

FAKULTET ZA PODSLOVNO INDUSTRIJSKI MENADŽMENT
BEOGRAD

MR BORJANA B. MIRJANIĆ

**UPRAVLJANJE PERFORMANSAMA AKCIJSKOG
PORTFOLIA U SPECIFIČNIM USLOVIMA
NOVONASTAJUĆIH FINANSIJSKIH TRŽIŠTA:
PRIMER BEOGRADSKE BERZE**

Doktorska disertacija

Beograd, 2015.

FAKULTET ZA PODSLOVNO INDUSTRIJSKI MENADŽMENT
BEOGRAD

DOKTORSKA DISERTACIJA

**UPRAVLJANJE PERFORMANSAMA
AKCIJSKOG PORTFOLIA U SPECIFIČNIM
USLOVIMA NOVONASTAJUĆIH
FINANSIJSKIH TRŽIŠTA: PRIMER
BEOGRADSKE BERZE**

Mentor: prof. dr

Kandidat: mr Borjana Mirjanić

Komisija za odbranu doktorske disertacije:

1. Prof. dr Dragan Momirović, mentor
2. Prof. dr Nataša Bogavac, predsednik Komisije
3. Prof. dr Nevenka Nićin, član Komisije

SADRŽAJ

1. UVOD	7
Predmet, polazišta i ciljevi teze	
Značaj i aktuelnost teme	
Teorijsko-metodološki okvir istraživanja	
Struktura doktorske teze	
2. MODERNA PORTFOLIO TEORIJA I UPRAVLJANJE PERFORMANSAMA AKCIJSKOG PORTFOLIA	18
2.1. Teorijske postavke Moderne portfolio teorije	19
2.1.1. Opšte pretpostavke Markowitz-evog modela izbora efikasnog portfolia	19
2.1.2. Očekivani prinos i rizik pojedinačne hartije od vrednosti	24
2.1.3. Kovarijansa i koeficijent korelacije prinosa kao mere potencijala hartije od vrednosti za diversifikaciju	30
2.1.4. Očekivani prinos i rizik portfolia	33
2.1.5. Matematička formulacija modela, granica efikasnosti i optimalni portfolio	38
2.2. Razvoj finansijsko-ekonomskim modela na osnovu Moderne portfolio teorije	46
2.2.1. Indeksni modeli	46
2.2.2. Model vrednovanja kapitala (Capital Asset Pricing Model – CAPM)	51
2.2.3. Teorija arbitražnog vrednovanja (Arbitrage Pricing Theory – APT)	59
2.3. Mere performansi portfolia zasnovane na Modernoj portfolio teoriji	62
2.3.1. Tradicionalne mere performansi portfolia korigovane rizikom (Sharpe-ova, Treynor-ova i Jensen-ova mera performansi portfolia)	62
2.3.2. M^2 i T^2 mere performansi portfolia korigovane rizikom (Modigliani i Treynor na kvadrat)	65
3. IMPLEMENTACIJA MODERNE PORTFOLIO TEORIJE U INVESTICIONOJ PRAKSI: OGRANIČENJA PRIMENE I RAZVOJ ALTERNATIVNIH MODELA	69
3.1. Problemi praktične primene standardnog Markowitz-evog optimizacijskog algoritma	69
3.2. Ulazni parametri optimizacije portfolia	74
3.2.1. Analiza prinosa (pretpostavka o normalnosti distribucije prinosa, viši momenti distribucije prinosa, autoregresivni modeli)	77
3.2.2. Analiza rizika (alternativne mere rizika, opšta struktura modela volatilnosti, ARCH i GARCH modeli)	88
4. ANALIZA STANJA NOVONASTAJUĆEG TRŽIŠTA KAPITALA REPUBLIKE SRBIJE: BEOGRADSKA BERZA	102
4.1. Hronološki pregled razvoja, delatnost i organizacija Beogradske berze	108
4.2. Makroekonomsko okruženje Republike Srbije od 2004. do 2013. godine	118
4.3. Poslovne operacije na Beogradskoj berzi	127
4.3.1. Vrednost prometa i broj realizovanih transakcija	127
4.3.2. Struktura prometa i transakcija po vrstama hartija od vrednosti	132
4.3.3. Učešće stranih investitora u trgovanju na Beogradskoj berzi	141
4.4. Indeksi Beogradske berze	146
4.5. Kvantitativna analiza specifičnih uslova na Beogradskoj berzi u periodu sprovedenog istraživanja	150
4.6. Ekonometrijsko testiranje slabog oblika hipoteze efikasnosti tržišta kapitala Republike Srbije	155

5.	IMPLIKACIJA KARAKTERISTIKA PRINOSA I RIZIKA AKCIJA DOMAĆIH PREDUZEĆA NA KREIRANJE OPTIMALNE PORTFOLIO STRUKTURE: EMPIRIJSKA ANALIZA	169
5.1.	Analiza likvidnosti i primarna selekcija akcija	169
5.2.	Kvantitativna analiza finansijskih vremenskih serija prinosa individualnih akcija	174
5.3.	Konstruisanje granice efikasnosti primenom standardnog MV modela	191
5.4.	Optimalan portfolio prema kriterijumu maksimalnog Sharpe-ovog racia	194
5.5.	Optimalan portfolio korigovan za autokorelaciju, asimetriju i spljoštenost	198
5.6.	Komparativna analiza performansi odabranih portfolia i tržišnog benčmarka	204
5.7.	Merenje sistemskog rizika beta koeficijentom	212
6.	OCENA PERFORMANSI OPTIMALNIH PORTFOLIA RAZLIČITIH FUNKCIJA CILJA I RAZVOJ ALTERNATIVNOG MODELA	219
6.1.	Ocene performansi optimalnog portfolia konstruisanog primenom standardnog MV modela i portfolia sa integrisanim specifičnim karakteristikama empirijskih distribucija prinosa u estimacionom periodu	219
6.2.	Ocene performansi optimalnog portfolia konstruisanog primenom standardnog MV modela i portfolia sa integrisanim specifičnim karakteristikama empirijskih distribucija prinosa u verifikacionom periodu	222
6.3.	Preporuke domaćoj investicionoj praksi – alternativni model optimizacije portfolia u uslovima tržišta kapitala Republike Srbije	240
	ZAKLJUČAK	243
	BIBLIOGRAFIJA	253
	PRILOZI	260

1. UVOD

Nesklonost investitora prema riziku podstakla je savremene trendove razvoja finansijskih tržišta koji u svojoj osnovi imaju smanjenje rizika ulaganjem u različite vrste finansijske aktive. Istorijski trenutak u kojem se nalazimo okarakterisan je krizom globalne ekonomije koja je potekla iz bankarskog sektora, prelila se na globalno tržište kapitala i uzdrmala temelje svetske ekonomije. Usled finansijske krize, šira investiciona javnost postala je svesna značaja kontrole rizika u investicionom menadžmentu, što je portfolio optimizaciju i upravljanje performansama portfolia hartija od vrednosti učinilo jednom od najaktuelnijih tema finansijske ekonomije. Proučavanje metoda alokacije sredstava, uključujući i međunarodnu diversifikaciju, podstaklo je interesovanje naučne i stručne javnosti za portfolio optimizaciju. Tržišta hartija od vrednosti predmet su velikog broja teorijskih i empirijskih studija, uz opštu opservaciju da tržišta hartija od vrednosti širom sveta postaju nestabilnija i sve više integrisana.

Nastanak savremene finansijske ekonomije vezuje se za formalizovanje Moderne portfolio teorije u martovskom broju Journal of Finance iz 1952. godine, u kojem je H. Markowitz predstavio rad „Portfolio Selection”. Moderna portfolio teorija jasno i rigorozno pokazuje da se varijansa portfolia može redukovati kroz koncept diversifikacije ukoliko investitori biraju portfolio na osnovu njegovih svojstava rizika i prinosa, umesto da konstruišu portfolio od akcija koje imaju privlačne karakteristike prinosa. Markowitz-ev model srednje vrednosti i varijanse (engl. Mean-Variance, MV) predstavlja kvantifikaciju veze rizika i prinosa, a inovaciju čini merenje međuzavisnosti strukture prinosa izračunavanjem korelacije prinosa akcija. Treba imati u vidu činjenicu da je Markowitz-eva teorija razvijena i testirana na zrelih, izrazito likvidnim tržištima kapitala na kojima se trguje velikim brojem različitih vrsta finansijskih instrumenata. Kontroverze o primenjivosti teorije i na razvijenim tržištima kapitala predmet su rasprave, kako među akademikima, tako i među praktičarima. Bez obzira na rasprave o njenoj aplikativnosti, Markowitz-eva teorija je i dalje nezaobilazni alat za proučavanje tržišta kapitala.

Više od pola veka istraživanja u oblasti oblikovanja i primene matematičkih modela u finansijama stvorilo je korpus koncepcija, teorija i paradigmi, koje u središtu proučavanja imaju razvijena tržišta kapitala. Interesovanje za tržišta hartija od vrednosti izašlo je van okvira razvijenih tržišta kapitala i sve veća pažnja se posvećuje izučavanju novonastajućih tržišta Azije, Južne Amerike, Srednjeg Istoka i Istočne Evrope, čiji je udeo u svetskom tržištu kapitala sve veći. Potencijal ovih tržišta kao investicione alternative privukao je pažnju globalnih portfolio menadžera i finansijskih ekonomista koji naglašavaju značaj međunarodne diversifikacije koja tržišta u nastajanju imaju. Usled niske korelacije sa razvijenim tržištima kapitala, kao i zbog potencijala međunarodne diversifikacije, ova tržišta privlače pažnju globalnih portfolio menadžera, stranih i domaćih banaka, investicionih i penzionih fondova, osiguravajućih kompanija i drugih investitora. Globalizacija finansijskih tokova, internacionalizacija i povećana mobilnost kapitala, dovela do veće integrisanosti tržišta kapitala, vremenom je umanjila potencijale međunarodne diversifikacije. Ipak, usled konstantnog rasta udela tržišta u novonastajućih tržišta u svetskom tržištu kapitala interesovanje za ova tržišta nije opalo.

