstvena vrednost po akciji (+) i tržišna kapitalizacija (+) pokazale kao značajne determinante cene akcija kod svih analiziranih preduzeća u periodu od 2008. do 2014. godine. Dobijeni nalazi upućuju na mogućnost generalizacije rezultata efekata posmatranih performansi na cene akcija preduzeća na Beogradskoj berzi.

Analiza cene akcija kompanija koje ulaze u sastav berzanskih indeksa Beogradske berze (BELEX15 i BELEXline) daje slične rezultate. Kao ključni efekti na cene akcija preduzeća, koja ulaze u sastav berzanskog indeksa BELEX15, izdvojili su aktivu (-),

<sup>373</sup> Autor na osnovu nalaza istraživanja

tržišnu kapitalizaciju (+), knjigovodstvenu vrednost po akciji (+) i leveridž (+). Sa druge strane glavne determinante cene akcija kompanija koja ulaze u sastav berzanskog indeksa BELEXline su aktiva (-), tržišna kapitalizacija (+), knjigovodstvena vrednost po akciji (+) i zarada po akciji (+). Iako berzanski indeksi predstavljaju predstavnike tržišta kapitala Srbije, generalizacija rezultata efekata posmatranih performansi na cene akcija preduzeća nije moguća. Optimalni model za berzanske indekse (BELEX15, BELEXline – predstavnici poslovanja tržišta kapitala u Srbiji), ne može biti korišćen da objasni cene akcija pojedinih sektora. Stoga je neophodno za svaki sektor formirati model koji objašnjava varijaciju cena akcija. Za investitore je važno da pažljivo razumeju sektore i kako oni reaguju na promene finansijskih performansi prilikom investiranja na berzi.

Analiza rezultata preduzeća koja pripadaju sektoru C – Prerađivačka industrija na Beogradskoj berzi ukazuje da aktiva (-), tržišna kapitalizacija (+), stopa poverenja (-) i knjigovodstvena vrednost po akciji (+) imaju značajan uticaj na tržišne cene akcija, te se navedene varijable mogu koristiti u predviđanju budućih trendova cena akcija. Kod preduzeća koja pripadaju sektoru K-Finansijska delatnost i delatnost osiguranje glavne determinante cene akcija predstavljaju veličina preduzeća, odnosno aktiva (-) i tržišna kapitalizacija (+), knjigovodstvena vrednost po akciji (+), prinos na aktivu (-), zarada po akciji (+), leveridž (+) i stopa poverenja (-).

Viša F-statistika ukazuje na validnost procenjenog modela. Durbin Watson (D-W) test koji je primenjen na ispitivanje postojanja autokorelacije u seriji podataka otkriva odsustvo autokorelacije kada je njegova vrednost blizu 2. Dakle, rezultati modela daju pouzdane procene. LM test pokazuje da reziduali nisu automatski korelirani. Breusch-Pagan-Godfrei test ne ukazuje na prisustvo značajnog ARCH efekta tj. nema heteroskedastičnosti u podacima uzetim za ispitivanje.

Razumevanje uticaja različitih varijabli na cene akcija je veoma korisno za investitore, jer će im pomoći prilikom donošenja profitabilnih investicionih odluka. Na osnovu dobijenih nalaza predlaže se investitorima da se prilikom donošenja investicionih odluka na Beogradskoj berzi fokusiraju na knjigovodstvenu vrednost po akciji, tržišnu kapitalizaciju i aktivu preduzeća.

Segmentiranje pomoću tehnika klaster analize može biti značajno investitorima u pogledu diverzifikacije sopstvenog portfolia, ali i samim preduzećima kako bi prepoznali svoju poziciju na tržištu. Odabir odgovarajućih kriterijuma za grupisanje preduzeća izvršen je prema rezultatima regresione analize, odnosno prema cenama akcija i njihovim signifikantnim determinantama. Primena ove tehnike pružila je skromne zaključke u pogledu, mogućnosti, oblikovanja profitabilne strategije trgovanja na Beogradskoj berzi.

#### 4.1. Kritički osvrt primenjenih modela cena akcija na tržištu kapitala Srbije

Skromna tradicija emitovanja hartija od vrednosti, plitko, nelikvidno tržište, nedostatak tržišne transparentnosti i visoki transakcioni troškovi predstavljaju zajedničke karakteristike novonastajućih tržišta kapitala, između ostalog, i tržišta kapitala Srbije. Tržišta kapitala u razvoju karakteriše nezadovoljavajuće korporativno upravljanje, manipulacije na tržištu i problem insajderske trgovine. Problem nelikvidnosti velikog broja akcija na Beogradskoj berzi ogleda se u danima bez cenovnih signala, nedostatku stabilnih i visokih dnevnih prometa preduzeća na berzama. Nelikvidnost tržišta kapitala je posledica ne obavljanja osnovne funkcije finansijskog tržišta – prikupljanja kapitala (između

deficitarnih i suficitarnih ekonomskih jedinica) već predstavlja mesto preuzimanja, odnosno mesto privatizacije javnih preduzeća.

Usled prisustva plitkog i nelikvidnog tržišta smanjuje se pouzdanost mera baziranih na primenjenoj regresionoj analizi. Česta trgovina, promena cena akcija (usled većeg trgovanja), uključivanje i većeg broja finansijskih performansi (mikroekonomskih varijabli) preduzeća sa dužim vremenskim periodom posmatranja može poboljšati rezultate istraživanja.

Dobijeni rezultati Beogradske berze ne mogu se generalizovati za sva tržišta u razvoju već je potrebno u daljim analizama obuhvatiti više zemalja u razvoju. Rezultati ovog istraživanja mogu dopuniti postojeću literaturu u vezi sa ovom problematikom i služiti u svrhe komparativne analiza novonastajućih tržišta kapitala.

## ZAKLJUČNA RAZMATRANJA

U doktorskoj disertaciji analizirana je kauzalna veza između makroekonomskih varijabli i cena akcija, kao i berzanskih tržišta u regionu. Analiza posmatranih berzi u regionu obuhvata vremenski opseg istraživanja u periodu od 2008. do 2014. godine. Za određivanje kointegracije i kauzalne veze tržišta akcija i makroekonomskih varijabli, korišćeni su mesečni podaci kako bi bolje sagledali situaciju na tržištu i doprineli kredibilnijim istraživačkim zaključcima. Dobijeni nalazi ukazuju da neke od posmatranih makroekonomskih varijabli dele put dugoročne ravnoteže sa berzama u regionu. Važno je naglasiti da se analiziran uzorak odnosi na period globalne ekonomske krize i njegove impulse na posmatrane ekonomije. Ovakve rezultate potvrđuju i testovi stabilnosti modela. Naime, modeli dobijeni za period od 2008. do 2014. godine, ne predstavljaju najbolje primere stabilnih modela. Kod svih modela se javljaju veće ili manje oscilacije, koje ostaju u granicama značajnosti (izuzetak Hrvatske i Makedonije čiji modeli izlaze iz okvira značajnosti za određeni period), ali znatno iznad nule. Ovakvi rezultati ne iznenađuju, jer nestabilnost modela proizilazi, upravo, iz velikih oscilacija u podacima koje su karakteristične za posmatrani (krizni) period istraživanja. Važno je istaći da su dobijeni nalazi uticaja pojedinih makroekonomskih varijabli na cene akcija u zemljama u regionu potvrdila teoretska i empirijska shvatanja.

Kao ključne implikacije ovih nalaza mogu se izdvojiti:

(i) Prisutne kalendarske anomalije (efekat dana u nedelji, efekat meseca) i efekat veličine preduzeća na posmatranim berzama u regionu;

- Nalazi sprovedenog istraživanja za anomalije – *efekat dana u nedelji* ukazuju da su prinosi na berzama u regionu niži (statistički signifikantno negativne stope prinosa) početkom radne nedelje u odnosu na kraj nedelje. Sve berze u emergentnim ekonomijama, izuzev Sofijske i Sarajevske berze, zabeležile su prisustvo anomalije – efekat dana u nedelji u posmatranom periodu.
- Anomalija *januarski efekat* prisutna je u posmatranom periodu na Makedonskoj berzi, koja beleži više stope povrata početkom godine u odnosu na kraj godine. Međutim, analiza statistički signifikantnih prinosa svih kalendarskih meseci u toku godine, za period od 2008. do 2014. godine, ukazuje na prisustvo kalendarskih anomalija na Makedonskoj, Montenegro, Sofijskoj, Beogradskoj, Zagrebačkoj berzi, dok Bukureštanska, Sarajevska i Banjalučka berza ne beleže prisustvo efekta kalendarskog meseca. Nalazi sprovedenog istraživanja potvrđuju novija shvatanja, da tradicionalni januarski efekat bleđi, nestaje sa protokom vremena, ali se uočava prisustvo *novembarskog efekta*. Naime, niža, statistički signifikantna, stopa prinosa zabeležena je na Beogradskoj, Montenegro, Zagrebačkoj i Makedonskoj berzi u novembru (kraj godine) u odnosu na ostale mesece u kalendarskoj godini. Stoga se sa pravom postavlja pitanje, da li je novembarski efekat zamenio tradicionalni januarski efekat na posmatranim berzama u regionu?
- Efekat malih firmi ukazuje, na osnovu sprovedene multivarijantne analize, da preduzeća na Beogradskoj berzi koja komponuju berzanski indeks BELEX15 i BELEXline, kao i preduzeća iz sektora Prerađivačka industrija i sektora Finansijska delatnost i delatnost osiguranje, potvrđuju pretpostavku da mala preduzeća (mereno veličinom aktive) imaju više cene akcija u odnosu na velika preduzeća. Time je potvrđeno još jedno prisustvo anomalija na Beogradskoj berzi – anomalija *veličine*



*preduzeća* koja polazi od pretpostavke da ulaganje u akcije malih preduzeća daje veće prinose od investiranja u veća preduzeća.

(ii) Postoji ekvilibrijumska, odnosno dugoročna veza cena (tržišta) akcija i makroekonomskih varijabli u posmatranim zemljama u regionu;

Nalazi ukazuju na postojanje dugoročne usklađenosti između cena akcija i makroekonomskih varijabli u svim posmatranim zemljama u regionu. Postojanje kointegracije među posmatranim varijablama je predstavljalo uslov za analizu njihove međuzavisnosti. Nalazi ukazuju da kointegrirane varijable mogu kratkoročno da odstupaju od svojih odnosa (putanja), ali dugoročno se kreću u okvirima njihove ravnoteže.

Rezultati testa ukazuju da modeli za Sarajevsku i Bukureštansku berzu predstavljaju najstabilnije modele na tržištima kapitala u regionu. Najmanje stabilni modeli su oni koji predstavljaju hrvatsko i makedonsko tržište. Veće odstupanje za predviđanje javlja se na Zagrebačkoj berzi u periodu od trećeg kvartala 2009. do drugog kvartala 2011. godine, a ostatak posmatranog perioda je u granicama značajnosti. Kumulativna suma grešaka predviđanja za model na Makedonskoj berzi beleži odstupanja u četvrtom kvartalu 2009. godine, ali se za ostatak posmatranog perioda nalazi u granicama značajnosti. Zaključuje se da je primenjeni model vektorske ravnotežne greške stabilan u većini posmatranih zemalja u regionu.

(iii) investitori na berzama u regionu treba da sagledaju sistematske rizike prilikom strukturiranja portfolia i strategije diverzifikacije zbog postojanja integrisanosti (zavisnosti) posmatranih finansijskih tržišta u regionu;

- Rezultati ukazuju da je investiciona percepcija Beogradske berze mešavina posmatranih berzanskih tržišta u regionu. Stoga investitori koji su zainteresovani za ulaganje na Beogradskoj berzi treba da posvete pažnju i kretanjima na berzama u regionu.

(iv) poznavanje dugoročnih i kratkoročnih efekata makroekonomskih varijabli na tržište (cene) akcija omogućuje kreatorima ekonomske politike u regionu da formulišu strategije minimiziranja fluktuacija u berzanskim cenama. Interpretacijom modela vektorske ravnotežne greške, naglašeno je da:

- Promene cene zlata u svetu imaju najjači (negativan) uticaj na cene akcija na Beogradskoj berzi bez obzira na vremenski okvir (u dugom i kratkom roku).
- Promene cene zlata u svetu imaju najjači (negativan) uticaj na cene akcija na Sarajevskoj berzi u dugom roku, ali nije statistički signifikantan.
- Promene cene zlata u svetu imaju najjači (negativan) uticaj na cene akcija na Sofijskoj berzi bez obzira na vremenski okvir (u dugom i kratkom roku).
- Promene stope inflacije u Crnoj Gori i promena cene zlata u svetu, imaju najjači uticaj na cene akcija na Montenegro berzi bez obzira na vremenski okvir (u dugom i kratkom roku). Promene stopi inflacije imaju pozitivan efekat na cene akcija, dok promene cene zlata beleže negativan efekat na cene akcija.
- Promene ponude novca (monetarnog agregata) u Hrvatskoj, promene cene zlata u svetu, promene domicilnih kamatnih stopa, respektivno, imaju najjači uticaj na cene akcija na Zagrebačkoj berzi bez obzira na vremenski okvir (u dugom i kratkom roku). Promene u ponudi novca i kamatnim stopama beleže pozitivne efekte na cene akcija, dok promene cene zlata beleže negativne efekte na cene akcija.