Specifičnost novonastajućih tržišta kapitala, u koje ubrajamo i tržište Republike Srbije, predstavlja činjenica da hartije od vrednosti na ovim tržištima, koje predstavljaju građivne elemente za konstrukciju portfolia, pored prilike za ostvarenje visokih prinosa istovremeno u sebi kriju i visok rizik. Skromna tradicija emitovanja hartija od vrednosti, plitko, nelikvidno tržište i problem nesinhronog trgovanja, nedostatak tržišne transparentnosti, visoki transakcioni troškovi, problemi u punoj primeni međunarodnih računovodstvenih standarda i slabo korporativno upravljanje predstavljaju zajedničke odlike novonastajućih tržišta kapitala. Prilikom međunarodne diversifikacije portfolia ulaganjem u novonastajuća tržišta, institucionalni investitori najčešće koriste identičnu metodologiju kao i na razvijenim tržištima kapitala. Na taj način oni pretpostavljaju da su karakteristike i ponašanje ovih tržišta identični. Međutim, karakteristike novonastajućih tržišta predstavljaju izazov za teoriju i praksu moderne portfolio teorije, te se neophodnim čini testiranje performansi optimalnih akcijskih portfolia konstruisanih primenom Markowitz-evog algoritma na volatilnim, slabo likvidnim i plitkim finansijskim tržištima.

Uvažavajući činjenicu da su svi, u literaturi i praksi široko primenjeni modeli nastali u kontekstu razvijenih tržišta kapitala, u doktorskom istraživanju će se izvršiti analiza specifičnosti mladih tržišta kapitala sa posebnim osvrtom na:

- problem nelikvidnosti velikog broja akcija koji se ogleda u danima bez cenovnih signala, tzv. nesinhronom trgovanju, nedostatku stabilnih i visokih dnevnih prometa, visokoj volatilnosti cena i mogućnosti uticaja na cenu pri izvršenju transakcija većih obima. Nelikvidnost smanjuje sigurnost i povećava rizik da investitori neće biti u mogućnosti da zatvore pozicije bez velikog gubitka uložene imovine. Nelikvidnost domaćeg finansijskog tržišta posledica je činjenice da ono ne obavlja svoju osnovnu funkciju – mesta prikupljanja kapitala, već predstavlja mesto preuzimanja kompanija. Na strani ponude dominantno učešće imaju individualni vlasnici, koji su akcije stekli, najčešće besplatnom podelom u procesu masovne privatizacije, dok na strani tražnje preovlađuje korporativni sektor, što dovodi do značajne koncentracije vlasništva i praznjenje finansijskog tržišta nestajanjem finansijskog materijala sa njega. Usled nedostatka dovoljno velikog broja likvidnih akcija otežano je postizanje znatnog nivoa diversifikacije, dok korekcija funkcije korisnosti za nelikvidnost granicu efikasnosti standardnog Markowitz-evog modela skraćuje i pomera udesno. Posebna pažnja se mora posvetiti interpolaciji nedostajućih cenovnih signala kod nesinhronog trgovanja, nasuprot metodu prepisivanja poslednje zabeleženog cenovnog signala koji stvara privid negativne korelisanosti i kreira kvazi-optimalne portfolie. Prisustvo malog broja velikih institucionalnih investitora iluzornim čini očekivanje da se cena neke nelikvidne akcije neće promeniti pod uticajem takvog aktera na tržištu. Na domaćem tržištu izražen je i rizik ocene ulaznih parametara zbog malog broja dostupnih akcija, što granicu efikasnosti pretvara u pojas.

- problem prilikom određivanja tržišnog proxy-a: na razvijenim tržištima kapitala kao tržišni benčmark najčešće se koriste berzanski indeksi. Na Beogradskoj berzi mali je broj akcija kojima se trguje, promena nivoa kapitalizacije nije reprezentativna mera likvidnosti nastajućih tržišta, a nelikvidnost akcija dovodi do čestih revizija strukture indeksne korpe. Izbor tržišnog portfolia posebno u uslovima ograničenog broja likvidnih hartija i velikog učešća akcija iz sektora finansijskog posredovanja u tržišnoj kapitalizaciji ujedno je i otežavajući faktor praktične implementacije Modela vrednovanja kapitala (engl. Capital asset pricing model – CAPM) i pouzdane procene beta koeficijenata.

- efikasnost finansijskog tržišta predstavlja spornu tačku u savremenoj ekonomskoj teoriji, posebno naglašenu kod novonastajućih tržišta: hipoteza efikasnog tržišta podrazumeva da se zbog velikog broja učesnika i konkurencije na tržištu, cene trenutno prilagođavaju aktuelnim informacijama i da je njihova tržišna vrednost jedino merodavna. Na domaćem tržištu kapitala, većina dostupnih informacija nije pouzdana, a racionalno ponašanje investitora otežava i netransparentnost domaćeg tržišta, na kojem nisu uspostavljena stroga pravila izveštavanja javnosti. Niski zahtevi za otkrivanje poslovanja i naglašena informaciona asimetrija onemogućuju validnu procenu pouzdanosti informacije i olakšavaju manipulacije svesnim plasiranjem glasina. Na domaćem tržištu se akcijama većih kompanija u većoj meri i trguje, tako da se novopristigle informacije najpre odražavaju na cene akcija velikih kompanija, a kasnije na akcije malih izdavalaca. Pomenuta vremenska razlika dovodi do pozitivnog kretanja cena akcija, odnosno serijalnosti prinosa kada trenutne opservacije predstavljaju deo serije promena cene i prinosa koje nisu slučajne varijable.

- neispunjenost pretpostavke o normalnoj distribuciji prinosa: MV model se zasniva na pretpostavkama o normalno distribuiranim prinosima ili na kvadratnoj funkciji korisnosti investitora. Klasična teorija pretpostavlja da su prinosi finansijske aktive slučajne promenljive, a u dužim vremenskim periodima raspodela prinosa poprima oblik Gauss-ove normalne raspodele. Međutim, za kratkoročne periode, istorijske raspodele su asimetrične i poseduju osobinu „teških repova“, pa je mogućnost pojavljivanja ekstremnih vrednosti veća nego što predviđa normalna raspodela, što je izraženo na novonastalim tržištima. Finansijske serije poseduju i osobinu heteroskedastičnosti koja doprinosi spljoštenosti raspodele kratkoročnih prinosa, te je neophodno ispitati karakteristike distribucija prinosa domaćih akcija i modele optimizacije koji ne pretpostavljaju teorijski oblik distribucije. Izvesna istraživanja su odbacila i pretpostavku o kvadratnoj funkciji korisnosti, smatrajući je neadekvatnom jer podrazumeva rastuću apsolutnu averziju prema riziku.

Pored navedenih ograničenja, optimizaciju portfolia otežava i:

- neadekvatnost varijanse kao mere rizika: nakon objavljivanja Markowitz-evog optimizacijskog algoritma, varijansa je postala najčešće korišćena mera rizika. Dosadašnja investiciona praksa i primena moderne portfolio teorije na domaćem tržištu se pretežno odnosi na ispitivanje osnovnog modela koji kao meru rizika koristi varijansu. Nedostatak varijanse je što identično posmatra pozitivne i negativne devijacije od očekivanog prinosa, zanemarujući koncept averzije investitora prema riziku. Kako bi se prenebregnula ograničenja MV modela, razvojem računarske tehnologije i proučavanjem ekstremnih događaja kreirane su alternativne mere rizika (poluvarijansa, prosečna apsolutna vrednost odstupanja od aritmetičke sredine, minimax, rizična vrednost i uslovna rizična vrednost) koje su domaćoj investicionoj praksi malo poznate. Primena modela koji zanemaruju više centralne momente domaće investitore izlaže dodatnom riziku i iskrivljuje sliku o efikasnosti optimalnog portfolia, te je neophodno razmotriti alternativne modele za rizik, a u odluke o formiranju portfolia uključiti i informacije o višim centralnim momentima, kako bi se minimizirali neočekivani gubici.

- nepouzdanost koeficijenata korelacije kao kriterijuma primarne selekcije akcija u portfolio usled njihove vremenske nestabilnosti. U situaciji postojanja finansijske krize koeficijenti korelacije pokazuju snažnu pozitivnu korelaciju, čime se eliminišu prednosti diversifikacije. Iz tog razloga, optimizacijski model i ne mora da obuhvata koeficijente korelacije, čime se problem kvadratnog svodi na linearno programiranje.

Većina investitora ne poseduje samo jednu finansijsku aktivu, te je od suštinske važnosti da domaća investiciona javnost, osim razumevanja načina konstituisanja efikasnog portfolia radi smanjenja specifičnog rizika, odnosno maksimiranja očekivanog prinosa, adekvatno koristi i tumači mere performansi portfolia. Upravljanje portfoliom koje za rezultat ima investicione performanse koje prevazilaze opšte performanse tržišta predstavlja efikasno upravljanje. Najznačajnije mere korigovanja performansi za rizik uz korišćenje kriterijuma odnosa između srednje vrednosti prinosa i varijanse su Sharpe-ova, Treynor-ova i Jensen-ova mera. Budući da koriste MV okvir one pretpostavljaju postojanje normalnog rasporeda serije prinosa, odnosno identične (vremenska konstantnost volatilnosti) i nezavisne distribucije (slučajan hod, odnosno vremenska nekorelisanost prinosa). Osim jednostavnosti, prednost korišćenja ovih indikatora je što omogućuju poređenje investicija različite rizičnosti i prinosa. Međutim, analiza empirijskih distribucija prinosa primenom viših momenata distribucije pokazuje da isključivo korišćenje tradicionalnih mera performansi baziranih na MV okviru nije adekvatna aparatura investicionog odlučivanja na tržištima kapitala u nastajanju. U kontekstu objašnjene problematike istraživanja definiše se **predmet** disertacije „Upravljanje performansama akcijskog portfolia u specifičnim uslovima novonastajućih finansijskih tržišta: primer Beogradske berze“: naučno utemeljeno istražiti karakteristike novonastajućeg tržišta kapitala i specifičnosti prinosa i rizika akcija domaćih kompanija, kako bi se izvršilo testiranje performansi optimalnih portfolia konstruisanih primenom Markowitzev-og algoritma, predložio funkcionalno prihvatljiv model optimizacije portfolia i mere performansi za domaću praksu portfolio menadžmenta.

Značaj i aktuelnost teme: analiza novonastajućih tržišta kapitala se značajno povećala poslednjih godina, međutim mnoga istraživanja nisu uzela u obzir karakteristike empirijskih distribucija prinosa akcija novonastajućih tržišta kapitala jer se dosadašnja praksa i teorija moderne teorije portfolia odnosila na primenu osnovnog modela koji je razvijen i testiran u uslovima zrelih tržišta kapitala (izrazito likvidnim tržištima na kojima se trguje različitim vrstama i velikim brojem finansijskih instrumenata). Stoga, karakteristike novonastajućih tržišta predstavljaju izazov za finansijsku teoriju i praksu, te se neophodnim čini testiranje aplikativne validnosti široko prihvaćenih modela optimizacije portfolia i mera performansi na volatilnim, slabo likvidnim i plitkim finansijskim tržištima. Prilikom primarne selekcije akcija na novonastajućim tržištima kapitala posebna pažnja se mora posvetiti problemu nelikvidnosti velikog broja akcija koja se ogleda u nedostatku stabilnih i visokih dnevnih prometa i visokoj volatilnosti cena. Niska likvidnost i veliki broj interpoliranih podataka usled nesinhronog trgovanja, koeficijente korelacije čine nepouzdanim kriterijumom selekcije. Pored toga, karakteristike empirijskih distribucija prinosa na novonastajućim tržištima kapitala značajno otežavaju postupak MV optimizacije. Zaobljenost vrha empirijskih distribucija prinosa je veća nego u slučaju normalne distribucije i ukazuje na deblje krajeve nego u slučaju normalne distribucije. Postojanje viših momenata, posebno teških repova distribucije prinosa nagoveštava mogućnost pojave ekstremnih prinosa i neophodnim čini razmatranje alternativnih modela optimizacije portfolia i merenja njegovih performansi uzimajući u obzir asimetričnost distribucije prinosa zbog većih šokova koje stvaraju negativni prinosi. Ovakvi rezultati utiču i na način na koji se vrši modeliranje volatilnosti na tržištima kapitala zemalja u razvoju. Ovime se otvorio put za formiranje novih koncepata koji nastoje rezultirati modelom optimizacije portfolia koji će u sebi uključiti što manje nepredviđenih događaja.

Neefikasne konfiguracije domaćih akcijskih portfolia posledica su primene modela koji ne uzimaju u obzir specifične karakteristike novonastajućih tržišta kapitala, što je razlog za konzistentno istraživanje, dijagnostifikovanje i primereno rešavanje navedenih problema, budući da oni impliciraju i multipliciraju štetne posledice po domaću finansijsku industriju i individualne investitore, a time i po celu srpsku privredu. Tema je aktuelna i pogodna za naučna istraživanja, u domaćoj akademskoj javnosti i investicionoj praksi nedovoljno istražena, direktno teorijski i praktično primenjiva, te otvara mogućnosti novog **naučnog doprinosa** iz područja finansija.

U teorijskom smislu doprinos doktorskog istraživanja može se izraziti u:

- produbljivanju saznanja o važnim karakteristikama srpskog tržišta kapitala, posebno tržišta akcija;
- razvoju novih naučnih saznanja o modernoj portfolio teoriji i njenoj primeni na tržištima kapitala u nastajanju, kao i u uslovima finansijske krize i ukazivanje na neadekvatnost korišćenja standardnog MV modela na srpskom tržištu akcija;
- u razvoju naučne misli o merama performansi portfolia korigovanih rizikom;
- razvoju modela optimizacije portfolia na osnovu karakteristika distribucije prinosa akcija kotiranih na Beogradskoj berzi i njegovoj praktičnoj evaluaciji;
- mali broj radova (posebno u domaćoj literaturi) u kojima se navedena problematika istražuje s više različitih aspekata i širinom obuhvata predloženo istraživanje može učiniti polaznom osnovom za dalja istraživanja naučnicima iz područja finansija.

U aplikativnom smislu, doprinos se može izraziti u:

- oblikovanju funkcionalno prihvatljivog modela optimizacije portfolia i mera performansi za domaću praksu portfolio menadžmenta. Model primenjen u ovoj disertaciji i testirane mere performansi portfolia akcija domaćih kompanija, koji, osim što će koristiti naučnoj javnosti za potrebe daljih istraživanja, biće od koristi institucionalnim i brojnim individualnim investitorima koji mogu ostvariti bolje performanse svojih portfolia. Na primeru portfolia konstituisanog od akcija sa Beogradske berze izvršiće se komparativna analiza performansi optimalnog portfolia i tržišnih indeksa Beogradske berze. Bolje performanse optimalnog portfolia ocenjene merama performansi korigovanih rizikom, na prvi pogled, opravdavaju praktičnu primenu moderne portfolio teorije, odnosno efikasnost postupka optimizacije portfolia. Međutim, prisustvo autokorelacije prinosa, asimetrije i spljoštenost empirijske raspodele prinosa ukazuje da klasični pokazatelji uspešnosti MV optimizacije nisu najbolji parametri evaluacije upravljanja portfoliom na tržištima kapitala u nastajanju. Klasične mere performansi portfolia se oslanjaju na prva dva momenta distribucije, pa se u slučajevima prisustva viših momenata (kada aritmetička sredina nije najbolja mera centralne tendencije, a najbolja mera varijacije prinosa nije standardna devijacija) smanjuje pouzdanost njihovog korišćenja. Iz tog razloga, investitori ne bi trebalo da bez analize viših centralnih momenata ocenjuju efikasnost optimalnog portfolia, jer bi se u suprotnom izložili nepotrebnom riziku. S druge strane, nemogućnost kreiranja adekvatnog tržišnog indeksa na Beogradskoj berzi usled prisustva plitkog i nelikvidnog tržišta smanjuje pouzdanost mera baziranih na CAPM. Drastične promene koje se odigravaju na svetskom i domaćem finansijskom tržištu dovode do vremenske nestabilnosti beta koeficijenata. Moć beta koeficijenta za predviđanje rizika se povećava kada postoji snažan trend na tržištu, a kada trend nije prisutan smanjuje se i eksplanatorna moć beta koeficijenta. Investitori moraju pažljivo koristiti mere performansi portfolia koje se oslanjaju na beta koeficijent prilikom donošenja investicionih odluka, jer isključivo praćenje perioda visokog rizika, investitore može navesti da drže konzervativne portfolie kojima ne mogu ostvariti dugoročne ciljeve.

U proučenoj stranoj literaturi prisutan je veliki interes i vode se brojne rasprave vezane za Modernu portfolio teoriju. Rezultati brojnih empirijskih studija pokazali su da standardna Markowitz-eva procedura optimizacije portfolia često dovodi do finansijski suboptimalnih portfolia i relativno loše alokacije finansijskih sredstava i na zrelih tržištima kapitala (Frankfurter et al., 1971, Merton, 1980, Jorion, 1986, Michaud, 1989, Chopra i Ziemba, 1993). Nalazima mnogobrojnih empirijskih studija kreirane su „stilizovane činjenice“ koje se odnose na karakteristike prinosa većine finansijske aktive, posebno akcija, berzanskih indeksa i deviznih kurseva: leptokurtičnost distribucije i heteroskedastičnost finansijskih vremenskih serija (Mandelbrot, 1963, Fama, 1965), efekat leveridža (Black, 1976), dugoročna zavisnost u podacima (Campbell et al., 2002).

Godinama unazad investitori na razvijenim tržištima kapitala koriste mogućnosti koje im pruža međunarodna diversifikacija portfolia (Jorion, 1985). U cilju istraživanja karakteristika novonastajućih tržišta kapitala sprovedene su brojne empirijske studije sa predmetom analize: volatilnost, odgovor na eksterne informacije i odnos prinos-rizik (Harvey, 1995, Bekaert, Harvey, 1997, Dailami, Atkin, 1990, Divecha, Drach, Stefek, 1992, Goetzmann, Jorion, 1999). Ove studije su potvrdile da uz dobitke zbog međunarodne diversifikacije, uključivanjem akcija novonastajućih tržišta kapitala nastaju problemi koji se odnose na specifičnosti ovih nedovoljno razvijenih, visoko fragmentisanih tržišta kapitala. Finansijska tržišta u nastajanju karakterišu sledeći specifični rizici, koji za ishod imaju visoku volatilnost ovih tržišta i značajno otežavaju praktičnu primenu MV modela: tržišta kapitala u nastajanju predstavljaju plitka tržišta na kojima mali broj akcija dominira u strukturi tržišnog indeksa, na ovim tržištima uočljiv je problem nelikvidnosti, efikasnost finansijskog tržišta predstavlja spornu tačku u savremenoj ekonomskoj teoriji, posebno naglašenu kod novonastajućih tržišta, neispunjenost pretpostavke o normalnoj distribuciji prinosa (Harvey, 1995, Stevenson, 2000, Bekaert, Campbell, 2002). Pored toga, problem optimizacije portfolia dodatno otežava i postupak primarne selekcije akcija, koji se mora prilagoditi uslovima nelikvidnog i plitkog tržišta kapitala, za razliku od zrelog tržišta kapitala na kome ne postoje problemi nelikvidnosti i nesinhronog trgovanja. Drugim rečima, karakteristike novonastajućih tržišta kapitala predstavljaju izazov za teoriju i praksu Moderne portfolio teorije.

Od početka primene Moderne portfolio teorije bilo je jasno da teorijske pretpostavke modela nije moguće ispuniti. Studije koje su od 1960. godine istraživale ispravnost pretpostavki da su distribucije prinosa finansijskih instrumenta normalne nisu potvrdile tu pretpostavku. Dosadašnja empirijska istraživanja u domenu karakteristika empirijskih distribucija prinosa i njihovo uključivanje u odluku o izboru portfolia, potvrdila su pretpostavku da njihovo uključivanje izaziva drastičnu promenu u konstrukciji optimalnog portfolia. U slučaju postojanja asimetrije, izbor portfolia je kombinacija maksimiziranja očekivanog prinosa i asimetrije uz istovremeno minimiziranje varijanse. Radovi koji se odnose na ulogu asimetrije distribucije prinosa u objašnjavanju prinosa akcija su pokazali da su investitori spremni da izvrše trade-off očekivanog prinosa portfolia za asimetriju (Chunhachinda et al., 1997). Iako je veliki broj studija dokazao postojanje premije za rizik kod postojanja asimetrije, samo nekoliko autora je doprinelo formiranju portfolia pri prisustvu asimetrije (Arditti i Levy, Lai, 1991). Iako se broj studija koje za predmet analize imaju novonastajuća tržišta kapitala povećao poslednjih godina, mnoga istraživanja nisu uspeła da obuhvate karakteristike novonastajućih tržišta kapitala u svojoj analizi.