- Promene kamatnih stopa u Makedoniji i promene cene zlata u svetu, respektivno, imaju najjači uticaj na cene akcija na Makedonskoj berzi bez obzira na vremenski okvir (u dugom i kratkom roku). Promene kamatnih stopa imaju pozitivan efekat na cene akcija, dok je odgovor cena akcija na promene cene zlata u svetu negativan.
- Promene deviznog kursu u Rumuniji i promene indeksa industrijske proizvodnje, respektivno, imaju najjači uticaj na cene akcija na Bukureštanskoj berzi bez obzira na vremenski okvir (u dugom i kratkom roku). Odgovor cena akcija na impulse deviznog kursa je negativan, dok je na promene indeksa industrijske proizvodnje odgovor pozitivan.
- Takođe, analiza nalaza funkcije impulsivnog odziva i dekompozicije varijanse može da pomogne u razumevanju dinamičke veze tržišta akcija i posmatranih makroekonomskih varijabli za predstavljeni period do dve godine.

Dobijeni nalazi predstavljaju i svojevrsnu dopunu postojećeg korpusa saznanja o postojanju dugoročne usklađenosti cena akcija i makroekonomskih varijabli, kao i njihove dinamičke veze.

i (v) postoji statistički signifikantan efekat specifičnih faktora (performansi) preduzeća na cene akcija preduzeća na Beogradskoj berzi.

- Rezultati regresione analize ukazuju da su aktiva (-), knjigovodstvena vrednost akcije (-) i tržišna kapitalizacija (+) imale statistički značajan efekat na cene akcija kod svih analiziranih preduzeća na Beogradskoj berzi u periodu od 2008. do 2014. godine.
- Signifikantan uticaj na cene akcija preduzeća, koja ulaze u sastav berzanskog indeksa BELEX15 imaju aktiva (-), tržišna kapitalizacija (+), knjigovodstvena vrednost akcije (+) i leveridž (+). Sa druge strane glavne determinante kompanija koja ulaze u sastav berzanskog indeksa BELEXline su aktiva (-), tržišna kapitalizacija (+), knjigovodstvena vrednost akcije (+) i zarada po akciji (+).
- Analiza rezultata preduzeća, koja pripadaju sektoru C – Prerađivačka industrija, na Beogradskoj berzi ukazuje da aktiva (-), tržišna kapitalizacija (+), stopa poverenja (-) i knjigovodstvena vrednost akcije (+) imaju uticaj na tržišne cene akcija za posmatrani period.
- Kod preduzeća koja pripadaju sektoru K – Finansijske delatnosti i delatnost osiguranje ključne efekte na cene akcija imaju veličina preduzeća, odnosno aktiva (-) i tržišna kapitalizacija (+), knjigovodstvena vrednost po akciji (+), prinos na aktivu (-), zarada po akciji (+), leveridž (+) i stopa poverenja (-).

Glavni nalazi istraživanja u doktorskoj disertaciji upućuju na zaključak o neefikasnost tržišta kapitala u regionu, jer je primenom modela uočen sistematski obrazac kretanja cena (prinosa) akcija, postojanje dugoročne usklađenosti između tržišta akcija i makroekonomskih varijabli, kao i mogućnost predviđanja cena (prinosa) akcija. Dobijeni nalazi nisu u skladu sa pretpostavkama (hipotezom) efikasnosti tržišta kapitala, ali podržavaju rezultate prethodnih istraživanja i potvrđuju opštu i posebne pretpostavke u ovom radu.

Kada je u pitanju generalizacija rezultata, za sva tržišta kapitala u odabranim zemljama u regionu, prisutan je uticaj globalnih makroekonomskih faktora na cene akcija, kao i da forma efikasnosti tržišta kapitala zbog mogućnosti predviđanja i postojanja brojnih anomalija nije zadovoljena. Međutim, da bi tržišta kapitala postala cenovno efikasna nije

dovoljno postojanje pravne regulative, već smanjenje navika tržišnih učesnika, a za to je neophodan duži vremenski period.

Kreatori ekonomske politike moraju obratiti više pažnje na šokove u ceni nafte i ceni zlata u svetu, naročito u slučaju posmatranih zemalja u razvoju. Analizirane zemlje predstavljaju reprezentativne zemlje uvoznice nafte, te rast cena nafte dovodi do većih troškova proizvodnje. Sa druge strane rast cene zlata doprinosi činjenici da investitori ulažu manje u akcije što se odražava na pad cene vlasničkih finansijskih instrumenata. U periodu nestabilnosti tržišta investitori, u panici, imaju tendenciju da isele rizičnu aktivu, kao što su akcije, i da investiraju svoja sredstva u sigurnu imovinu, kao što je zlato.

Nalazi istraživanja dovela su do afirmacije i potvrde opšte i posebnih hipoteza doktorske disertacije.

Kao što je navedeno, kreatori ekonomske politike moraju pažljivo razmatrati intenzitet globalnih makroekonomskih faktora (cene zlata i cene nafte na svetskom tržištu), jer je njihov uticaj u kratkom i dugom roku značajan na tržištima kapitala u regionu. Na osnovu dobijenih kvantitativnih nalaza, prva pomoćna hipoteza (H1) je delimično potvrđena. Ova pretpostavka ističe da je uticaj internih makroekonomskih faktora jači od uticaj globalnih (eksternih) makroekonomskih faktora. Međutim, na osnovu dobijenih nalaza u doktorskoj disertaciji, evidentno je da je odgovor cena akcija na šokove u ceni nafte pozitivan, dok je na šokove u ceni zlata, stalno, negativan. Signifikantan, negativan uticaj cene zlata na cenu akcija zabeležen je u većini posmatranih zemljama u regionu (izuzetak Bosna i Hercegovina i Rumunija).

Kointegracija između berzi u regionu odbacuje hipotezu efikasnosti tržišta, jer poznavanje informacija o drugim tržištima doprinosi predviđanju budućih cena akcija na domicilnoj berzi, te se u radu potvrđuje druga pomoćna hipoteza (H2). Postojanje kointegracije (međuzavisnosti) između berzi u regionu ukazuje na zajednički trend cena akcija, odnosno izloženost sličnim faktorima rizika.

Razumevanje uticaja različitih (specifičnih faktora) performansi preduzeća na cenu akcija je veoma korisno za investitore, jer predstavlja osnovu prilikom donošenja profitabilnih investicionih odluka. Na osnovu dobijenih nalaza predlaže se investitorima da se, prilikom donošenja investicionih odluka na Beogradskoj berzi, fokusiraju na knjigovodstvenu vrednost akcija, tržišnu kapitalizaciju i aktivu (veličinu preduzeća) kao ključne determinante cena (prinos) akcija. Optimalni model za tržište akcija na primeru berzanskih indeksa Beogradske berze ne može biti korišćen da objasni cene akcija pojedinih sektora. U dobijenim nalazima sektor Prerađivačka industrija i sektor Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja osetljivi su na različite korporativne performanse. Stoga je neophodno za svaki sektor razviti model volatilnosti cena akcija. Za investitore je važno da pažljivo razumeju sektore i kako oni reaguju na promene performansi preduzeća prilikom investiranja na berzi. Na osnovu kvantitativne analize posmatranih performansi preduzeća primetan je njihov statistički signifikantan efekat na tržišne cene akcija kompanija listiranih na Beogradskoj berzi, te se nedvosmisleno potvrđuje treća pomoćna hipoteza (H3).

Shodno nepovoljnom stanju osnovnih karakteristika vremenskih serija podataka koji su istraženi i prezentovani u doktorskoj disertaciji (zadebljani repovi, prisutna asimetričnost u raspodeli prinosa, prinosi nisu normalno distribuirani, heteroskedastičnost) ovi modeli su

uspeli odlično da „uhvate” dinamiku procesa generisanja volatilnosti na finansijskim tržištima zemalja u razvoju, a naročito raduje njihova aplikativnost na tržištu kapitala u Srbiji. Iako su proučavana tržišta u regionu nelikvidna, odnosno jednom rečju cenovno neefikasna, istraživanjima sprovedenim u doktorskoj disertaciji dokazano je da se i na takvim tržištima može vršiti modeliranje, odnosno prognoza volatilnosti. Rezultati istraživanja impliciraju mogućnost sagledavanja ove problematike preko modelovanja uticaja fundamentalnih makroekonomskih varijabli na tržištu kapitala u odabranim zemljama u regionu koja potporu imaju u češćim modeliranjima (primeni modela) na razvijenim tržištima kapitala, te je opšta hipoteza ( $H_0$ ) u radu potvrđena. U disertaciji je razvijen model sposoban da objasni nestabilnost tržišta akcija u regionu.

Međutim, dodatno testiranje dugoročne uzročnosti cena akcija i makroekonomskih varijabli putem modela autoregresivne distribucije kašnjenja, može predstavljati istraživački izazov za dalja istraživanja.

## LITERATURA

1. Acikalin, S., Aktas, R. & Unal, S. (2008). Relationships Between stock markets and macroeconomic variables: An empirical analysis of the Istanbul Stock Exchange. *Investment Management and Financial Innovations*, 5(1), 8-16.
2. Adam, A.M. & Tweneboah, G.(2008). Macroeconomic Factors and Stock Market Movement: Evidence from Ghana. *MPRA Paper No.11256*. <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/11256/>
3. Adelegan, O.J. (2008). *Can regional cross-listings accelerate stock market development? Empirical evidence from Sub-Saharan Africa* (No. 2008-2281). International Monetary Fund.
4. Afzal, N. & Hossain, S.S. (2011). An Empirical Analysis of the Relationship Between Macroeconomic Variables and Stock Prices in Bangladesh, *Bangladesh Development Studies*, 34(4), 95-105.
5. Aggarwal, R. & Rivoli, P. (1989). Seasonal and day-of-the-week effects in four emerging stock markets. *Financial Review* 24(4), 541-550.
6. Agrawal, G., Srivastav, A. K. & Srivastava, A. (2010). A study of exchange rates movement and stock market volatility. *International Journal of Business and Management*, 5(12), 62-73.
7. Akar C. (2011). Dynamic Relationship Between the Stock Exchange, Gold and Foreign Exchange Returns in Turkey. *Middle Eastern Finance and Economics* , 12, 109-115.
8. Akbar, M., Ali, S. & Khan, M.F. (2012). The relationship of stock prices and macroeconomic variables revisited: Evidence from Karachi stock exchange. *African Journal of Business Management*, 6(4), 1315-1322.
9. Alam, M.D. & Uddin, G.S. (2009). Relationship Between Interest Rate and Stock Price: Empirical Evidence from Developed and Developing Countries. *International Journal of Business and Management*, 4(3), 43-51.
10. Alatiq, S. & Fazel, S. (2008). Can money supply predict stock prices. *Journal for Economic educators*, 8(2), 54-59.
11. Alexander C. (2008). *Value at Risk Models*, John Wiley & Sons Ltd, Chichester
12. Ali, H. (2014). Impact of Interest Rate on Stock Market; Evidence from Pakistani Market. *IOSR Journal of Business and Management*, 16(1), 64-69.
13. Ali, M.B. & Chowdhury, T.A. (2010). Effect of Dividend on Stock Price in Emerging Stock Market: A Study on the Listed Private Commercial Banks in DSE. *International Journal of Economics and Finance*, 2(4), 52-64.
14. Allen, D.E. & Rachim, V.S. (1996). Dividend policy and stock price volatility: Australian evidence. *Applied financial economics*, 6(2), 175-188.
15. Almunani M.A. (2014). Determinants of Equity Share Prices of the Listed Banks in Amman Stock Exchange: Quantitative Approach. *International Journal of Business and Social Science*,5(1), 91-104.
16. Al-Sharkas, A. (2004). The dynamic relationship Between macroeconomic factors and the Jordanian stock market. *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*,1(1), 97-114.
17. Amarasinghe, A. (2015). Dynamic Relationship Between Interest Rate and Stock Price: Empirical Evidence from Colombo Stock Exchange. *International Journal of Business and Social Science*, 6,(4), 92-97..
18. Anđelković, G., Đaković, V. & Sujić, M. M. (2012). An empirical evaluation of value-at-risk: the case of the Belgrade stock exchange index - BELEX15. *Industrija*, 40 (1), 39-60.
19. Ang A., Goetzmann, W. & Schaefer, S. (2011). Review of the Efficient Market Theory and Evidence: Implications for Active Investment Management. *Foundations and Trends in Finance*, 5(3), 157-242.