Najveći broj istraživanja su se fokusirala na proučavanje tržišnih indeksa, dok istraživanja koja se odnose na proučavanje karakteristika prinosa individualnih akcija kompanija sa novonastajućih tržišta kapitala u pokušaju da se u skladu sa tim karakteristikama definiše model optimizacije portfolia koji bi bio primeren za tu skupinu tržišta kapitala nisu sprovedena. Pored toga, istraživanja izvršena na novonastajućim tržištima kapitala širom sveta nisu obuhvatila tržište kapitala Republike Srbije. U domaćoj literaturi postoji nekolicina radova koji se odnose na primenu standardnog MV modela, međutim niti u jednoj bibliografskoj jedinici iz domaćih i stranih izvora nisu uzeti u obzir specifični uslovi srpskog tržišta kapitala, nije istražena nelikvidnost velikog broja akcija, niti uticaj specifičnih karakteristika empirijskih distribucija prinosa domaćih akcija na postupak optimizacije portfolia. Iz ovoga se može zaključiti da navedena tematika nije obrađivana po pitanju ozbiljnosti pristupa problemu optimizacije portfolia, te postoji teorijsko i praktično opravdanje predloženog istraživanja.

Teorijsko-metodološki okvir istraživanja: objašnjena problematika istraživačkog rada, zasnovana na razmatranju dosadašnjih teorijskih i empirijskih spoznaja koje pripadaju području od interesa ove doktorske disertacije, odredila je smernice u definisanju radnih hipoteza.

Osnovna hipoteza: Uprkos svom revolucionarnom uspehu u domenu teorije, Markowitz-ev model se pokazao kao loše uslovljen problem čija primena u praksi zahteva izvesna poboljšanja da bi rezultati bili primenljivi u realnom investiranju.

Izvedena hipoteza 1: Neefikasnost (odbačen slab oblik hipoteze efikasnosti tržišta) i visoka nelikvidnost domaćeg tržišta akcija, specifičnosti empirijske raspodele prinosa, i povećana volatilnost akcija domaćih kompanija utiču na efikasnost standardnog Markowitz-evog modela optimizacije portfolia.

Izvedena hipoteza 2: Na tržištima kapitala u nastajanju izrazita nelikvidnost akcija stvara privid negativne korelisanosti i kreira suboptimalne portfolie. Iz tog razloga, likvidnost akcija se mora postaviti kao osnovni kriterijum primarne selekcije akcija koje čine gradivne elemente portfolia sa novonastajućih tržišta kapitala.

Izvedena hipoteza 3: Pretpostavka o normalnoj distribuciji prinosa, merenih u kraćim vremenskim intervalima (dnevna ili nedeljna opažanja) nije realistična, posebno u uslovima visoke volatilnosti novonastajućih tržišta kapitala.

Izvedena hipoteza 4: Investiciona teorija i praksa osporavaju valjanost varijanse kao reprezentativne mere rizika.

Izvedena hipoteza 5: Koeficijenti korelacije prinosa su nepouzdana kriterijumi primarne selekcije akcija u portfoliu usled vremenske nestabilnosti.

Izvedena hipoteza 6: Korišćenje tradicionalnih mera performansi baziranih na Liniji tržišta kapitala – CML i Modelu vrednovanja kapitala – CAPM nije adekvatna aparatura investicionog odlučivanja u specifičnim uslovima novonastajućih tržišta kapitala (problemi prilikom definisanja tržišnog benčmarka, autokorelacija prinosa, asimetrične i leptokurtične distribucije prinosa) jer investitore izlaže riziku odabira suboptimalnog portfolia.

Obrazloženje postavljenih hipoteza: prinosi akcija na novonastajućim tržištima kapitala pokazuju autokorelaciju, ne prolaze statističke testove normalnosti usled prisustva asimetrije i teških repova, odnosno tendencije ka ekstremno pozitivnim ili ekstremno negativnim prinosima. Primena modela koji zanemaruje više centralne momente domaće investitore izlaže dodatnom riziku i iskrivljuje sliku o efikasnosti optimalnog portfolia, pa je neophodno razmotriti alternativne mere performansi portfolia koje uključiti i informacije o koeficijentima autokorelisanosti prinosa i višim centralnim momentima empirijske raspodele prinosa, kako bi se minimizirali neočekivani gubici. Pretpostavka o Studentovoj distribuciji je primerenija jer se teški repovi mogu na adekvatan način opisati tom distribucijom u zavisnosti od broja stepeni slobode. Varijansa nije najadekvatnija mera rizika jer identično vrednuje pozitivne i negativne devijacije od očekivanog prinosa, zanemaruje koncept averzije investitora prema riziku, oslanja se na pretpostavku o normalnoj distribuciji prinosa i nije konstantna u vremenu. Modeli predviđanja volatilnosti familije GARCH ostvaruju bolje performanse nego model koji volatilnost izražava standardnom devijacijom prinosa iz prošlosti.

Na novonastajućim tržištima kapitala koeficijenti korelacije prinosa determinisani su likvidnošću pojedinih akcija, pokazuju privid negativne korelisanosti za slabo likvidne akcije i imaju dimenziju vremenske promenljivosti. Postojanje snažnog tržišnog trenda poput finansijske krize prouzrokuje konvergenciju koeficijenata korelacije prinosa ka 1,00, čime se eliminišu prednosti diversifikacije (u uslovima krize optimizacijski model, se, umesto kvadratnog, može svesti na linearno programiranje). Pored toga, nemogućnost kreiranja adekvatnog tržišnog indeksa na Beogradskoj berzi usled plitkog i nelikvidnog tržišta smanjuje pouzdanost tradicionalnih mera performansi baziranih na CAPM.

Kompleksnost i multidimenzionalnost istraživanja teme, neophodnom čini primenu adekvatne aparature prilikom istraživanja i dokazivanja postignutih rezultata. Teorijski deo disertacije se zasniva na prikupljanju i analizi relevantne stručne i naučne literature, te izvođenju novih spoznaja na osnovu dosadašnjih empirijskih analiza. U izradi teorijskog dela korišćene su sledeće **metode naučno-istraživačkog rada**:

- metoda analize – proces raščlanjivanja složenih misaonih celina na jednostavnije sastavne delove: raščlanjivanje pojmova iz teorije portfolia, definisanjem i detaljnim objašnjenjem ulaznih parametara optimizacije i prikaza koraka kvadratnog programiranja;
- metoda sinteze – proces objašnjavanja složenih misaonih celina pomoću jednostavnih misaonih tvorevina, primenjen je pri razmatranju svojstva finansijskih vremenskih serija prinosa akcija i portfolia na osnovu pokazatelja deskriptivne statistike.
- metoda klasifikacije – raščlanjivanje opšteg na posebne, jednostavnije pojmove: proces definisanja različitih ulaznih parametara optimizacije radi lakšeg objašnjenja i shvatanja suštine teorijskog koncepta, kao i prikaz Linije tržišta kapitala (engl. Capital market line – CML), Modela vrednovanja kapitala (engl. Capital asset pricing model – CAPM) i Tržišne linije hartija od vrednosti (engl. Security market line - SML).
- metoda eksplanacije – način objašnjavanja osnovnih pojava i njihovih relacija, konkretno je upotrebljen prilikom prikaza razvoja tržišta kapitala u Srbiji.
- metoda deskripcije – postupak opisivanja činjenica i empirijsko potvrđivanje njihovih odnosa: definisanjem modela i numeričkih metoda za vrednovanje prinosa i rizika akcija, utvrđivanja relacija unutar analitičkih modela i numeričkih metoda te njihovo međusobno upoređivanje na osnovu konkretnih podataka prikupljenih s tržišta kapitala.

- metoda komparacije – način upoređivanja istih ili srodnih činjenica, tj. utvrđivanje njihove sličnosti, odnosno različitosti. U konkretnom smislu podrazumeva upoređivanje različitih analitičkih modela i različitih metoda merenja performansi portfolia.
- metoda indukcije – donošenje zaključaka o opštem sudu na osnovu pojedinačnih činjenica. U radu je korišćena matematička indukcija pri dokazivanju da standardni model MV optimizacije nije adekvatna aparatura prilikom primene na slabo likvidnim, plitkim i visoko volatilnim tržištima kapitala, a mere performansi zasnovane na CML i CAPM investitore mogu da navedu na izbor suboptimalnih portfolia.
- metoda dedukcije – donošenje pojedinačnih zaključaka na osnovu opšteg suda: donošenje zaključaka o važnosti kreiranja modela optimizacije i merenja performansi portfolia koja uvažavaju specifičnosti domaćeg tržišta kapitala.

U empirijskom delu rada s ciljem dokazivanja postavljenih hipoteza korišćene su različite metode za prikupljanje, obradu i prezentovanje podataka. Metode korišćene u ovom delu su matematičke i statističke, odnosno ekonometrijske metode. Metod kvadratnog programiranja koristiće se prilikom konstrukcije optimalnog portfolia, regresione jednačine prilikom utvrđivanja beta koeficijenta, analiza vremenskih serija izvršiće se primenom različitih pokazatelja deskriptivne statistike. Sprovešće se različiti statistički testovi: prošireni Dickey-Fullerov test jediničnog korena primeniće se prilikom testiranja slabe forme hipoteze efikasnosti domaćeg tržišta kapitala, testovi normalnosti: Jargue-Bera test, Kolmogorov-Smirnov/Lilliefors test, Shapiro-Wilk W test, te različite grafičke metode: Q-Q graf, histogrami i korelogrami. Analitičke i grafičke metode su empirijski dokaz nužnosti razmatranja primene alternativnog modela optimizacije portfolia na osnovu karakteristika analiziranih finansijskih vremenskih serija, kojima se parametarski mogu opisati njihove karakteristike. Navedene metode implementirane su korišćenjem programskih paketa Excel, StatPlus, RiskSimulator i Eviews.

Kratak opis sadržaja doktorske teze: kako bi se ispunio cilj istraživanja, struktura rada je koncipirana tako da pruži odgovor na osnovno istraživačko pitanje koje se tiče aplikativnosti i ocene uspešnosti performansi portfolia konstruisanih primenom standardnog MV modela na tržištu kapitala u Srbiji i alternativnog modela koji integriše specifične karakteristike prisutne u finansijskim vremenskim serijama domaćeg tržišta kapitala.

U prvom, *Uvodnom delu* doktorske disertacije precizno je definisan predmet istraživanja, s naglaskom na aktuelnost predmetnog problema, prezentovani su osnovni ciljevi istraživanja koji će se detaljnije predstaviti putem definisanih naučnih hipoteza. Uvodni deo sadrži i obrazloženje osnovnih metoda istraživanja, kao i detaljan sadržaj i strukturu istraživanja.