20. Anwaar, M. (2016). Impact of Firms' Performance on Stock Returns (Evidence from Listed Companies of FTSE-100 Index London, UK). *Global Journal of Management and Business Research*, 16 (1), 31-39.
21. Attah-Botchwey, E. (2014). The impact of dividend payment on share price of some selected listed companies on the Ghana Stock Exchange. *International Journal of Humanities and Social Science*, 4(9), 179-190.
22. Aurangzeb, D. (2012). Factors Affecting Performance of Stock Market: Evidence from South Asian Countries. *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, 2(9), 1-15.
23. Bai, Z. (2014). Study on the Impact of Inflation on the Stock Market in China. *International Journal of Business and Social Science*, 5(7-1), 261-271.
24. Baker, H.K. (1996). Trading Location and Liquidity: An analysis of U.S. Dealer and Agency Markets for Common Stocks. *Financial Markets, Institutions & Instruments*, 5(4), 1-51.
25. Banz, R.W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, 9(1), 3-18.
26. Barakat, A. (2014). The impact of financial structure, financial leverage and profitability on industrial companies shares value (Applied study on a sample of saudi industrial companies). *Research Journal of Finance and Accounting*, 5(1), 55-66.
27. Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Levine, R. (2000). A new database on the structure and development of the financial sector. *The World Bank Economic Review*, 14(3), 597-605.
28. Beckers, S., Connor, G. & Curds, R. (1996). National versus global influences on equity returns. *Financial Analysts Journal* 52 (2), 31-39.
29. Bildik, R. (1999). Calendar Effect in Istanbul Stock Market. *Journal of Financial Economic*, 75 (2), 283-317.
30. Black, F. (1972). Capital market equilibrium with restricted borrowing. *Journal of Business*, 45(3), 444-454.
31. Bosupeng, M. (2014). Sensitivity Of Stock Prices To Money Supply Dynamics. *International Journal of Novel Research in Marketing Management and Economics*, 1(1), 58-65.
32. Brzaković, T. (2005). Proces investiranja i investicione strategije na tržištu kapitala. *Bankastvo*, 34(9-10), 30-38.
33. Chan, L. K., Hamao, Y. & Lakonishok, J. (1990). Fundamentals and stock returns in Japan/*BEBR No. 1664. BEBR faculty working paper; no. 90-1664.*
34. Choi, K.H. & Yoon, S.M. (2015). The Effect of Money Supply on the Volatility of Korean Stock Market. *Modern Economy*, 6, 535-543. <http://dx.doi.org/10.4236/me.2015.65052>
35. Chughtai, A.R., Azeem, A. & Ali, S. (2014). Determining the Impact of Dividends, Earnings, Invested Capital and Retained Earnings on Stock Prices in Pakistan: An Empirical Study. *International Journal of Financial Management*, 4(1) 74-81.
36. Condoyanni L., O'Hanlon, J. & Ward, C. (1987). Day of the week effects on stock returns: International evidence. *Journal of Business, Finance & Accounting*, 14(2), 159-174.
37. Cvetković, T. (2007). The market efficiency of the stock market in Serbia. [Dissertation (University of Nottingham only)] (Unpublished)
38. Dash, M. & Rao, R. (2009). Asset Pricing Models in Indian capital markets. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1666925>
39. Dehuan, J. & Jin, Z. (2008). Firm Performance and Stock Returns: An Empirical Study of the Top Performing Stocks Listed on Shanghai Stock Exchange. *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, 12(1), 79.
40. Dhankar, R.S. & Singh, R. (2005). Arbitrage Pricing Theory and the Capital Asset Pricing Model: Evidence from the Indian Stock Market. *Journal of Financial Management & Analysis*, 18(1), 14-27.
41. Diaconasu, D.E., Mehdian, S. & Stoica, O. (2012). An examination of the calendar anomalies in the Romanian stock market. *Procedia Economics and Finance* 3, 817-822
42. Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49 (4), 1057-1072

43. Döpke, J. & Pierdzioch, C. (1999). Financial market volatility and inflation uncertainty: An empirical investigation, (No. 913), Kiel Working Paper, Institut für Weltwirtschaft (IfW), Kiel, 1-13.
44. Džaja, J. & Aljinović, Z. (2013). Testing CAPM model on the Emerging markets on the Central and Southeastern Europe. *Croatian Operational Research Review*, 4(1), 164-175.
45. Easterbrook, F. (1984). Two Agency Cost Explanations of Dividends. *American Economic Review*, 74(4), 650-659
46. El Wassal, K.A. (2013). The Development of Stock Markets: In Search of a Theory. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 3(3), 606-624.
47. Engle, R. F., & Granger, W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55 (2), 251-276.
48. Fama, E. & French, K. (1988). Permanent and temporary components of stock prices. *Journal of Political Economy*, 96(2), 246-273.
49. Fama, E.F. & French, K.R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 47(2), 427-465.
50. Fama, E.F. (1965). The behavior of stock-market prices. *The journal of Business*, 38(1), 34-105.
51. Fama, E.F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, 25, 383-417.
52. Fama, E.F. (1981). Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money. *American Economic Review*, 71(4), 545-565.
53. Fama, F.E. & Macbeth, J.D. (1973). Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636.
54. Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest*. New York: Macmillan.
55. Forson, J.A. & Janrattanagul, J.(2014). Selected Macroeconomic Variables and Stock Market Movements: Empirical evidence from Thailand. *Contemporary economics*, 8(2), 154-174. DOI:10.5709/ce.1897-9254.138
56. Gan, C., Lee, M., Yong, H.H.A. & Zhang, J. (2006). Macroeconomic Variables and Stock Market Interactions: New Zealand Evidence. *Investment Management and Financial Innovations*, 3 (4), 89-101.
57. Gibbons, M. R. (1982). Multivariate Test of Financial Models: A New Approach. *Journal of Financial Economics*, 10(1), 3-27.
58. Gjerde, Ø. & Sættem, F. (1999). Causal relations among stock returns and macroeconomic variables in a small, open economy. *Journal of International Financial Markets Institutions and Money*, 9, 61-74.
59. Gordon, M.J. (1962). The Savings Investment and Valuation of a Corporation. *Review of Economics and statistics*, 44 (1), 37-51.
60. Gottwald, R. (2015). The Relationship among Stock Prices, Inflation and Money Supply in the United States, *Vedecký časopis Finančné trhy*, Bratislava, Derivat 2.
61. Graham, B. & Dodd, L.D. (2009). *Security Analysis*, McGraw-Hill Inc., New York
62. Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438
63. Halsey, R.F. (2001). Using the residual-income stock price valuation model to teach and learn ratio analysis. *Issues in Accounting Education*, 16(2), 257-272.
64. Har, W.P. & Ghafar, M.A.A. (2015). The Impact of Accounting Earnings on Stock Returns: The Case of Malaysia's Plantation Industry. *International Journal of Business and Management*, 10(4), 155-165. doi:10.5539/ijbm.v10n4p155
65. Harris, R.D. (1997). Stock Markets and Development: A Re-assessment. *European Economic Review*, 41(1), 139-146.
66. Hasan, A. & Javed, M.T. (2009). An Empirical Investigation of the Causal Relationship among Monetary Variables and Equity Market Returns. *The Lahore Journal of Economics*, 1(1), 115-137.
67. Hunjra, A. I., Chani, M. I., Shahzad, M., Farooq, M. & Khan, K. (2014). The Impact of Macroeconomic Variables on Stock Prices in Pakistan. *International Journal of Economics and Empirical Research*, 2(1), 13-21.

68. Hussainey, K. & Ngoc, L.K. (2009). The impact of macroeconomic indicators on Vietnamese stock prices. *The Journal of Risk Finance*, 10(4), 321-332.
69. Hussainey, K., Oscar Mgbame, C. & Chijoke-Mgbame, A. M. (2011). Dividend policy and share price volatility: UK evidence. *The Journal of risk finance*, 12(1), 57-68.
70. Ibrahim, M.H. (2006). Stock prices and bank loan dynamics in a developing country: The case of Malaysia. *Journal of Applied Economics*, 9(1), 71-89.
71. Issah, O. & Ngmenipuo, I.M. (2015). An empirical study of the relationship between profitability ratios and market share price of publicly traded banking financial institutions in Ghana. *International Journal of Economics, Commerce and Management*, 3(12), 27-42.
72. Ivanov, I., Lomeov, B. & Bogdanova, B. (2012). Investigation of the market efficiency of emerging stock markets in the East-European region. *International Journal of Applied Operational Research*, 2 (2), 13-24.
73. Jensen, M.C. (1986). Agency Cost of Free Cash Flows, Corporate Finance and Takeovers. *The American Economic Review*. 76 (2), 323-329.
74. Jeremić, Z., Terzić, I. & Milojević, M. (2016). Procena i validacija VAR modela na tržištu kapitala u Srbiji u periodu od 2005. do 2015. godine. *Bankarstvo*, 45 (1), 14-41.
75. Johansen S.(1988) Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254 .
76. Johansen, S. (1995). Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models. *OUP Catalogue*.
77. Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 52(2), 169-210.
78. Jović, V. (2012). Finansijska i tržišna analiza portfolio investiranja, Master rad, Beograd: Univerzitet Singidunum
79. Kadioglu, E., Telçeken, N. & Ocal, N. (2015). Market reaction to dividend announcement: Evidence from Turkish stock market. *International Business Research*, 8(9), 83-94.
80. Kearney, C. & Daly, K. (1998). The causes of stock market volatility in Australia. *Applied Financial Economics*, 8, 597-605.
81. Khalid, A.M. & Kawai, M.(2003). Was financial market contagion the source of economic crisis in Asia?: Evidence using a multivariate VAR model. *Journal of Asian Economics*, 14(1), 131-156.
82. Khan, K.I. (2012). Effect of Dividends on Stock Prices—A Case of Chemical and Pharmaceutical Industry of Pakistan. *Management*, 2 (5), 141-148. doi: 10.5923/j.mm.20120205.02.
83. Kiran M.C. & Chalam, G.V. (2015). Equity share price determinants – An Empirical Analysis (An Empirical Analysis on select Steel Companies in India). *Indian Journal of applied research*, 5(1), 79-83.
84. Kiran M.C. & Chalam, G.V. (2015). Financial determinants of equity share prices: An empirical analysis study with reference to selected companies listed on Bombay Stock exchange. *International Journal of Applied Financial Management Perspectives -Pezzottaite Journals*, 4(2), 1761-1769.
85. Kodithuwakku, S. (2016). Impact of Firm Specific Factors on the Stock Prices: A Case Study on Listed Manufacturing Companies in Colombo Stock Exchange. *International Journal for Research in Business, Management and Accounting*, 2 (3), 67-76.
86. Kumalić, I. (2013). Razvijenost finansijskog tržišta u Bosni i Hercegovini. *Časopis za ekonomiju i tržišne komunikacije*, 3(1), 57-72. doi: 10.7251/EMC1301057K
87. Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics* 54, 159-178.
88. Levine, R. & Zervos, S. (1998). Stock Markets, Banks, and Economic Growth. *American Economic Review*, 88(3), 537-558.
89. Liljebloom, E. & Stenius, M. (1997). Macroeconomics volatility and stock market volatility: empirical evidence on Finnish data. *Applied Financial Economics*, 7(4) 419-426.