Drugi deo rada pod nazivom *Moderna portfolio teorija i upravljanje performansama akcijskog portfolia* predstavlja teorijski, odnosno retrospektivni deo u kojem je predstavljena teorijska osnova, dat prikaz osnovnih definicija i parametara koncepta optimizacije i objašnjen praktičan pristup moderne portfolio teorije. U ovom delu rada predstavljen je doprinos modela finansijsko-ekonomskoj teoriji i investicionoj praksi i prikazan Model vrednovanja kapitala (engl. Capital Asset Pricing Model – CAPM) kao svojevrsan produžetak Markowitz-eve teorije i Teorija arbitražnog vrednovanja (Arbitrage Pricing Theory – APT).

U ovom delu rada prezentovane su standardne mere ocene performansi ulaganja koje uzimaju u obzir prinos i rizik: Sharpe-ov, Treynor-ov i Jensen-ov indeks, i unapređene mere performansi portfolia korigovane rizikom: Modigliani na kvadrat – M^2 i Treynor na kvadrat – T^2 .

U trećem delu rada sa naslovom *Implementacija Moderne portfolio teorije u investicionoj praksi: ograničenja primene i razvoj alternativnih modela*, prezentovani su nedostaci koji se javljaju prilikom praktične primene Markowitz-eve teorije. U ovom delu disertacije izvršena je analiza ulaznih parametara optimizacijskog algoritma putem teorijske i matematičke formulacija prinosa i rizika. U okviru analize prinosa izvršeno je predstavljanje pretpostavke o normalnoj raspodeli prinosa, predstavljeni su viši centralni momenti (koeficijent asimetrije i koeficijent spljoštenosti), uveden je pojam teški repovi, i predstavljeni su različiti statistički testovi normalne raspodele empirijskih distribucija, kao i korelacija prinosa i efikasnost tržišta. U okviru analize rizika, ukratko su predstavljene najznačajnije alternativne mere rizika: simetrična mera rizika MAD mera rizika (engl. Mean absolute deviation), donje mere rizika LPM (engl. Lower partial moment) i poluvarijansa (engl. Semi-variance), koncept vrednosti pri riziku VaR mera rizika (engl. Value-at-Risk) i uslovni VaR kao primer koherentne mere rizika sa svojstvom subaditivnosti (engl. Conditional Value-at-Risk – CVaR, Expected shortfall – ES). Pored toga, u ovom delu je obrađen pojam volatilnosti, predstavljen je model Autoregresivne uslovne heteroskedastičnosti (engl. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity – ARCH), model uopštene autoregresivne uslovne heteroskedastičnosti (engl. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity – GARCH). Prikazani autoregresivni modeli procenjuju volatilnost na osnovu informacijskog skupa generisanog istorijskim podacima i primenjuju se u analizi podataka vremenskih serija u kojima je prisutna heteroskedastičnost, tj. pojava da varijanse greške nisu konstantne, nego se menjaju kroz vreme. Razmotren je problem ocene parametara u ARCH i GARCH modelima, korišćenjem metode maksimalne verodostojnosti (engl. Maximum-likelihood). Na kraju ovog dela, predstavljene su alternativne mere performansi portfolia.

U četvrtom delu rada pod nazivom *Analiza stanja novonastajućeg tržišta kapitala Republike Srbije: Beogradska berza*, najpre je dat hronološki pregled razvoja, delatnost i organizacija Beogradske berze. Potom je izvršena analiza makroekonomskog okruženja Republike Srbije u desetogodišnjem periodu od 2004. do 2013. godine, izvršena je analiza poslovnih operacija na Beogradskoj berzi (posebno sa aspekta vrednosti prometa i broja realizovanih transakcija, strukture prometa i transakcija po vrstama hartija od vrednosti i učešća stranih investitora u trgovanju na Beogradskoj berzi). U ovom delu rada predstavljeni su tržišni indeksi Beogradske berze (Belex15 i Belexline) i izvršena je kvantitativna analiza specifičnih uslova Beogradske berze u periodu sprovedenog istraživanja, što ujedno predstavlja polaznu osnovu petog, analitičko-eksperimentalnog dela istraživanja.

U okviru petog dela rada, koji predstavlja empirijski deo disertacije pod nazivom *Implikacije karakteristika prinosa i rizika akcija domaćih preduzeća na kreiranje optimalne portfolio strukture* najpre su istražene karakteristike domaćih akcija sa aspekta likvidnosti, korišćenjem Amihud-ove mere nelikvidnosti i izvršena je primarna selekcija akcija za postupak optimizacije. Potom je sprovedena kvantitativna analiza finansijskih vremenskih serija prinosa individualnih akcija i tržišnog benčmarka.

Na prikupljenim empirijskim podacima izvršeni su testovi normalnosti, predstavljeni rezultati deskriptivne statistike i vrednosti viših centralnih momenata. Komparativnom analizom izvršena je evaluacija strukture i performansi portfolia konstruisanih primenom različitih modela optimizacije. Na osnovu empirijskih rezultata, razvijen je model optimizacije portfolia koji obuhvata uočene karakteristike prinosa akcija: autokorelisanost prinosa, asimetrija i spljoštenost empirijske raspodele prinosa individualnih akcija.

Poređenjem sa portfoliom dobijenim standardnim postupkom MV optimizacije, maksimizacijom Sharpe-ovog racia i korigovanim merama performansi za autokorelaciju, asimetriju i kurtozičnost izneta su u poslednjem delu rada zaključna razmatranja kao sistematizacija prethodnih teorijskih i empirijskih saznanja. Ovaj deo rada ističe važnost i svrhu predmetnog istraživanja, sublimira odgovore na istraživačka pitanja i predstavlja smernice za dalja naučna istraživanja u domenu karakteristika prinosa i rizika akcija sa novonastajućih tržišta kapitala u kontekstu kreiranja optimalne strukture portfolia i upravljanja njegovim performansama.

2. MODERNA PORTFOLIO TEORIJA I UPRAVLJANJE PERFORMANSAMA AKCIJSKOG PORTFOLIA

Moderna portfolio teorija nastala je kao rezultat rada Harry Markowitz-a, objavljenog 1952. godine pod nazivom „Portfolio Selection”¹, za koji je 1990. godine, zajedno sa Merton Miller-om i William Sharpe-om dobio Nobelovu nagradu. Moderna portfolio teorija predstavlja matematičku formulaciju rešenja problema izbora akcija u portfolio sa ciljem smanjenja ukupnog rizika portfolia. Formiranje portfolia predstavlja postupak određivanja kombinacije različitih hartija od vrednosti od kojih će on biti sastavljen. Matematičko rešenje su dobijeni ponderi (udeli) pojedinih hartija od vrednosti u portfolio, koji omogućavaju da ukupni rizik portfolia bude manji od sume rizika njegovih gradivnih elemenata (akcija) pojedinačno.

Pre formalizacije Markowitz-evog modela, izbor i kombinovanje hartija od vrednosti vršilo se prema kriterijumu najboljih ili poželjnih osobina svake pojedinačne hartije, dok se finansijski rizik smatrao korektivnim faktorom očekivanog prinosa. Drugim rečima, prilikom izbora akcija i konstruisanja portfolia investitori su se prvenstveno fokusirali na akcije sa najvišim stopama prinosa.² Međutim, kombinovanje najboljih hartija u postupku sastavljanja portfolia ne kreira nužno i najbolji portfolio. Markowitz-ev model je i dalje imao naglasak na prinosu ali je važnost rizika postavio na jednak nivo, pri čemu je nastao koncept rizika portfolia, a varijansa prihvaćena kao kvantitativna mera rizika.

Očekivani prinos portfolia predstavlja ponderisani prosek očekivanih prinosa njegovih elemenata, ali je rizik portfolia manji od ponderisanog proseka rizika pojedinačnih hartija iz portfolia, usled međusobnih odnosa karakteristika prinosa i rizika svake pojedinačne hartije uključene u portfolio. Drugim rečima, Moderna portfolio teorija jasno i rigorozno pokazuje da se rizik portfolia, meren standardnom devijacijom portfolia, može redukovati kroz koncept diversifikacije ukoliko investitori biraju portfolio na osnovu njegovih karakteristika rizika i prinosa umesto da konstruišu portfolio od akcija koje imaju privlačne karakteristike prinosa.

¹ Markowitz, H. M. (1952): Portfolio Selection, *The Journal of Finance*, Vol. 7, No. 1, 77-91.

² Pre formalizacije Moderne portfolio teorije, investitori su portfolio sastavljali biranjem akcija sa najboljim performansama, jer su pretpostavljali da ova tehnika maksimizira očekivani prinos ukupnog portfolia. Iako svesni postojanja rizika, investitori su ocenjivali performanse portfolia samo na osnovu stope prinosa. Mere rizika još uvek nisu bile razvijene, pa se koncept rizika nije eksplicitno razmatrao. Međutim, cilj investitora nije samo maksimizacija očekivanog prinosa, jer da je to jedini cilj, umesto diversifikacije, investitori bi alocirali ukupnu aktivu u hartije od vrednosti sa najvišim prinosom, bez obzira na rizik. Razvoj portfolio teorije ranih 60-ih godina prošlog veka, ukazao je na način merenja rizika posmatranog kao varijabilnost prinosa. U to vreme, ni jedna mera nije kombinovala i prinos i rizik, već su se ova dva faktora razmatrala pojedinačno. Istraživači su grupisali portfolio u klase sa sličnim rizikom na osnovu mere rizika, npr. varijanse prinosa, da bi zatim poredili stope prinosa portfolia različitih klasa rizika.

2.1. TEORIJSKE POSTAVKE MODERNE PORTFOLIO TEORIJE

Moderna portfolio teorija bazira se na nekoliko pretpostavki o ponašanju investitora i finansijskih tržišta. Iako kritikovane kao nerealne simplifikacije, ove pretpostavke su omogućile njen razvoj.