90. Lin, J. & Sung, J. (2014). Assessing the Graham's Formula for Stock Selection: Too Good to Be True? *Open Journal of Social Sciences*, 2, 1-5. <http://dx.doi.org/10.4236/jss.2014.23001>
91. Lintner J. (1962). Dividends, earnings, leverage, stock prices and supply of capital to corporations. *The Review of Economics and Statistics*, 44 (3), 243-269.
92. Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13-37.
93. Lo, A.W. (2004). The adaptive markets hypothesis: Market efficiency from an evolutionary perspective. *Journal of Portfolio Management*, 30(5), 15-29.
94. Lo, A.W. (2005). Reconciling efficient markets with behavioral finance: The adaptive markets hypothesis. *Journal of Investment Consulting*, 7(2), 21-44.
95. Lučić, Lj. (2007). Monetarni transmisaoni mehanizam i strategije monetarne politike. *Bankarstvo*, 36(1-2), 34-49.
96. Maghayereh, A. (2003). Causal Relations among Stock Prices and Macroeconomic Variables in the Small, Open Economy of Jordan. *JKAU: Econ. & Adm.*, 17 (2), 3-12.
97. Maheen, J. & Naeem, U. (2013). Impact of Foreign Exchange rate on stock prices. *IOSR Journal of Business and Management (IOSR-JBM)*, 7 (3), 45-51.
98. Maitah, M., Khudoykulov, K., Amonov, K. & Burkhanov, U. (2015). Verifying Capital Asset Pricing Model in Greek Capital Market. *Asian Social Science*, 11(16), 55-61. <http://dx.doi.org/10.5539/ass.v11n16p55>
99. Markowitz, H.M. (1959). *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*. New York: John Wiley & Sons.
100. Masum, A. (2014). Dividend policy and its impact on stock price—A study on commercial banks listed in Dhaka stock exchange. *Global Disclosure of Economics and Business*, 3 (1), 9-20.
101. Masum, AA. (2014). Dividend Policy and Its Impact on Stock Price – A Study on Commercial Banks Listed in Dhaka Stock Exchange. *Global Disclosure of Economics and Business*, 3(1), 9-17.
102. Maysami, R.C., Howe, L.C. & 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*, 24, 47-77.
103. Menaje, P.M. & Placido, M. (2012). Impact of selected financial variables on share price of publicly listed firms in the Philippines. *American International Journal of Contemporary Research*, 2(9), 98-104.
104. Michailidis, G., Tsopoglou, S., Papanastasiou, D. & Mariola, E. (2006). Testing the Capital Asset Pricing Model (CAPM): The Case of the Emerging Greek Securities Market. *International Research Journal of Finance and Economics*, 4, 78-91.
105. Miletić, M. (2011). Stock price reaction to dividend announcement in Croatia. *Ekonomski istraživanja/ Economic Research*, 24(3), 147-156.
106. Miller M. H and Modigliani F. (1961). Dividend policy, growth and the valuation of shares. *The Journal of Business*, 34 (4), 411-433.
107. Miller, J.I. & Ratti, R.A. (2009). Crude Oil and stock markets: Stability, instability, and bubbles. *Energy Economics*, 31(4), 559-568.
108. Milošević Avalović, S. & Milenković, I. (2017) Impact of company performances on the stock price: An empirical analysis on select companies in Serbia, *Journal Economics of Agriculture*, 64 (2), 561-570.
109. Milošević Avalović, S. (2017). Empirijsko istraživanje: Karakteristike tržišta kapitala u zemljama u regionu, *Anali Ekonomskog fakulteta u Subotici*, 53 (37), 155-168.
110. Milošević Avdalović S. & Milenković, I. (2017). January Effect on Stock Returns: Evidence from emerging Balkan equity markets. *Industrija*, 45(4), 7-21.
111. Milošević Avdalović, S. & Milenković, I. (2016). Merenje relativnog razvoja tržišta kapitala u zemljama u regionu. *Ekonomski pogledi*, 18(3), 1-12.
112. Mishkin F.S. & Eakins, S.G. (2005). *Finansijska tržišta i institucije*, MATE, Zagreb
113. Mishra, K. A. (2004). Stock Market and Foreign Exchange market in India: Are they related? *South Asia Economic Journal*, 5(2), 209-232.
114. Mishra, P.K., Das, J.R. & Mishra, S.K. (2010). Gold price volatility and stock market returns in India. *American Journal of Scientific Research*, 9, 49-55.

115. Mladenović, Z. & Nojković, A. (2012). Primenjena analiza vremenskih serija. Centar za izdavačku delatnost Ekonomskog fakulteta, Beograd.
116. Monjazebe, M. & Shakerian, M.S. (2014). The effects of gold price and oil price on stock return the Banks in Iran. *Oman Chapter of Arabian Journal of Business and Management Review*, 3(10), 86-91.
117. Mossin, J. (1966). Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34 (4), 768 -783.
118. Mousa, S.N., Alsafi, W., Hasonah, A. & Abo-orabi, M.M. (2012). The relationship Between inflation and stock prices (A Case of Jordan). *IJRRAS*, 10(1), 46-52.
119. Muhamed, N.M.N. & Rahman, N.M.N.A. (2010). Efficient market hypothesis and market anomaly: Evidence from day-of-the week effect of Malaysian exchange. *International Journal of Economics and Finance*, 2 (2), 35-42.
120. Mukherjee, T.K. & Nakka, A. (1995). Dynamic relations Between macroeconomic variables and the Japanese stock market: An application of a vector error correction model. *The Journal of Financial Research*, 18(2), 223-237.
121. Mylonakis, J. & Tserkezos, D. (2008). The January effect results in Athens Stock Exchange (ASE). *Global Journal of Finance and Banking Issues*, 2(2), 44-55.
122. Nguyen, T.D. (2010). Arbitrage pricing theory: Evidence from an emerging stock market. DEPOCEN, Working paper Series No. 2010/03
123. Nirmala, P.S., Sanju, P.S. & Ramchandran, M. (2011). Determinants of Share Prices in India. *Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences* 2(2), 124 – 130.
124. Oke, B.O. (2013). Capital Asset Pricing Model (CAPM): Evidence from Nigeria. *Research Journal of Finance and Accounting*, 4(9), 17-26.
125. Olufisayo, A.O. (2013). Stock Prices and Inflation: Evidence from Nigeria. *American Journal of Economics*, 3(6), 260-267.
126. Ordu, M.M. & Enekwe, C.I. & Anyanwaokoro, M. (2014). Effect of Dividend Payment on the Market Price of Shares: A Study of Quoted Firms in Nigeria. *IOSR Journal of Economics and Finance*, 5(4), 49-62.
127. Ozcan, A. (2012). The Relationship Between Macroeconomic Variables and ISE Industry Index. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 2(2), 184-189.
128. Palant, J. (2009). SPSS: Priručnik za preživljavanje – Postupni vodič kroz analizu podataka pomoću SPSS-a za Windows, Beograd, mikro knjiga.
129. Papapetrou, E. (2001). Oil price shocks, stock market, economic activity and employment in Greece. *Energy Economics* 23 (5), 511–532.
130. Park, J. & Ratti, R.A. (2008). Oil price shocks and stock markets in the US and 13 European countries. *Energy Economics*, 30 (5), 2587-2608.
131. Patel, J.B. (2016). The January Effect Anomaly Reexamined In Stock Returns. *Journal of Applied Business Research*, 32(1), 317-324.
132. Pesaran, M.H. & Shin, Y. (1997). An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis. A revised version of a paper presented at the Symposium at the Centennial of Ragnar Frisch, The Norwegian Academy of Science and Letters, Oslo, March 1995.
133. Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 336-346.
134. Phuyal, N. (2016). Can Macroeconomic Variables Explain Long Term Stock Market Movements? A Study of Nepali Capital Market. *Journal of Business and Management Research*, 1(1), 26-38. <http://dx.doi.org/10.3126/jbmr.v1i1.14549>
135. Prechter, R.R. (2007). The basics of the Elliott wave principle. Published by New classics library a division of Elliott Wave International, Gainesville, USA, 1-46.
136. Purnamawati, I.G.A. (2016). The effect of capital structure and profitability on stock price (Study of the manufacturing sector in Indonesia stock). *International Journal of Business, Economics and Law*, 9 (1), 10-16.
137. Radivojević, N., Milojković, D. & Đurčić, N. (2015). Aplikativnost neparametarskih modela istorijske simulacije na tržištima u nastajanju, *Poslovna ekonomija*, 2, 89-106.
138. Rahman, M. & Mustafa, M. (2008). Influences of Money Supply and Oil Price on U.S. Stock Market. *North American Journal of Finance and Banking Research*, 2 (2), 1-12.

139. Raj, J & Dhal, S. (2008). Integration of India's stock market with global and major regional markets, *BIS Papers No 42*, 202-236.
140. Ratanapakorn, O. & Sharma, S.C. (2007). Dynamic analysis Between the US stock returns and the macroeconomic variables. *Applied Financial Economics* 17(5), 369-377.
141. Razdar, M.R. & Ansari, M. (2013). A study of stock price and profitability ratios in Tehran Stock Exchange (TSE), <https://www.researchgate.net/publication/287444828>,
142. Reilly, F.K. & Brown, K.C. (2009). *Investment Analysis and Portfolio Management*, South-Western.
143. Reinganum, M.R. (1981). Misspecification of Capital Asset Pricing. *Journal of Financial Economics*, 9(1), 19-46.
144. Reinganum, M.R. (1981). Misspecification of capital asset pricing: Empirical anomalies based on earnings' yields and market values. *Journal of financial Economics*, 9(1), 19-46.
145. Roberts, H.V. (1967). Statistical versus clinical prediction of the stock market. Unpublished manuscript. Center for Research in Security Prices, University of Chicago.
146. Roll, R. (1977). A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests' Part I: On Past and Potential Testability of the Theory. *Journal of Financial Economics*, 4(2), 129-176.
147. Ross, S., Westerfield, R. & Jaffe, J. (2002). *Corporate Finance*. Mc Graw-Hill Irwin, New York.
148. Ross, S.A. (1976). The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic Theory*, 13, 341-360.
149. Samitas, A., Kenourgios, D. & Paltalidis, N. (2011). Equity market integration in emerging Balkan markets, *International business and finance*, 25(3), 296-307.
150. Samuelson, P. A. (1965). Rational theory of warrant pricing. *IMR; Industrial Management Review*, 6(2), 13-31.
151. Sarstedt, M. & Mooi, E.(2014). Cluster Analysis. In: A Concise Guide to Market Research: The Process, Data, and Methods Using IBM SPSS Statistics (Springer Texts in Business and Economics). Springer, Berlin, Heidelberg, 273-324.
152. Sharif, T., Purohit, H. & Pillai, R. (2015). Analysis of Factors Affecting Share Prices: The Case of Bahrain Stock Exchange. *International Journal of Economics and Finance*, 7(3), 207-216. doi:10.5539/ijef.v7n3p207
153. Sharma, A.K. (2014). Stock Market Anomalies: A Challenge to Efficient Market Hypothesis. *International Journal of Trends in Finance*, 3(5), 221-230.
154. Sharpe, W.F. (1963). A Simplified Model for Porfolio Analysis. *Management Science*, 9(2), 277-293.
155. Sharpe, W.F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 19 (3), 425-442.
156. Sichoongwe, K. (2016). Effects of Exchange Rate Volatility on the Stock Market: The Zambian Experience. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 7(4), 114-119.
157. Singh,P. (2014). An empirical relationship between selected Indian stock market indices and macroeconomic indicators. *International Journal of Research in Business Management*, 2(9), 81-92.
158. Singh,T., Mehta, S. & Varsha, M.S. (2011). Macroeconomic factors and stock returns: Evidence from Taiwan. *Journal of Economics and International Finance*, 2(4), 217-227.
159. Smith, G. (2001). The Price of Gold and Stock Price Indices for the United States. <http://www.spdrgoldshares.com/media/GLD/file/Gold&USStockIndicesDEC200120fina.pdf>
160. Solnik, B. & Bousquet, L. (1990). Day-of-the-week effect on the Paris Bourse. *Journal of Banking and Finance* 14(2-3), 461-468.
161. Stančić, V., Petrović, E. & Radivojević, N. (2015). Conditional relationship Between Beta and returns: A case study of the Belgrade Stock Exchange. *TEME: Časopis za Društvene Nauke* 39(4), 1165-1182.
162. Sulaiman, L.A. & Migirow, S.O. (2015). Effect of dividend decision on stock price changes: further Nigerian evidence. *Investment Management and Financial Innovations*, 12(1), 330-337.
163. Suresh, A.S. (2013). A study on fundamental and technical analysis. *International Journal of Marketing, Financial Services & Management Research*, 2 (5), 44 – 59.

164. Širuček, M. (2012). The impact of the money supply on stock prices and stock bubbles. *MPRA Paper* No. 40919. Online at <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/40919/>
165. Šoškić, D. & Živković, B. (2006). *Finansijska tržišta i institucije*. Centar za izdavačku delatnost Ekonomskog fakulteta, Beograd.
166. Štimac, M. (2015). Slom berze ili slom sistema, "Vreme" 3. Septembar, br. 1287.
167. Šverko, I. (2002). Rizična vrednost (value at risk) kao metoda upravljanja rizicima. *Ekonomski pregled*, 53 (7-8), 640-657.
168. Tabachnick, B.G. & Fidell, L.S. (2007). *Using multivariate statistics*, Boston: Pearson Education.
169. Tandon, K. & Malhotra, N. (2013). Determinants of stock prices: Empirical evidence from NSE 100 companies. *International Journal of Research in Management & Technology*, 3(3), 86-95.
170. Terzi N. (2016). An Assessment on Graham's Approach for Stock Selection: The Case of Turkey. *International Journal of Financial Research*, 7(1), 50-56.
171. Terzić, I., Jeremić, Z., & Milojević, M. (2016). Modelovanje rizika na Banjalučkoj berzi. *Zbornik radova Univerziteta Sinergija*, 79-82. DOI: 10.7251/ZRSNG1501079T
172. Thornton, J. (1998). Real stock prices and the long-run demand for money in Germany. *Applied Financial Economics*, 8(5), 513-517.
173. Treynor, J.L. (1961). Toward a theory of Market Value of Risky Assets. *Unpublished manuscript*, 6, 831-868.
174. Trifan, A.L. (2009). Testing Capital Asset Pricing Model for Romanian capital market, *Annales Universitatis Apulensis Series Oeconomica*, 11(1), 426-434.
175. Tripathi, V. & Kumar, A. (2014). Relationship Between Inflation and Stock Returns – Evidence from BRICS markets using Panel Cointegration Test. *International Journal of Accounting and Financial Reporting*, 4(2), 647-658.
176. Tsoukalas, D. & Sil, S. (1999). The determinants of stock prices: evidence from the United Kingdom stock market. *Management Research News*, 22(5), 1-14.
177. Tudor, C. (2008). Firm-specific factors as predictors of future returns for Romanian common stocks: empirical evidence. *Recent Researches in Business Administration, Finance and Product Management*, 5(3), 73-78.
178. ul Haq, I. & Rashid, K. (2014). Stock Market Efficiency and Size of the Firm: Empirical Evidence from Pakistan. *Oeconomics of Knowledge*, 6(1), 10 -31.
179. Vazakidis, A. & Stergios, A. (2010). Do dividend announcements affect the stock prices in the Greek Stock Market?. *International Journal of Economic Sciences and Applied Research* 3(2), 57-77.
180. Venkatraja, B. (2014). Impact Of Macroeconomic Variables On Stock Market Performance In India: An Empirical Analysis. *International Journal of Business Quantitative Economics and Applied Management Research*, 1(6), 71-85.
181. Walter, J.E. (1956). Dividend Policies and and Common Stock Prices. *The Journal of Finance*, 11 (1), 29-41.
182. Wang, B. & Ajit, D. (2013). Stock market and economic growth in China. *Economics Bulletin*, 33(1), 95-103.
183. Wang, J., Fu, G. & Luo, C. (2013). Accounting information and stock price reaction of listed companies—empirical evidence from 60 listed companies in Shanghai Stock Exchange. *Journal of Business & Management*, 2(2), 11-21.
184. Williams, J.B. (1938). *The Theory of Investment Value*. Cambridge, Mass
185. Ye, Y. (2013). Application of the Stock Selection Criteria of Three Value Investors, Benjamin Graham, Peter Lynch, and Joel Greenblatt: A Case of Shanghai Stock Exchange from 2006 to 2011. *International Journal of Scientific and Research Publications*, 3(8), 1-7.

## PRILOZI

## PRILOG 1: REZULTATI GREJNDŽER TESTA ZA ODABRANE ZEMLJE U REGIONU (UZROČNOST MAKROEKONOMSKIH VARIJABLI I CENE AKCIJA)

Tabela 1.1: Rezultati Grejndžer testa za Srbiju<sup>374</sup>

Direktan uticaj	Broj lagova	F-vrednost	Odluka
CPI → BELEXline	2	0.49212	Odbacuje
BELEXline → CPI		0.48761	Odbacuje
EXR → BELEXline	2	1.11440	Odbacuje
<b>BELEXline → EXR</b>		<b>5.62934</b>	<b>Prihvata</b>
GP → BELEXline	2	<b>5.50652</b>	<b>Prihvata</b>
BELEXline → GP		0.59527	Odbacuje
IR → BELEXline	2	0.06159	Odbacuje
<b>BELEXline → IR</b>		<b>5.57523</b>	<b>Prihvata</b>
M1 → BELEXLINE	2	0.04144	Odbacuje
BELEXLINE → M1		1.61288	Odbacuje
OP → BELEXLINE	2	0.92554	Odbacuje
BELEXLINE → OP		1.78240	Odbacuje

Rezultati prikazani u tabeli 1.1 ukazuju da postoji jednosmerna uzročnost uticaja cene zlata (GP) na cenu akcija (BELEXline), kao i uticaj BELEXline na kamatnu stopu i devizni kurs, za posmatrani period kašnjenja.

Tabela 1.2: Rezultati Grejndžer testa za Bosnu i Hercegovinu<sup>375</sup>

Direktan uticaj	Broj lagova	F-vrednost	Odluka
GP → SASX-10	2	1.59779	Odbacuje
SASX-10 → GP		1.16644	Odbacuje
EXR → SASX-10	2	<b>4.47917</b>	<b>Prihvata</b>
<b>SASX-10 → EXR</b>		<b>9.71413</b>	<b>Prihvata</b>
IR → SASX-10	2	1.44662	Odbacuje
SASX-10 → IR		0.13832	Odbacuje
M1 → SASX-10	2	<b>4.22924</b>	<b>Prihvata</b>
SASX-10 → M1		0.02534	Odbacuje
OP → SASX-10	2	2.57495	Odbacuje
SASX-10 → OP		0.42310	Odbacuje

<sup>374</sup> Kalkulacija autora, Eviews output<sup>375</sup> Kalkulacija autora, Eviews output

Rezultati prikazani u tabeli 1.2 ukazuju na postojanje jednosmernog uticaja novčane mase (M1) na cene akcija (berzanski indeks SASX-10) i dvosmerni uticaj deviznog kursa i cena akcija.

Tabela 1.3: Rezultati Grejndžer testa za Bugarsku<sup>376</sup>

Direktan uticaj	Broj lagova	F-vrednost	Odluka
CPI → SOFIX	2	0.57629	Odbacuje
SOFIX → CPI		0.13962	Odbacuje
EXR → SOFIX	2	1.55631	Odbacuje
SOFIX → EXR		1.00624	Odbacuje
<b>GP → SOFIX</b>	<b>2</b>	<b>4.95877</b>	<b>Prihvata</b>
SOFIX → GP		1.41812	Odbacuje
IIP → SOFIX	2	1.02064	Odbacuje
<b>SOFIX → IIP</b>		<b>3.45498</b>	<b>Prihvata</b>
IR → SOFIX	2	0.36292	Odbacuje
<b>SOFIX → IR</b>		<b>14.0892</b>	<b>Prihvata</b>
M1 → SOFIX	2	0.60381	Odbacuje
SOFIX → M1		0.08329	Odbacuje
OP → SOFIX	2	0.12276	Odbacuje
<b>SOFIX → OP</b>		<b>4.77027</b>	<b>Prihvata</b>

Rezultati testa uzročnosti (tabela 1.3) između cena akcija i makroekonomskih varijabli u Bugarskoj ukazuju na jednosmerni uticaj cene zlata na berzanski indeks SOFIX, dok je sa druge strane uočen jednosmerni uticaj berzanskog indeksa SOFIX na indeks industrijske proizvodnje (IIP), kamatnu stopu (IR) i cenu nafte (OP).

Tabela 1.4: Rezultati Grejndžer testa za Crnu Goru

Direktan uticaj	Broj lagova	F-vrednost	Odluka
CPI → MONEX	2	1.61753	Odbacuje
MONEX → CPI		2.21733	Odbacuje
<b>EXR → MONEX</b>	<b>2</b>	<b>4.93507</b>	<b>Prihvata</b>
MONEX → EXR		2.21733	Odbacuje
GP → MONEX	2	2.11804	Odbacuje
MONEX → GP		0.25418	Odbacuje
IR → MONEX	2	0.08024	Odbacuje
MONEX → IR		2.03964	Odbacuje
<b>OP → MONEX</b>	<b>2</b>	<b>5.84089</b>	<b>Prihvata</b>
MONEX → OP		0.41341	Odbacuje

<sup>376</sup> Kalkulacija autora, Eviews output

Rezultati testa uzročnosti između cena akcija i makroekonomskih varijabli u Crnoj Gori (tabela 1.4) ukazuju na jednosmerni uticaj cene nafte i deviznog kursa na berzanski indeks MONEX.

Tabela 1.5: Rezultati Grejndžer testa za Hrvatsku<sup>377</sup>

Direktan uticaj	Broj lagova	F-vrednost	Odluka
CPI → CROBEX	2	1.56632	Odbacuje
CROBEX → CPI		0.51520	Odbacuje
EXR → CROBEX	2	0.07225	Odbacuje
CROBEX → EXR		2.65775	Odbacuje
IIP → CROBEX	2	0.88176	Odbacuje
<b>CROBEX → IIP</b>		<b>3.11551</b>	<b>Prihvata</b>
IR → CROBEX	2	0.59811	Odbacuje
CROBEX → IR		0.49190	Odbacuje
<b>GP → CROBEX</b>	2	<b>3.71363</b>	<b>Prihvata</b>
CROBEX → GP		0.88668	Odbacuje
OP → CROBEX	2	0.99242	Odbacuje
CROBEX → OP		1.23642	Odbacuje
<b>M1 → CROBEX</b>	2	<b>4.50651</b>	<b>Prihvata</b>
CROBEX → M1		0.15232	Odbacuje

Dobijeni rezultati prikazani u tabeli 1.5, ukazuju na uticaj cene zlata (GP) i novčane mase (M1) na berzanski indeks, dok je sa druge strane uočen pravac uzročnosti od berzanskog indeksa ka indeksu industrijske proizvodnje (IIP).

Tabela 1.6: Rezultati Grejndžer testa za Makedoniju<sup>378</sup>

Direktan uticaj	Broj lagova	F-vrednost	Odluka
M1 → MBI10	2	1.56632	Odbacuje
MBI10 → M1		0.51520	Odbacuje
IR → MBI10	2	0.07225	Odbacuje
MBI10 → IR		2.65775	Odbacuje
OP → MBI10	2	0.88176	Odbacuje
<b>MBI10 → OP</b>		<b>3.11551</b>	<b>Prihvata</b>
GP → MBI10	2	0.59811	Odbacuje
MBI10 → GP		0.49190	Odbacuje
<b>CPI → MBI10</b>	2	<b>3.71363</b>	<b>Prihvata</b>
MBI10 → CPI		0.88668	Odbacuje

<sup>377</sup> Kalkulacija autora, Eviews output

<sup>378</sup> Kalkulacija autora, Eviews output

Na osnovu prikazanih rezultata u tabeli 1.6, zaključuje se prisutnost uticaja berzanskog indeksa MBI10, odnosno cena akcija na cenu nafte, dok je sa druge strane uočen uticaj inflacije na cene akcija.

Tabela 1.7: Rezultati Grejndžer testa za Rumuniju<sup>379</sup>

Direktan uticaj	Broj lagova	F-vrednost	Odluka
<b>EXR</b> → <b>BET</b>	2	<b>21.2981</b>	<b>Prihvata</b>
BET → EXR		0.49058	Odbacuje
GP → BET	2	1.94282	Odbacuje
BET → GP		0.45466	Odbacuje
IIP → BET	2	1.96557	Odbacuje
<b>BET</b> → <b>IIP</b>		<b>6.12162</b>	<b>Prihvata</b>
<b>IR</b> → <b>BET</b>	2	<b>3.69702</b>	<b>Prihvata</b>
<b>BET</b> → <b>IR</b>		<b>4.44771</b>	<b>Prihvata</b>
M1 → BET	2	0.20914	Odbacuje
<b>BET</b> → <b>M1</b>		<b>7.81770</b>	<b>Prihvata</b>
OP → BET	2	0.41099	Odbacuje
BET → OP		2.09115	Odbacuje

Rezultati sprovedenog Grejndžer testa za Rumuniju (tabela 1.7) ukazuju da postoji jednosmerna uzročnost uticaja deviznog kursa (EXR) na cenu akcija (BET), kao i uticaj berzanskog indeksa – BET na indeks industrijske proizvodnje i novčanu masu. Takođe je uočena dvosmerna uzročnost između cena akcija (berzanskog indeksa BET) i kamatnih stopa. Dobijeni rezultati predstavljeni su za dva kašnjenja.