2.1.1. Opšte pretpostavke Markowitz-evog modela izbora efikasnog portfolia

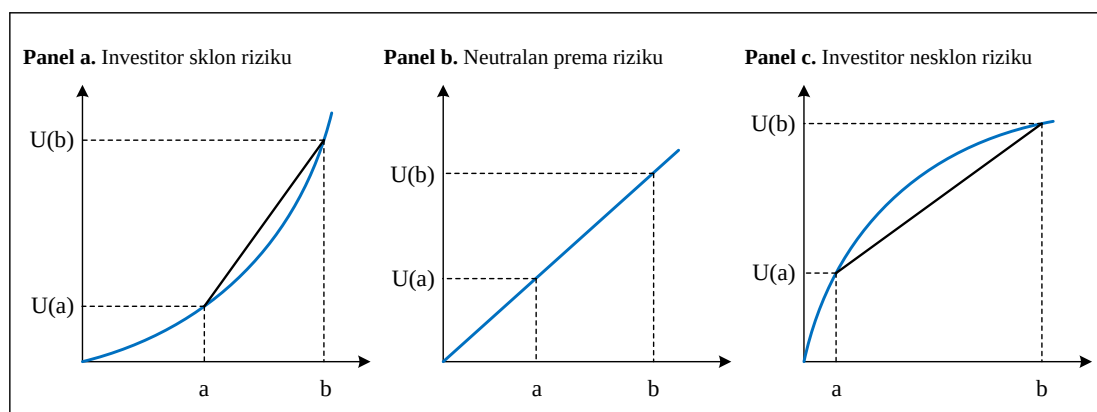
Teorija polazi od pretpostavke da su **investitori neskloni riziku** (engl. Risk averse), i nastoje da maksimiraju očekivanu korisnost bogatstva na kraju vremenskog perioda. Između dve hartije od vrednosti koje nude istu očekivanu stopu prinosa investitori će odabrati onu koja nosi manji rizik. Drugim rečima, investitor će preuzeti veći rizik samo ukoliko je on kompenzovan većim očekivanim prinosom, i obrnuto, investitor koji očekuje veći prinos mora prihvatiti i veći novo rizika. Stopa supstitucije između rizika i prinosa zavisi od individualne odbojnosti investitora prema riziku. Racionalni investitor neće investirati u portfolio ukoliko postoji drugi portfolio s boljim karakteristikama prinosa i rizika, odnosno koji za isti nivo rizika donosi veći očekivani prinos. Osnova razumevanje donošenja odluka u uslovima neizvesnosti zasniva se na savremenoj teoriji očekivane korisnosti John von Neumann-a i Oskar Morgenstern-a (vNM), koja na osnovu nekoliko aksioma opisuje preferencije i odlučivanje u skladu sa tim preferencijama. Teorija korisnosti vNM smatra se osnovnim modelom racionalnog izbora, čiji deo čini teorija investitorovog izbora.³ Odluke koje investitor donosi su odluke između više rizičnih alternativa pod pretpostavkom nezasitosti i između potrošnje danas ili štednje (investiranja) zarad veće potrošnje u budućnosti. Pretpostavlja se da investitori uvek donose potpuno racionalne odluke i da će između više ili manje bogatstva preferirati više bogatstva. Ovi aksiomi se koriste prilikom formiranja funkcije korisnosti kao mere korisnosti pojedinih alternativa. Korisnosti od a i b su funkcije njihove verovatnoće. Alternative različitog rizika se rangiraju putem njihove očekivane korisnosti. Očekivana korisnost bogatstva je linearna kombinacija korisnosti pojedinih ishoda:

$$E[U(W)] = \sum_i p_i U(W_i) \quad (2.1)$$

Funkcija korisnosti poštuje redosled (ako je korisnost od a veća od korisnosti b, $U(a) > U(b)$), to znači da se a preferira u odnosu na b, $a > b$. Funkcije korisnosti su određene za pojedinog investitora, te je nemoguće vršiti upoređivanje funkcije korisnosti dva investitora. Razlika između dva ishoda se meri graničnom korisnošću.

Na slici 2.1. grafički su prezentovane različite funkcije korisnosti. Prikazane funkcije korisnosti imaju pozitivnu graničnu korisnost (engl. Marginal utility), čime se uvažava pretpostavka da će investitor između više ili manje bogatstva preferirati više bogatstva. Ukoliko je investitor u mogućnosti da bira između dva ishoda: a i b, i ako je realizacija ishoda a: p, a događaja b: $1 - p$, da li će investitor prihvatiti prosečni, odnosno očekivani ishod koji je siguran ili će prihvatiti rizik zavisi od visine premije za rizik tj. riziko premija (engl. Risk premium) koja meri razliku između očekivanog bogatstva ako investitor prihvati rizik i nivoa bogatstva u situaciji bez rizika.

³ Izvor: Von Neumann, J., Morgenstern, O. (1944): *Theory of Games and Economic Behavior*, Princeton University Press, New York.



Slika 2.1. Funkcije korisnosti⁴

Na slici 2.1, panel a. prikazan je investitor sklon riziku koji prihvata rizičnu investiciju jer viši nivoi rizika nose viši nivo korisnosti koji nadmašuje korisnost bezrizičnih portfolia. Na panelu b, prikazan je investitor koji ima neutralan odnos prema riziku i koji rizične portfolie procenjuje samo na osnovu njihovih očekivanih stopa prinosa. Neutralnost prema riziku podrazumeva da je za investitora nivo rizika irelevantan, te nema naknade za preuzeti rizik. Stopa prinosa portfolia u uslovima sigurnosti za ovakvog investitora je očekivana stopa prinosa. Na panelu c, ilustrovan je investitor nesklon riziku, koji odlučuje o bezrizičnim portfolijima ili rizičnim portfolijima koji imaju pozitivnu premiju za rizik. Averzija investitora prema riziku podrazumeva da će investitor prihvatiti rizik kada se viši nivo prihvaćenog rizika nadoknađuje višim stopama prinosa. Drugim rečima, kako bi investitori uložili sredstva u rizičnu umesto u bezrizičnu imovinu, premija za rizik mora biti pozitivna. I upravo je pretpostavka nesklonosti investitora prema riziku osnova Moderne portfolio teorije. Navedena pretpostavka implicira da je funkcija korisnosti investitora: a) rastuća: investitor uvek preferira više u odnosu na manje bogatstva: granična korisnost bogatstva je pozitivna: $MU(W) > 0$, i b) konkavna: granična korisnost bogatstva se smanjuje kako se bogatstvo investitora povećava: $dMU(W) / dW < 0$.

Prilikom donošenja investicionih odluka, svaki investitor poseduje subjektivno verovanje o budućim ishodima hartija od vrednosti koje konstituišu portfolio, ali i stavove o poželjnosti različitog nivoa bogatstva.⁵ Korisnost je veća što je prinos portfolia veći, a rizik portfolia manji. Korisnost investicije – U (engl. Utility), odnosno funkcija preferencije bogatstva, može se zapisati u sledećem obliku:

$$U = (W_0 + rW_0) \quad (2.2)$$

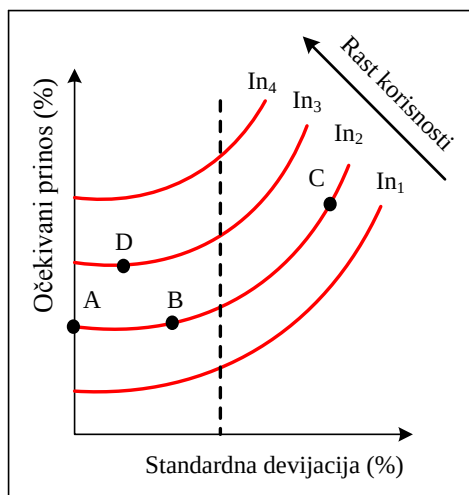
pri čemu je: W_0 – početna vrednost bogatstva, r – stopa prinosa početnog bogatstva (koja se smatra slučajnom promenljivom).⁶ Problem selekcije portfolia investitora je problem alokacije inicijalnog bogatstva između različitih hartija od vrednosti sa ciljem maksimizacije očekivane korisnosti investicije.

⁴ Izvor: Copeland, T. E., Weston, J. F. (1988): *Financial Theory and Corporate Policy*, Addison-Wesley Publishing Company, Inc, USA, 85.

⁵ Funkcija preferencije bogatstva pokazuje koliko je nivo bogatstva W_a poželjniji od nivoa bogatstva W_b .

⁶ Početna vrednost bogatstva ulaže se u aktivu koja može promeniti svoju tržišnu vrednost u toku posmatranog perioda, a kako se ta promena ne može sa sigurnošću odrediti, stopa prinosa je slučajna promenljiva. Kada su sve dostupne informacije i očekivanja o budućoj ceni sadržane u tekućoj ceni, budući prinosi se posmatraju i tretiraju slučajnim varijablama (aspekt informacione efikasnosti).

Investitor će odabrati ulaganja koja maksimiraju očekivanu vrednost korisnosti bogatstva na kraju investicionog perioda. Budući da je svaki investitor različit, odnosno individualni investitori imaju različitu korisnost ulaganja, različitim investitorima su privlačne različite kombinacije prinosa i rizika. Različite kombinacije prinosa i rizika koje investitoru nose isti nivo očekivane korisnosti predstavljaju **krive indiferencije** koje su za investitora nesklonom riziku grafički ilustrovane na slici 2.2.



Slika 2.2. Krive indiferencije⁷

Budući da različite kombinacije prinosa i rizika na istoj krivi indiferencije (tačke A, B i C na liniji In₂ sa slike 2.2) imaju isti nivo očekivane korisnosti, investitor će biti indiferentan u pogledu investiranja u portfolie A, B i C. Investitor će preferirati tačku D na krivoj indiferencije In₃ u odnosu na tačku C na krivoj indiferencije In₂ sa slike 2.2. Iako portfolio C ima viši nivo očekivanog prinosa, racionalni investitor sa averzijom prema riziku će ulagati u portfolio D koji ima relativno niži nivo prinosa ali izrazito manji nivo rizika. Očekivana korisnost za investitora se povećava s desna na levo, a veći nivoi korisnosti se nalaze na višim krivama indiferencije. Kada su ishodi investicija neizvesni, investitor maksimira korisnost mogućih ishoda pomnoženih verovatnoćom pojavljivanja:

$$U = \sum W \times p_w \quad (2.3)$$

gde su: W – vrednost ishoda ulaganja, dok je p_w – verovatnoća ostvarenja željenog ishoda. Ishod neke investicije, odnosno moguće prinose, investitor posmatra u terminima verovatnoće, a prilikom procenjivanja investicije koristi dva parametra te distribucije:⁸ očekivanu vrednost i standardnu devijaciju. Dakle, korisnost investicije predstavlja funkciju prinosa i rizika.

$$U = f(E_w, \sigma_w) \quad (2.4)$$

pri čemu su: E_w – očekivana vrednost bogatstva u budućnosti, σ_w – predviđena standardna devijacija stvarnog budućeg bogatstva od očekivane vrednosti bogatstva u budućnosti.

⁷ Izvor: Copeland, T. E., Weston, J. F. (1988): *Financial Theory and Corporate Policy*, Addison-Wesley Publishing Company, Inc, USA, 85.

⁸ Očekivanja investitora o prinosima finansijskih instrumenata imaju normalnu distribuciju, a pretpostavka normalne distribucije prinosa omogućila je korišćenje varijanse kao mere rizika.

Pretpostavlja se da su investitori zainteresovani za viši iznos očekivanog bogatstva u budućnosti, ceteris paribus: $dU/dE_w > 0$. Investitori neskloni riziku biraju investicije sa nižom vrednošću standardne devijacije za dati nivo očekivane vrednosti bogatstva u budućnosti: $dU/d\sigma_w < 0$. Navedene pretpostavke nagoveštavaju da krive indiferencije (E_w, σ_w) imaju pozitivan nagib. Prilikom donošenja odluke o investiranju, investitor se odriče izvesnog bogatstva u sadašnjosti, W_{t-1} . Ukoliko je W_t iznos bogatstva na kraju perioda investiranja, stopa prinosa investicije – r , se izračunava prema jednačini:

$$r = \frac{W_t - W_{t-1}}{W_{t-1}} \quad (2.5)$$

$$W_t = W_{t-1} \times (1 + r) \quad (2.6)$$

Jednačine 2.5. i 2.6. korisnost investicije izražavaju pomoću stope prinosa, jer je bogatstvo na kraju perioda ulaganja u direktnom odnosu sa stopom prinosa. Markowitz je pretpostavio da funkcija korisnosti U , odnosno $E(U)$ – očekivana korisnost investicije ima sledeći oblik:⁹

$$E(U) = A \times E(r_p) - \frac{1}{2} E(\sigma_p^2) \quad (2.7)$$

i da je determinišu: parametar tolerancije rizika – A (engl. Risk tolerance) koji pokazuje kolikom je riziku investitor spreman da se izloži, očekivani prinos portfolia – $E(r_p)$ i očekivani rizik portfolia – $E(\sigma_p^2)$. Faktor tolerancije rizika investitora je mera marginalne stope supstitucije varijanse za očekivani prinos.¹⁰ Naime, to je mera koliko investitor želi da ima jedinica prinosa po jedinici rizika.

Pretpostavka teorije je da se investitori ponašaju racionalno birajući onaj portfolio iz seta investicionih mogućnosti kojim maksimiraju svoju funkciju korisnosti. Investitor prvo pronalazi efikasni skup portfolia koji dominiraju nad drugim portfolijima iz skupa mogućih ulaganja u rizičnu finansijsku aktivu, a zatim iz datog skupa bira portfolio u skladu sa individualnim preferencijama prema riziku. Investicija je neefikasna ukoliko postoji alternativna investicija sa istim očekivanim prinosom i nižom standardnom devijacijom prinosa, ili istom standardnom devijacijom prinosa i višim očekivanim prinosom.

⁹ Investitori biraju portfolie i na osnovu očekivanog prinosa – $E(r_p)$ i na osnovu nestalnosti prinosa koja se određuje varijansom – σ_p . Ako bezrizičnu stopu kratkoročnih državnih obveznica označimo sa r_{fr} , onda je premija na rizik portfolia $E(r_p) - r_{fr}$. Investitori neskloni riziku traže više premije za rizik da bi investirali u portfolio sa visokim stepenom rizika: što je veća odbojnost prema riziku – A , veće su i premije za rizik. Riziko premija koju investitor traži od portfolia zavisi od odbojnosti prema riziku i od rizika portfolia: $E(r_p) - r_{fr} = \frac{1}{2} A \sigma_p^2$ (stope prinosa u izrazu su u decimalnom obliku). Bezrizični portfolio ima varijansu jednaku nula, te investitor ne zahteva premiju na rizik. Premija na rizik $\frac{1}{2} A \sigma_p^2$ potrebna je da bi podstakla investitora da izgradi portfolio koji ima pozitivnu volatilitet. Odbojnost investitora prema riziku: $A = \frac{E(r_p) - r_{fr}}{\frac{1}{2} \sigma_p^2}$ prema istraživanjima se

kreće od 2 do 4, što znači da je potrebno da se premija za rizik poveća od 0,01 – 0,02 (tj. od 1 % do 2 %) da bi investitori prihvatili povećanje varijanse portfolia od 0,01.

Izvor: Bodie, Z., Kane, A., Marcus, A. J. (2007): *Investments*, New York, McGraw Hill, 133-134.

¹⁰ Izvor: Sharpe, F. W. (1991): Capital Asset Prices with and without Negative Holding, *The Journal of Finance*, Vol. 46, No. 2, 489-509.

Maksimizacijom funkcije korisnosti, uz dati faktor tolerancije rizika, dobijaju se udeli hartija od vrednosti koji daju efikasni portfolio. Promenom faktora tolerancije rizika dobija se niz efikasnih portfolia koji čine krivu poznatu kao efikasna granica. Problem sa kojim se investitor suočava je pronalaženje udela koji maksimiraju funkciju korisnosti uz dati skup ulaznih podataka (očekivani prinosi, rizici, korelacije između hartija od vrednosti i faktor tolerancije rizika).

Markowitz-ev model predstavlja model maksimizacije funkcije korisnosti ukoliko je ispunjen jedan od sledećih uslova: a) distribucija prinosa finansijske aktive ima normalan raspored: srednja vrednost, varijansa i kovarijansa prinosa u potpunosti opisuju zajedničku distribuciju prinosa. Međutim, pretpostavka normalne distribucije prinosa nije prihvatljiva za većinu investitora i analitičara. Naime, iako prinosi diversifikovanog portfolia sastavljenog od akcija i prinosi tržišnog indeksa mogu da budu simetrični, oni najčešće ne prate normalan raspored, b) funkcija korisnosti investitora predstavlja kvadratnu funkciju. Premda kvadratna funkcija nije monotono rastuća, kao što je to funkcija rastućeg bogatstva, jer od neke tačke očekivana kvadratna korisnost opada kao funkcija rastućeg bogatstva, kvadratna funkcija se ipak koristi kao aproksimacija maksimizacije korisnosti u nekom određenom regionu spektra bogatstva. Funkcija korisnosti ograničena je sa gornje i donje strane, jer kako se bogatstvo neograničeno uvećava, korisnost bogatstva doseže gornju granicu. Linearna funkcija bogatstva ne ispunjava ekonomski uslov ograničenosti. Ako ne bi bilo tako, investitor bi platio bilo koju cenu za veoma malu šansu ostvarenja neograničeno visokog nivoa bogatstva. Takođe se pretpostavlja da je marginalna korisnost bogatstva uvek pozitivna, jer je više bogatstva sa izvesnošću poželjnije od manje bogatstva sa izvesnošću. Kvadratna funkcija ima niz prednosti: prvo, ona razmatra isključivo one nivoe bogatstva za koje je marginalna korisnost bogatstva pozitivna; drugo, ona je jednostavna i opšta. Markowitz je dokazao da je kvadratna funkcija najpribližnija aproksimacija brojnih mogućih funkcija preferencije bogatstva.¹¹ treće, slučajne varijable se mogu zameniti srednjim vrednostima bez izmena u procesu maksimizacije rezultata. Pored navedenih prednosti, kvadratna funkcija ima i ozbiljan nedostatak: investitor sa povećanjem svog bogatstva, smanjuje apsolutni iznos rizične aktive u svom portfoliu.

Pored toga, teorija pretpostavlja da investitor na raspolaganju ima ograničen iznos sredstava namenjenih investiranju. Instrumente kupljene na početku investicionog perioda, investitor će prodati na kraju perioda investiranja, i dobijena novčana sredstva može da usmeri na potrošnju i/ili da ih reinvestira u iste ili nove finansijske instrumente. Drugim rečima, model se zasniva na jednokratnom pristupu investiranju. Markowitz tvrdi da je investiranje višekratna aktivnost, u okviru koje, njegov model predstavlja repetativni slučaj. Pretpostavlja se da na tržištu nisu prisutni transakcioni troškovi, porezi, tržišne regulacije i sl. Informacije su simultano dostupne svim učesnicima na tržištu. Smatra se i da investitor na raspolaganju ima neograničen broj finansijske aktive. Prilikom konstituisanja portfolia, od važnosti je isključivo međusobna interakcija hartija od vrednosti, a ne njihove individualne karakteristike. Uvažavajući navedene pretpostavke, individualna hartija od vrednosti, ili portfolio hartija od vrednosti smatra se efikasnim, ukoliko ni jedna druga hartija od vrednosti, ili portfolio hartija od vrednosti nema viši očekivani prinos sa istim (ili nižim) nivoom rizika, ili niži prinos uz isti (ili viši) očekivani prinos.¹²

¹¹ Izvor: Breen, W. (1968): Specific Versus General Models of Portfolio Selection, *Oxford Economic Papers*, New Series, Vol. 20, No. 3, 361-368.

¹² Izvor: Reilly F.K., Brown K.C. (2002): *Investment Analysis and Portfolio Management*, South-Western College Publications, 211.

Prilikom analize neizvesnosti budućih prinosa, Markowitz je pretpostavio da se investitori suočavaju sa poznatom distribucijom verovatnoće.¹³ Investitor je zainteresovan za distribuciju verovatnoća budućih prinosa, a prilikom procesa selekcije portfolia sa merom disperzije tih distribucija i centralnom tendencijom. Iz tog razloga, u narednom delu rada, predstavljamo statističke mere centralne tendencije, disperzije i kovarijanse prinosa hartija od vrednosti.