<sup>379</sup> Kalkulacija autora, Eviews output



## PRILOG 2 : SPISAK KOMPANIJA KORIŠĆENIH U ISTRAŽIVANJU

## 2.1. KOMPANIJE IZ SEKTORA C - PRERAĐIVAČKA INDUSTRIJA

1. AKCIONARSKO DRUŠTVO INDUSTRIJE GRAĐEVINSKOG MATERIJALA 5. OKTOBAR SRPSKA CRNJA
2. ALATNICA BUJANOVAC
3. AD ALBUS NOVI SAD
4. AD METALNA INDUSTRIJA ALFA-PLAM VRANJE
5. PREDUZEĆE ZA PROIZVODNJU I PUNJENJE MINERALNIH VODA I GAZIRANIH PIĆA AQUATUS AKCIONARSKO DRUŠTVO, BEOGRAD (GRAD)
6. AUTOVENTIL AD UŽICE
7. AKCIONARSKO DRUŠTVO BAG BAČKO GRADIŠTE
8. KONCERN ZA PROIZVODNJU I PROMET KONDITORSKIH PROIZVODA BAMBI POŽAREVAC
9. AD FABRIKA ULJA BANAT NOVA CRNJA
10. AD ZA PROIZVODNJU KONDITORSKIH PROIZVODA BANINI KIKINDA
11. FABRIKA METALNIH PROIZVODA BE-BE AD, BAJINA BAŠTA
12. BEČEJSKA PEKARA AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA PRERADU I PROMET ŽITARICA I PROIZVODNJU PEKARSKIH PROIZVODA BEČEJ
13. PRIVREDNO DRUŠTVO ZA PROIZVODNJU I MONTAŽU PREFABRIKOVANIH BETONSKIH ELEMENATA BETONJERKA AD SOMBOR
14. FABRIKA PROTEINA I ULJA BIOPRTOTEIN BEOGRAD (ZEMUN)
15. BIP BP BEOGRAD
16. AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA PROIZVODNJU HLEBA I PECIVA, PROMET PREHRAMBENIH I NEPREHRAMBENIH PROIZVODA NA VELIKO I MALO BLAGOJE KOSTIĆ-CRNI MARKO PIROT
17. AKCIONARSKO DRUŠTVO ŠTAMPARIJA I KNJIGOVEZNICA BORAC H&H, KULA
18. BRITISH AMERICAN TOBACCO VRANJE AD VRANJE
19. PREDUZEĆE GRAĐEVINSKOG MATERIJALA BUDUĆNOST AD PREŠEVO
20. BUDUĆNOST AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA PROIZVODNJU NAMEŠTAJA SUBOTICA
21. ČELIK ZA PROIZVODNJU I MONTAŽU METALNE KONSTRUKCIJE, BAČKI JARAK
22. ČELIK AD VELIKO GRADIŠTE
23. AKCIONARSKO DRUŠTVO TERMOTEHNIČKIH UREĐAJA CER ČAČAK
24. CHEMOS AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA PRERADU PLASTIČNIH MATERIJALA, PALIĆ
25. PRIVREDNO DRUŠTVO ZA PROIZVODNJU GRAĐEVINSKOG MATERIJALA CIGLANA AD, TITEL
26. AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA PROIZVODNJU I PROMET OPTIČKE ROBE CINEOPTIC, BEOGRAD (VRAČAR)
27. DUVANSKA INDUSTRIJA ČOKA, AD ČOKA
28. AKCIONARSKO DRUŠTVO FABRIKA ČOKOLADNIH PROIZVODA ČOKOLEND PARAĆIN
29. COOPERATIVA PROIZVODNJA, SPOLJNA I UNUTRAŠNJA TRGOVINA AD BEOGRAD (SAVSKI VENAC)
30. DAVID PAJIĆ DAKA BEOGRAD
31. AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA PRUŽANJE USLUGA ĐERDAP USLUGE KLADOVO
32. DIJAMANT AD ZA PROIZVODNJU ULJA, MASTI I MARGARINA ZRENJANIN
33. AKCIONARSKO DRUŠTVO DUNAV INDUSTRIJA ZA PRERADU DRVETA I PROIZVODNJU NAMEŠTAJA APATIN

34. PRIVREDNO DRUŠTVO ZA PROIZVODNJU SINTETIČKIH TEKSTURIRANIH FILAMENATA, EFEKTNIH I KOMBINOVANIH PREDIVA I KONCA DUNAV AD GROCKA
35. AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA PROIZVODNJU I OBRADU DUVANA I DUVANSKE FOLIJE DIB BUJANOVAC
36. PREDUZEĆE ELEKTRODIZALICA AD, BEOGRAD (STARI GRAD)
37. ELEKTROPORCELAN AD, NOVI SAD
38. ELEKTROVEZE-PROIZVODNJA AD, BEOGRAD (ZVEZDARA)
39. PREDUZEĆE ZA PROIZVODNJU ELEKTROPROVODNIKA ELKOK AD, KOSJERIC (VAROŠ)
40. FABRIKA BAKARNIH CEVI AD, MAJDANPEK
41. AKCIONARSKO DRUŠTVO FABRIKA MAZIVA FAM KRUŠEVAC
42. AKCIONARSKO DRUŠTVO FABRIKA HLEBA I MLEKA, SURDULICA
43. FABRIKA OPRUGA ČAČAK AD ČAČAK
44. CRVENKA FABRIKA ŠEĆERA AD CRVENKA
45. FADAP AD FABRIKA DELOVA, ALATA, PRIBORA I MAŠINA VRDNIK
46. KORPORACIJA FABRIKA AUTOMOBILA PRIBOJ, AKCIONARSKO DRUŠTVO PRIBOJ
47. FABRIKA SITA I LEŽAJA FASIL AKCIONARSKO DRUŠTVO ARILJE
48. AKCIONARSKO DRUŠTVO-FABRIKA ZA PROIZVODNJU ARMATURA, SPECIJALNIH MAŠINA I ALATA FASMA, BEOGRAD
49. AKCIONARSKO DRUŠTVO GALENIKA- FITOFARMACIJA ZA PROIZVODNJU HEMIKALIJA ZA POLJOPRIVREDU, BEOGRAD (ZEMUN)
50. AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA PROIZVODNJU GEOLOŠKO RUDARSKE OPREME I DIJAMANTSKIH ALATA GEOMAŠINA AD, BEOGRAD (ZEMUN)
51. AKCIONARSKO DRUŠTVO GOŠA FABRIKA OPREME I MAŠINA SMEDEREVSKA PALANKA
52. AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA IGRADNJU I MONTAŽU OPREME I OBJEKATA GOŠA MONTAŽA BEOGRAD
53. HEMIJSKA INDUSTRIJA HIV AD VRANJE
54. AKCIONARSKO DRUŠTVO HIGLO HLADNJAČA ZA PRERADU SKLADIŠTENJE I PROMET POLJOPRIVREDNO PREHRAMBENIH PROIZVODA HORGOS
55. AKCIONARSKO DRUŠTVO IKARBUS – FABRIKA AUTOBUSA I SPECIJALNIH VOZILA BEOGRAD (ZEMUN)
56. AKCIONARSKO DRUŠTVO INDUSTRIJA MLEKA I MLEČNIH PROIZVODA IMLEK, PADINSKA SKELA
57. IMPOL SEVAL VALJAONICA ALUMINIJUMA AD SEVOJNO
58. INEX-RADULAŠKA AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA PROIZVODNJU OPREME ZA TRGOVINU, SKLADIŠTA I TURIZAM, BEOGRAD
59. PREDUZEĆE ZA PROIZVODNJU RAČUNARSKE OPREME I INFORMATIČKI INŽENJERING INFORMATIKA AKCIONARSKO DRUŠTVO BEOGRAD (STARI GRAD)
60. AKCIONARSKO DRUŠTVO INSA INDUSTRIJA SATOVA BEOGRAD (ZEMUN)
61. INDUSTRIJA SKROBA JABUKA PANČEVO
62. JELEN POŽEGA
63. AKCIONARSKO DRUŠTVO JUGOTERM, MEROŠINA
64. PREDUZEĆE ZA PROIZVODNJU KONFEKCIJE KADINJAČA AD UŽICE
65. KIKINDSKI MLIN AKCIONARSKO DRUŠTVO KIKINDA
66. KOPAONIK AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA OBRADU I PRERADU PROIZVODA CRNE METALURGIJE, ZA UNUTRAŠNJU I SPOLJNU TRGOVINU GRAĐEVINSKIM I OGREVNIM MATERIJALOM BEOGRAD (STARI GRAD)
67. RUDNICI I INDUSTRIJAMERMERA I GRANITA KOSMAJ-MERMER AD, MLADENOVAC (VAROŠ)
68. AKCIONARSKO DRUŠTVO KRUŠIK-PLASTIKA OSEČINA (VAROŠICA)
69. LINDE GAS SRBIJA INDUSTRIJA GASOVA AD, BEČEJ

70. LIVNICA LJIG, BEOGRAD
71. DRUŠTVO ZA IZRADU I MONTAŽU ELEKTRIČNE OPREME ZA PRENOS I DISTRIBUCIJU ELEKTRIČNE ENERGIJE, SPOLJNU I UNUTRAŠNJU TRGOVINU LOZNICA ELEKTRO AD, LOZNICA
72. AKCIONARSKO DRUŠTVO MEDELA KONDITORSKA INDUSTRIJA, VRBAS
73. AD ZA PROIZVODNJU OPREME ZA CENTRALNO GREJANJE MEGAL, BUJANOVAC
74. MESSER TEHNOGAS AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA PROIZVODNJU I PROMET TEHNIČKIH I MEDICINSKIH GASOVA I PRATEĆE OPREME, BEOGRAD (RAKOVICA)
75. AKCIONARSKO DRUŠTVO MILAN BLAGOJEVIĆ PREDUZEĆE ZA PROIZVODNJU ELEKTRIČNIH I NEELEKTRIČNIH APARATA ZA DOMAĆINSTVO SMEDEREVO
76. PRIVREDNO DRUŠTVO MIN DIV SVRLJIG AD FABRIKA VIJAKA I DELOVA ZA ŠINSKA VOZILA SVRLJIG
77. MINEL-RASTAVLJAČI AD, NOVI PAZAR
78. MING KOVAČNICA AD NIŠ
79. INDUSTRIJA MLEKA I MLEČNIH PROIZVODA MLEKARA AD LOZNICA
80. MLEKARA-PLANA AKCIONARSKO DRUŠTVO KRAGUJEVAC
81. PREHRAMBENA INDUSTRIJA MLINOPRODUKT AKCIONARSKO DRUŠTVO ADA MLINOPRODUKT ELELMISZERIPARI RESZVENYTARSASAG, ADA
82. FABRIKA MAŠINA MORAVA AKCIONARSKO DRUŠTVO POŽAREVAC
83. AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA PROIZVODNJU I PROMET NAMEŠTAJA NAPREDAK, POŽEGA
84. AKCIONARSKO DRUŠTVO NAPREDAK BEOGRADNAPREDAK VELIKA PLANA
85. AKCIONARSKO DRUŠTVO NEOPLANTA INDUSTRIJA MESA NOVI SAD
86. HEMIJSKA INDUSTRIJA NEVENA AD, LESKOVAC
87. PRIVREDNO DRUŠTVO PREDUZEĆE INDUSTRIJE FILCANIH PROIZVODA NIKODIJE STOJANOVIĆ-TATKO PROKUPLJE
88. NIŠKA MLEKARA NIŠ
89. AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA PROIZVODNJU KABLOVA I PROVODNIKA NOVOSADSKA FABRIKA KABELA NOVI SAD
90. AKCIONARSKO DRUŠTVO KLANICA, OREOVICA
91. AKCIONARSKO DRUŠTVO HEMIJSKA INDUSTRIJA PANONIJA PANČEVO
92. PREHRAMBENA INDUSTRIJA PANONKA, SOMBOR
93. AKCIONARSKO DRUŠTVO FABRIKA KONDITORSKIH PROIZVODA PARAĆINKA PARAĆIN
94. PHILIP MORRIS OPERATIONS AD NIŠ
95. AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA PRIRODNA LEČILIŠTA, TURIZAM, UGOSTITELJSTVO O PROIZVODNJU PLANINKA KURŠUMLIJA
96. FABRIKA ZA PRERADU PLASTIČNIH MASA PLASTIKA NOVA VAROŠ
97. POBEDA-METALAC AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA MAŠINSKU OBRADU, PETROVARADIN
98. AKCIONARSKO DRUŠTVO POLET INDUSTRIJA GRAĐEVINSKE KERAMIKE, NOVI BEČEJ
99. AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA PROIZVODNJU BOJA I LAKOVA, TRGOVINU I INŽENJERING POMORAVLJE AD NIŠ
100. POTISJE-PRECIZNI LIV AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA LIVENJE PRECIZNOG LIVA, ADA
101. PREDUZEĆE ZA PROIZVODNJU I PROMET ARMATURA PPT ARMATURE AD ALEKSANDROVAC
102. AKCIONARSKO DRUŠTVO METALSKA INDUSTRIJA PROLETER ARILJE
103. AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA PROIZVODNJU RADIJATORA, KOTLOVA I USLUŽNOG LIVA RADIJATOR, BEOGRAD-VRAČAR

104. DRUŠTVO ZA PROIZVODNJU ULJA RAFINERIJA NAFTE AKCIONARSKO DRUŠTVO BEOGRAD (PALILULA)
105. PROIZVODNO GRAĐEVINSKO PREDUZEĆE RAPID AKCIONARSKO DRUŠTVO, APATIN
106. AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA PROIZVODNJU PREHRAMBENIH PROIZVODA 'RATAR' PANČEVO
107. AKCIONARSKO DRUŠTVO FABRIKA KOŽA RUMA
108. RUMAPLAST RUMA
109. AKCIONARSKO DRUŠTVO FABRIKA ŠEĆERA ŠAJKAŠKA ŽABALJ
110. AD SIGMA – PREDUZEĆE ZA PROIZVODNJU, PROMET, INŽENJERING AUTOMATSKIH I ELEKTRONSKIH UREĐAJA BEOGRAD-ZEMUN
111. SIMPO AD VRANJE
112. AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA PROIZVODNJU AUTO DELOVA SLOGA, NOVA VAROŠ
113. SOJAPROTEIN AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA PRERADU SOJE BEČEJ
114. PEKARSKO PREDUZEĆE SREten GUDURIĆ AD, UŽICE
115. SRPSKA FABRIKA STAKLA AKCIONARSKO DRUŠTVO PARAĆIN
116. GRAFIČKO PREDUZEĆE KOMPANIJA ŠTAMPARIJA BORBA AD BEOGRAD (STARI GRAD)
117. AKCIONARSKO DRUŠTVO SUNCE FABRIKA ULJA I BILJNIH MASTI, SOMBOR
118. AD SWISSLION-MILODUH PREDUZEĆE ZA PROIZVODNJU I PROMET KRAGUJEVAC
119. KOMPANIJA TAKOVO AKCIONARSKO DRUŠTVO GORNJI MILANOVAC
120. AKCIONARSKO DRUŠTVO TEHnorADIONICA ZA PROIZVODNO MAŠINSKO MONTAŽNO ELEKTROrADOVE I TRGOVINU ZRENJANIN
121. TERMOVENT SC LINVICA ČELIKA AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA PROIZVODNJU ODLIVAKA BAČKA TOPOLA
122. AKCIONARSKO DRUŠTVO TE-TO SENTA
123. TEKSTILNO PREDUZEĆE TIZ AD, BEOGRAD (ZEMUN)
124. AKCIONARSKO DRUŠTVO TRIVIT MLIN MLINARSKA INDUSTRIJA VRBAS, VRBAS
125. TRIVIT-PEK PEKARSKA INDUSTRIJA AD, VRBAS
126. UNIOR COMPONENTS AD, KRAGUJEVAC
127. AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA PROIZVODNJU MAŠINA UTVA-MILAN PREMASUNAC, KAČAREVO
128. AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA PROIZVODNJU SILOSA, PROFILA I OPREME UTVA SILOSI KOVIN
129. AKCIONARSKO DRUŠTVO VAGAR ZA PROIZVODNJU I SERVISIRANJE VAGA NOVI SAD
130. AKCIONARSKO DRUŠTVO VALJAONICA BAKRA SEVOJNO, SEVOJNO
131. VETERINARSKI ZAVOD SUBOTICA AD SUBOTICA – PROIZVODNJA HRANE ZA ŽIVOTINJE, FARMACEUTSKIH PREPARATA, PESTICIDA I SREDSTVA ZA DDD SUBOTICA
132. AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA PROIZVODNJU HRANE ZA ŽIVOTINJE, VETERINARSKIH LEKOVA I VAKCINA VETERINARSKI ZAVOD ZEMUN BEOGRAD (ZEMUN)
133. AKCIONARSKO DRUŠTVO VINO ŽUPA ZA PROIZVODNJU I PROMET VINA, ALKOHOLNIH PRIĆA, SOKOVA, KONCENTRATA I BAZA, ALEKSANDROVAC
134. AD VITAL FABRIKA ULJA I BILJNIH MASTI VRBAS
135. AKCIOANRSKO DRUŠTVO VOČAR PROIZVODNJA, PRERADA, PROMET, EXPORT-IMPORT SVILAJNAC
136. PRIVREDNO DRUŠTVO ZA EKSPLOATACIJU MINERALNE VODE I PROIZVODNJU BEZALKOHOLNIH PIĆA VODA VRNJCI AD, VRNJAČKA BANJA

137. AKCIONARSKO DRUŠTVO WOKSAL AD, UŽICE
138. HOLDING KOMPANIJAPAMUČNI KOMBINAT YUMCO AD VRANJE
139. PREDUZEĆA ZA IZRADU METALNIH PROIZVODA ZIMPA AD UB
140. ŽITKO AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA PROIZVODNJU, PRERADU I PROMET, BAČKA TOPOLA
141. AKCIONARSKO DRUŠTVO ŽITOBANAT VRŠAC
142. PRIVREDNO DRUŠTVO ZA PROIZVODNJU I PROMET PEKARSKIH PROIZVODA ŽITOPEK AD, NIŠ
143. AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA PRERADU ŽITARICA, PROIZVODNJU HLEBA I PROIZVODA I ŽITARICA ŽITOPRODUKT KRAGUJEVAC
144. ŽITOPRODUKT AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA PROIZVODNJU MLINSKIH, PEKARSKIH I KOLAČARSKIH PROIZVODA, TRGOVINU I USLUGE AD, ZRENJANIN
145. ŽITOPROMET-MLIN AKCIONARSKO DRUŠTVO, SENTA
146. AKCIONARSKO DRUŠTVO ŽITOSREM
147. AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA PRERADU PLASTIČNIH MASA ZLATARPLAST NOVA VAROŠ
148. AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA EKSPOLATACIJU OBRADU I MONTAŽU KAMENA ZLATIBOR-MERMER UŽICE
149. HEMIJSKA INDUSTRIJA ŽUPA AD KRUŠEVAC
150. AKCIONARSKO DRUŠTVO ZA PROIZVODNJU I PROMET POZAMANTERIJ I KONFEKCIJE ŽUPLJANKA ALEKSANDROVAC

## **2.2. KOMPANIJE IZ SEKTORA K – FINANSIJSKE DELATNOSTI I DELATNOST OSIGURANJA**

1. AIK BANKA BEOGRAD
2. AMS OSIGURANJE BEOGRAD
3. ČAČANSKA BANKA BEOGRAD
4. DDOR NOVI SAD
5. DUNAV OSIGURANJE BEOGRAD
6. DUNAV REOSIGURANJE BEOGRAD
7. ENERGOPROJEKT GARANT NOVI BEOGRAD
8. ENERGOPROJEKT HOLDING BEOGRAD
9. GLOBOS OSIGURANJE BEOGRAD
10. JUBMES BANKA BEOGRAD
11. JUGOBANKA KOSOVSKA MITROVICA
12. KBM BANKA KRAGUJEVAC
13. KOMERCIJALNA BANKA BEOGRAD
14. KOMGRAP BEOGRAD
15. MAJEVICA HOLDING BAČKA PALANKA
16. MARFIN BANKA BEOGRAD
17. METALAC GORNJI MINLANOVAC
18. POŠTANSKA ŠTEDIONICA BEOGRAD
19. RATKO MITROVIĆ BEOGRAD
20. TIGAR PIROT
21. ZATVORENI IF FIMA SEE ACTIVIST BEOGRAD

## **2.3. SPISAK KOMPANIJA – BELEX 15 (u sastav berzanskog indeksa na dan 31.12. posmatrane godine)**

1. IMLEK BEOGRAD
2. BAMBI POŽAREVAC
3. UNIVERZAL BANKA BEOGRAD

4. AIK BANKA BEOGRAD
5. ENERGOPROJEKT HOLDING BEOGRAD
6. KOMERCIJALNA BANKA BEOGRAD
7. METALAC GORNJI MILANOVAC
8. ALFA PLAM VRANJE
9. JUBMES BANKA BEOGRAD
10. TIGAR PIROT
11. MESSER TEHNOGAS BEOGRAD
12. SOJAPROTEIN BEČEJ
13. AGROBANKA BEOGRAD
14. PRIVREDNA BANKA BEOGRAD
15. METALS BANKA NOVI SAD

**2.4. SPISAK KOMPANIJA – BELEXLIN** (u sastav berzanskog indeksa na dan 31.12. posmatrane godine)

1. AERODROM NIKOLA TESLA BEOGRAD
2. AGROBAČKA BAČKA TOPOLA
3. AGROBANKA BEOGRAD
4. AIK BANKA NIŠ
5. ALBUS NOVI SAD
6. ALFA PLAM, VRANJE
7. AMS OSIGURANJE, BEOGRAD
8. ANGROPROMET NIŠ
9. BAMBI POŽAREVAC
10. BANINI KIKINDA
11. BANKA POŠTANSKA ŠTEDIONICA BEOGRAD
12. BAS BEOGRAD
13. BEOGRAD ELEKTRO BEOGRAD
14. BEOGRADSKA PEKARSKA INDUSTRIJA, BEOGRAD
15. BIP, BEOGRAD
16. ČAČANSKA BANKA - HALKBANK
17. CENTROPROIZOVD, BEOGRAD
18. ČOKA DUVANSKA INDUSTRIJA, ČOKA
19. CRVENKA FABRIKA ŠEĆERA
20. DIJAMANT ZRENJANIN
21. DIMNIČAR, BEOGRAD
22. DUNAV GROCKA, GROCKA
23. DUNAV OSIGURANJE BEOGRAD
24. ENERGO MONTAŽA BEOGRAD
25. ENERGOPOJEKT HOLDING BEOGRAD
26. ENERGOPROJEKT ENTEL BEOGRAD
27. ENERGOPROJEKT INDUSTRIJA BEOGRAD
28. ENERGOPROJEKT VISOKOGRADNJA BEOGRAD
29. GALENIKA FITO ZEMUN
30. GLOBOS OSIGURANJE
31. GOŠA FOM, SMEDEREVSKA PALANKA
32. GOŠA MONTAŽA VELIKA PLANA
33. IKARBUS, BEOGRAD
34. IMLEK BEOGRAD
35. IMPOL SEVAL SEVOJNO
36. INDUSTRIJSKE NEKRETNINE
37. INFORMATIKA BEOGRAD
38. INSTITUT ZA ISPITIVANJE MATERIJALA, BEOGRAD

39. INSTITUT ZA STRANE JEZIKE BEOGRAD
40. INTERŠPED SUBOTICA
41. IRITEL, A.D. BEOGRAD
42. JAFFA FABRIKA BISKVITA, CRVENKA
43. JEDINSTVO SEVOJNO
44. JUBMES BANKA, BEOGRAD
45. JUGOHEMIJA, BEOGRAD
46. JUGOPREVOZ KRUŠEVAC
47. KBM BANKA KRAGUJEVAC
48. KOMERCIJALNA BANKA BEOGRAD
49. KOPAONIK, BEOGRAD
50. KOSOVSKO METOHIJSKA BANKA ZVEČAN
51. LASTA BEOGRAD
52. LUČIĆ PRIGREVICA NOVI SAD
53. LUKA DUNAV PANČEVO
54. MESSER TEHNOGAS BEOGRAD
55. METALAC GORNJI MILANOVAC
56. METALS BANKA NOVI SAD
57. MLEKARA SUBOTICA
58. MONTINVEST BEOGRAD
59. MORAVA JAGODINA
60. NAMA ŠABAC
61. NEOPLANTA NOVI SAD
62. NIS NOVI SAD
63. NIŠKA MLEKARA NIŠ
64. NOVA BUDUĆNOST ŽARKOVAC
65. NOVI DOM BEOGRAD
66. NOVOSADSKI SAJAM A.D. NOVI SAD
67. PLANINKA KURŠUMLJIJA
68. PLANUM GP BEOGRAD
69. POBEDA HOLDING, PETROVARADIN
70. POLITIKA, BEOGRAD
71. PROGRES BEOGRAD
72. PUPIN TELECOM, ZEMUN
73. PUTEVI UŽICE
74. RADIJATOR BEOGRAD
75. RAFINERIJA NAFTE BEOGRAD
76. RATKO MITROVIĆ BEOGRAD
77. RAZVOJNA BANKA NOVI SAD
78. RUMA FABRIKA KOŽE, RUMA
79. ŠAJKAŠKA FABRIKA ŠEĆERA ŽABALJ
80. SINTER, UŽICE
81. SLOGA NOVI PAZAR
82. SOJAPROTEIN BEČEJ
83. SREMPUT A.D. RUMA
84. SUNCE, SOMBOR
85. TELEFONKABL, BEOGRAD
86. TERMIKA BEOGRAD
87. TE-TO SENTA
88. TRGOVINA 22 KRAGUJEVAC
89. UNIVERZAL BANKA NIŠ
90. UTVA SILOSI A.D. KOVIN
91. VALJAONICA BAKRA SEVOJNO
92. VELEFARM BEOGRAD
93. VETERINARSKI ZAVOD SUBOTICA

94. VINO ŽUPA ALEKSANDROVAC
95. VITAL VRBAS
96. VODA VRNJCI VRNJAČKA BANJA
97. VOJVODINA PUT SUBOTICA
98. VP DUNAV BAČKA PALANKA
99. ZASTAVA TAPACIRNICA A.D KRAGUJEVAC
100. ZAVARIVAČ, VRANJE
101. ŽITOPEK, NIŠ



## PRILOG 3: KORELACIJA ISTRAŽIVAČKIH VARIJABLI (PREDIKTORA)

Tabela 3.1: Korelacija istraživačkih varijabli (prediktora) – BELEX15<sup>380</sup>

		Correlations									
		MPS	ASSETS	ROE	ROA	LEV	CEL	EPS	PE	MC	BV
MPS	Pearson Correlation	1	-.174	.067	.145	-.079	.041	.378**	-.051	-.118	.725**
	Sig. (2-tailed)		.084	.508	.150	.434	.685	.000	.618	.242	.000
	N	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
ASSETS	Pearson Correlation	-.174	1	.084	-.111	.600**	-.290**	-.048	.006	.704**	.042
	Sig. (2-tailed)	.084		.405	.272	.000	.003	.637	.952	.000	.676
	N	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
ROE	Pearson Correlation	.067	.084	1	.813**	-.226*	.065	.492**	-.003	.294**	.062
	Sig. (2-tailed)	.508	.405		.000	.024	.522	.000	.976	.003	.540
	N	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
ROA	Pearson Correlation	.145	-.111	.813**	1	-.445**	.209*	.587**	-.088	.229*	.080
	Sig. (2-tailed)	.150	.272	.000		.000	.037	.000	.382	.022	.428
	N	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
LEV	Pearson Correlation	-.079	.600**	-.226*	-.445**	1	-.567**	-.183	-.125	.148	.029
	Sig. (2-tailed)	.434	.000	.024	.000		.000	.068	.215	.141	.775
	N	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
CEL	Pearson Correlation	.041	-.290**	.065	.209*	-.567**	1	.107	.094	-.133	.091
	Sig. (2-tailed)	.685	.003	.522	.037	.000		.290	.352	.186	.365
	N	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
EPS	Pearson Correlation	.378**	-.048	.492**	.587**	-.183	.107	1	-.041	-.059	.470**
	Sig. (2-tailed)	.000	.637	.000	.000	.068	.290		.686	.561	.000
	N	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
PE	Pearson Correlation	-.051	.006	-.003	-.088	-.125	.094	-.041	1	.112	-.100
	Sig. (2-tailed)	.618	.952	.976	.382	.215	.352	.686		.268	.323
	N	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
	Sig. (2-tailed)	.481	.757	.104	.317	.625	.382	.399	.798	.005	.005
	N	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
MC	Pearson Correlation	-.118	.704**	.294**	.229*	.148	-.133	-.059	.112	1	-.255*
	Sig. (2-tailed)	.242	.000	.003	.022	.141	.186	.561	.268		.010
	N	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
BV	Pearson Correlation	.725**	.042	.062	.080	.029	.091	.470**	-.100	-.255*	1
	Sig. (2-tailed)	.000	.676	.540	.428	.775	.365	.000	.323	.010	
	N	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).											
*. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).											

<sup>380</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

Analiza multikolinarnosti (tabela 3.1) ukazuje da postoji viši procenat korelacije od 70% između nezavisnih promenljivih prinosa na aktivu i prinosa na kapital. Maksimalna korelacije između ove dve promenljive iznosi 81,3% (u prilogu) zbog čega se sprovodi dodatni test VIF.

Tabela 3.2: Korelacija istraživačkih varijabli (prediktora) – BELEXline<sup>381</sup>

		Correlations									
		MPS	ASSETS	ROE	ROA	LEV	CEL	EPS	MC	BV	PE
MPS	Pearson Correlation	1	.121*	.064	.050	-.040	-.054	.431**	.244**	.393**	-.019
	Sig. (2-tailed)		.033	.262	.377	.478	.340	.000	.000	.000	.734
	N	310	310	310	310	310	310	310	310	310	310
ASSETS	Pearson Correlation	.121*	1	-.002	.089	.170**	-.174**	-.013	<b>.809**</b>	.058	-.050
	Sig. (2-tailed)	.033		.966	.118	.003	.002	.823	.000	.307	.384
	N	310	310	310	310	310	310	310	310	310	310
ROE	Pearson Correlation	.064	-.002	1	.459**	-.144*	.024	.121*	.031	.035	.024
	Sig. (2-tailed)	.262	.966		.000	.011	.674	.034	.583	.534	.678
	N	310	310	310	310	310	310	310	310	310	310
ROA	Pearson Correlation	.050	.089	.459**	1	-.104	.017	.062	.077	.025	.019
	Sig. (2-tailed)	.377	.118	.000		.067	.759	.275	.178	.667	.741
	N	310	310	310	310	310	310	310	310	310	310
LEV	Pearson Correlation	-.040	.170**	-.144*	-.104	1	-.274**	-.144*	-.006	-.083	-.053
	Sig. (2-tailed)	.478	.003	.011	.067		.000	.011	.915	.147	.349
	N	310	310	310	310	310	310	310	310	310	310
CEL	Pearson Correlation	-.054	-.174**	.024	.017	-.274**	1	.012	-.092	.003	.009
	Sig. (2-tailed)	.340	.002	.674	.759	.000		.828	.108	.960	.872
	N	310	310	310	310	310	310	310	310	310	310
EPS	Pearson Correlation	.431**	-.013	.121*	.062	-.144*	.012	1	.111	.203**	.031
	Sig. (2-tailed)	.000	.823	.034	.275	.011	.828		.050	.000	.581
	N	310	310	310	310	310	310	310	310	310	310
MC	Pearson Correlation	.244**	<b>.809**</b>	.031	.077	-.006	-.092	.111	1	-.048	.009
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.583	.178	.915	.108	.050		.397	.876
	N	310	310	310	310	310	310	310	310	310	310
BV	Pearson Correlation	.393**	.058	.035	.025	-.083	.003	.203**	-.048	1	-.046
	Sig. (2-tailed)	.000	.307	.534	.667	.147	.960	.000	.397		.423
	N	310	310	310	310	310	310	310	310	310	310
PE	Pearson Correlation	-.019	-.050	.024	.019	-.053	.009	.031	.009	-.046	1
	Sig. (2-tailed)	.734	.384	.678	.741	.349	.872	.581	.876	.423	
	N	310	310	310	310	310	310	310	310	310	310

\*. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

\*\* Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

<sup>381</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

Analiza multikolinarnosti (3.2) ukazuje da postoji viši procenat korelacije od 70% između promenljivih tržišna kapitalizacija i aktive (veliĉine preduzeća). Maksimalna korelacije između ove dve promenljive iznosi 80,9% zbog ĉega se sprovodi dodatni test VIF.

Tabela 3.3: Korelacija istraŹivaĉkih varijabli (prediktora) – Preraĉivaĉka industrija<sup>382</sup>

Correlations											
		MPS	ASSETS	ROE	ROA	LEV	STSIG	EPS	BV	PE	MC
MPS	Pearson Correlation	1	.232**	.032	.035	-.083*	.141**	.178**	.646**	-.022	.370**
	Sig. (2-tailed)		.000	.333	.290	.011	.000	.000	.000	.508	.000
	N	929	929	929	929	929	929	929	929	929	929
ASSETS	Pearson Correlation	.232**	1	-.027	.024	-.022	-.021	.096**	.271**	-.004	<b>.854**</b>
	Sig. (2-tailed)	.000		.418	.468	.500	.518	.003	.000	.899	.000
	N	929	929	929	929	929	929	929	929	929	929
ROE	Pearson Correlation	.032	-.027	1	.345**	-.047	.049	.103**	.055	.010	-.039
	Sig. (2-tailed)	.333	.418		.000	.152	.134	.002	.095	.759	.233
	N	929	929	929	929	929	929	929	929	929	929
ROA	Pearson Correlation	.035	.024	.345**	1	-.035	.041	.071*	.046	.007	.027
	Sig. (2-tailed)	.290	.468	.000		.290	.208	.031	.164	.841	.409
	N	929	929	929	929	929	929	929	929	929	929
LEV	Pearson Correlation	-.083*	-.022	-.047	-.035	1	-.233**	-.070*	-.122**	.000	-.030
	Sig. (2-tailed)	.011	.500	.152	.290		.000	.033	.000	.997	.356
	N	929	929	929	929	929	929	929	929	929	929
STSIG	Pearson Correlation	.141**	-.021	.049	.041	-.233**	1	.181**	.212**	.038	.089**
	Sig. (2-tailed)	.000	.518	.134	.208	.000		.000	.000	.244	.007
	N	929	929	929	929	929	929	929	929	929	929
EPS	Pearson Correlation	.178**	.096**	.103**	.071*	-.070*	.181**	1	.213**	-.011	.109**
	Sig. (2-tailed)	.000	.003	.002	.031	.033	.000		.000	.746	.001
	N	929	929	929	929	929	929	929	929	929	929
BV	Pearson Correlation	.646**	.271**	.055	.046	-.122**	.212**	.213**	1	-.028	.181**
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.095	.164	.000	.000	.000		.395	.000
	N	929	929	929	929	929	929	929	929	929	929
PE	Pearson Correlation	-.022	-.004	.010	.007	.000	.038	-.011	-.028	1	.030
	Sig. (2-tailed)	.508	.899	.759	.841	.997	.244	.746	.395		.355
	N	929	929	929	929	929	929	929	929	929	929
MC	Pearson Correlation	.370**	<b>.854**</b>	-.039	.027	-.030	.089**	.109**	.181**	.030	1
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.233	.409	.356	.007	.001	.000	.355	
	N	929	929	929	929	929	929	929	929	929	929

\*\* . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

\* . Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

<sup>382</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

Analiza multikolinarnosti (tabela 3.3) ukazuje da postoji viši procenat korelacije od 70% između nezavisnih promenljivih tržišna kapitalizacija i aktive (85,4%) i stoga se sprovodi test VIF.

Tabela 3.4: Korelacija istraživačkih varijabli (prediktora) – Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja<sup>383</sup>

Correlations											
		MPS	ASSETS	ROE	ROA	CEL	LEV	EPS	BV	PE	MC
MPS	Pearson Correlation	1	.040	.152	.104	.078	.132	.380**	.473**	.092	.261**
	Sig. (2-tailed)		.656	.085	.241	.381	.137	.000	.000	.302	.003
	N	129	129	129	129	129	129	129	129	129	129
ASSETS	Pearson Correlation	.040	1	.002	-.110	-.477**	.718**	.032	.297**	-.006	<b>.731**</b>
	Sig. (2-tailed)	.656		.980	.216	.000	.000	.723	.001	.946	.000
	N	129	129	129	129	129	129	129	129	129	129
ROE	Pearson Correlation	.152	.002	1	<b>.743**</b>	.057	-.184*	.344**	.101	.002	.195*
	Sig. (2-tailed)	.085	.980		.000	.524	.036	.000	.255	.985	.027
	N	129	129	129	129	129	129	129	129	129	129
ROA	Pearson Correlation	.104	-.110	<b>.743**</b>	1	.152	-.278**	.379**	.021	-.020	.182*
	Sig. (2-tailed)	.241	.216	.000		.086	.001	.000	.811	.824	.039
	N	129	129	129	129	129	129	129	129	129	129
CEL	Pearson Correlation	.078	-.477**	.057	.152	1	-.432**	.084	.001	-.028	-.321**
	Sig. (2-tailed)	.381	.000	.524	.086		.000	.342	.995	.752	.000
	N	129	129	129	129	129	129	129	129	129	129
LEV	Pearson Correlation	.132	.718**	-.184*	-.278**	-.432**	1	-.075	.240**	.088	.358**
	Sig. (2-tailed)	.137	.000	.036	.001	.000		.401	.006	.319	.000
	N	129	129	129	129	129	129	129	129	129	129
EPS	Pearson Correlation	.380**	.032	.344**	.379**	.084	-.075	1	.244**	-.029	.156
	Sig. (2-tailed)	.000	.723	.000	.000	.342	.401		.005	.746	.078
	N	129	129	129	129	129	129	129	129	129	129
BV	Pearson Correlation	.473**	.297**	.101	.021	.001	.240**	.244**	1	.005	-.031
	Sig. (2-tailed)	.000	.001	.255	.811	.995	.006	.005		.951	.729
	N	129	129	129	129	129	129	129	129	129	129
PE	Pearson Correlation	.092	-.006	.002	-.020	-.028	.088	-.029	.005	1	-.011
	Sig. (2-tailed)	.302	.946	.985	.824	.752	.319	.746	.951		.898
	N	129	129	129	129	129	129	129	129	129	129
MC	Pearson Correlation	.261**	<b>.731**</b>	.195*	.182*	-.321**	.358**	.156	-.031	-.011	1
	Sig. (2-tailed)	.003	.000	.027	.039	.000	.000	.078	.729	.898	
	N	129	129	129	129	129	129	129	129	129	129

\*\* . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

\* . Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

<sup>383</sup> Kalkulacija autora, SPSS output

Analiza multikolinarnosti (tabela 3.4) ukazuje da postoji viši procenat korelacije od 70% između promenljivih tržišna kapitalizacija i aktiva (73,1%), kao i između prinosa na aktivu i prinosa na kapital (74,3%). Visok stepen za posmatrane promenljive ne iznenađuje, ali predstavlja upozorenje na potrebu sprovođenja dodatnog testa multikolinearnosti.