2.1.2. Očekivani prinos i rizik pojedinačne hartije od vrednosti

Korišćenje termina investiranje u ovom radu se prvenstveno odnosi na ulaganje u obične akcije. Akcija (engl. Share, Stock) je vlasnički finansijski instrument koji predstavlja udeo njenog imaoca (investitora, akcionara) u osnovnom kapitalu društva i daje pravo na deo profita preduzeća izraženo kroz sticanje prihoda u obliku dividendi, pravo na upravljanje preduzećem i pro rata imovinu preduzeća u slučaju njegove likvidacije. Vlasnici akcija se smatraju vlasnicima preduzeća.¹⁴ Akcija je slobodno prenosiv finansijski instrument koji donosi imovinsko pravo na prinos i pravo na upravljanje korporacijom. Kompanije emituju akcije radi formiranja ili povećanja kapitala, ali i korišćenja prednosti koje donose akcije kao specifična institucionalna forma vlasničkog odnosa korporacije i njenih vlasnika. Budući da akcija ima neograničeno trajanje, ona obezbeđuje dugoročno raspolaganje prikupljenim sredstvima. Akcija je vezana za sudbinu preduzeća kao poslovno aktivnog subjekta (engl. Going concern), investitorima daje mogućnost učestvovanja u raspodeli profita preduzeća, ali investitori snose rizik iz poslovanja preduzeća do sume uloženog kapitala, odnosno nominalne vrednosti akcija koje poseduje. Dividenda se isplaćuje iz profita koji ostaje nakon plaćanja poreza i predstavlja prinos na kapital koji su akcionari uložili u korporaciju. Pored dividende, akcija investitoru može doneti i prihod u obliku kapitalne dobiti koja predstavlja razliku između kupovne i prodajne cene akcije. Ulaganjem u akcije, investitor smanjuje rizik investiranja usled:¹⁵ a) ograničene odgovornosti: vlasnik akcije snosi rizik ograničen visinom uloženog kapitala (akcionari mogu da izgube do iznosa sopstvenih akcija), b) likvidnosti: za razliku od drugih formi vlasništva (ortakluka ili udela u društvu sa ograničenom odgovornošću) vlasnici akcija na sekundarnom tržištu u svakom trenutku mogu da prodaju svoju imovinu i „izađu“ iz korporacije. Slobodan promet akcija, odnosno nepostojanje barijera prilikom izlaska iz korporacije smanjuje rizik ulaganja. To s druge strane znači i da će racionalni investitori lakše odlučiti i da uđu u korporaciju, nego u ortakluk ili društvo sa ograničenom odgovornošću i c) mogućnosti diversifikacije: vlasnici kapitala nisu prinuđeni da sva svoja sredstva ulažu u samo jednu alternativu i tako budu izloženi velikom riziku gubitka. Oni diversifikacijom mogu smanjiti ukupan rizik ulaganja, tako što ukupan kapitalni budžet investitor može da uloži tako da formira optimalni portfolio. Ovo svojstvo akcije privlači i investitore sa višim nivoima averzije prema riziku, omogućujući im da istovremeno investiraju u akcije više korporacija. Posledično, na strani tražnje za akcijama se pojavljuje kapital koji, po pravilu, nije sklon da preuzme rizik ulaganja u nekorporativne forme preduzeća.

¹³ Iako niko ne zna verovatnoću distribucija prinosa akcija, Markowitz je prihvatio pretpostavku Leonarda Savage, prema kojoj se racionalni agenti u uslovima neizvesnosti ponašaju u skladu sa „verovanjima o verovatnoći“ bez poznavanja objektivnih verovatnoća, te se njihove subjektivne verovatnoće kombinuju na identičan način kao objektivne verovatnoće.

¹⁴ Izvor: Vasiljević, B. (2006): *Osnovi finansijskog tržišta*, Zavet, Beograd, 162.

¹⁵ Izvor: Šoškić, D., Živković, B. (2009): *Finansijska tržišta i institucije*, Ekonomski fakultet, Beograd, 324 - 325.

Akcije imaju nominalnu vrednost (engl. Nominal value, Face value, Par value) koja odražava vrednost imovine preduzeća, utvrđuje se prilikom njegovog osnivanja i upisana je na akciji. Njena vrednost je obično niska, a osnovna funkcija nominalne vrednosti kao obračunske kategorije je da izrazi srazmeran udeo vlasnika u kapitalu preduzeća. U praksi, preduzeća vrlo retko prodaju akcije po nominalnoj vrednosti. To čine samo u početnim fazama razvoja, kada je neophodno da što brže sakupe sredstva za finansiranje poslovanja. Kada se preduzeće razvije i stekne određenu reputaciju na finansijskom tržištu, nastoji da akcije proda po ceni bližoj tržišnoj, što je uvek više od nominalne vrednosti. Emitovanje akcija bez nominalne vrednosti (engl. No par value stocks) nije retka pojava u praksi, a korporacije ih emituju kako bi sprečile vlasnike da se isuviše vežu za tu vrednost i kako bi prikupile veće iznose kapitala (akcije mogu prodavati po različitim, najčešće višim cenama od nominalne). Emitovane akcije bez nominalne vrednosti se evidentiraju na strani pasive bilansa stanja po ceni po kojoj se prodaju investitorima. Postignuta prodajna cena se uzima kao nominalna vrednost, koja ionako ima vrlo mali praktičan značaj. Prava vlasnika ovih akcija se vezuju za procenat učešća u vlasništvu. Kada se akcije prodaju na tržištu reč je o tržišnoj vrednosti koja obuhvata vrednost imovine preduzeća i sposobnost preduzeća da generiše profit. Dakle, tržišna vrednost govori o potencijalu zarade preduzeća. Akcijama se trguje na sekundarnom tržištu, na kome se tržišna cena formira dejstvom ponude i tražnje. Tržišna cena akcije fluktuiru u toku radnog dana, a cenom zatvaranja naziva se ona cena koja je obračunata na kraju radnog dana najčešće kao obimima transakcija ponderisane cene ostvarene tog dana trgovanja.

Akcije se javljaju u formi običnih ili preferencijalnih akcija. Obična akcija (engl. Common stock, Ordinary share) je osnovna vrsta akcija i investitoru obezbeđuje: pravo na prinos, pravo na upravljanje i pravo slobodnog raspolaganja, uključujući pravo na slobodan promet. Pravo upravljanja preduzećem, odnosno učestvovanja u preduzetničkoj demokratiji obuhvata pravo glasanja, pravo izbora menadžmenta, podnošenja rezolucija i dr. na skupštini akcionara. Prilikom osnivanja korporacije emituju se obične akcije, usled čega se one nazivaju i osnivačke akcije. Budući da investitori prihvataju rizik poslovanja emitenta, oni stiču pravo da učestvuju u deobi dobiti u obliku isplaćene dividende. Isplata dividendi ne predstavlja prioritetsnu obavezu preduzeća kao isplata kamate na emitovane instrumente duga. Njeno neisplaćivanje ne povlači zakonske sankcije u obliku pokretanja likvidacionog postupka.

Prioritetne, povlašćene ili preferencijalne akcije (engl. Preferred stocks, Preference shares) su hibridni oblik finansijskih instrumenata, jer imaju izvesne karakteristike obveznica i drugih instrumenata duga i običnih akcija. Odražavaju deo vlasništva nad korporacijom, ali njihovi vlasnici obično nemaju pravo glasa. Zauzvrat se vlasnicima povlašćenih akcija garantuje fiksna dividenda i povlašćen tretman prilikom njene isplate u odnosu na vlasnike običnih akcija. Prema navedenoj prednosti – prioritetu, povlastici, preferenciji, ove akcije su i dobile naziv. Preferencijalne akcije daju investitoru prioritet prilikom izvršenja obaveza u slučaju bankrotstva ili likvidacije akcionarskog društva. U tom slučaju prava vlasnika preferencijalnih akcija su starija u odnosu na prava vlasnika običnih akcija, ali su mlađa u odnosu na prava vlasnika obveznica, i daju izvesnu sigurnost investitoru da će nešto dobiti iz stečajne mase preduzeća. Preferencijalne akcije su kreirane kako bi investitorima obezbedile veće prinose od obveznica (fiksna dividenda je veća od kamatne stope), ali i veću sigurnost (manji rizik) od običnih akcija (usled povlastice koje u sebi sadrže).

U pogledu plaćanja dividende razlikujemo dve vrste prioritetnih akcija. Kod kumulativne preferencijalne akcije (engl. Cumulative preference share) ako preduzeće ne deklariše isplatu dividende na kraju godine, pravo na prioritetnu dividendu se prenosi u narednu godinu u kojoj ona može biti i isplaćena. Sve neisplaćene dividende iz ranijih godina se kumuliraju i isplaćuju pre dividende vlasnicima običnih akcija. Kod nekumulativnih preferencijalnih akcija, korporacija nema obavezu da kumulira neisplaćene dividende iz ranijih godina, ali postoji zabrana isplate dividendi vlasnicima običnih akcija dok se prvo ne plati dividenda vlasnicima prioritetnih akcija. Prioritetna akcija može davati i pravo na fiksni prinos i pravo na upravljanje preduzećem kada se naziva participativna preferencijalna akcija (engl. Participating preference share). Preferencijalne akcije mogu biti i zamenljive ili konvertibilne (engl. Convertible preference share), koje investitorima daju mogućnost da ih pod fiksnim i relativno povoljnim uslovima zamene u obične akcije.¹⁶

Ukoliko investitor raspolaže nekom akcijom u trenutku t , procentualni prinos te akcije – r_t je procentualna promena vrednosti akcije, odnosno cene akcije u periodu $t - P_t$ u odnosu na cenu akcije u prethodnom periodu – P_{t-1} . **Procentualni prinos u jednom investicionom periodu** izračunava se prema jednačini:

$$r_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} = \frac{\Delta P_t}{P_{t-1}} \quad (2.8)$$

Ukoliko je u posmatranom investicionom periodu isplaćena dividenda, tada se ukupni prinos akcije izračunava dodavanjem isplaćene dividende u brojiocu. Istraživanja koja se bave uticajem informacija na kretanje cene akcije pokazuju da tržište informaciju o isplati dividendi uračunava u cenu akcije. Budući da dividende najčešće nisu uključene u originalnim modelima, niti se domaći tržišni indeksi prilagođavaju za isplaćene dividende, u doktorskom radu zanemarivanje komponente dividende prilikom izračunavanja prinosa neće imati presudan uticaj na rezultate i zaključke istraživanja.

Prinosi akcija računaju se kontinuiranim ukamaćenjem što se zasniva na modelu cena akcija u kontinuiranom vremenu:

$$r_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) = \ln P_t - \ln P_{t-1} = \Delta \ln P_t \quad (2.9)$$

Prinos izračunat kontinuiranim ukamaćenjem uvek je manji od prinosa izračunatog diskretnim ukamaćivanjem. Razlika najčešće nije velika, posebno su male razlike kada se izračunava prinos za dnevne promene cene, a postaju izraženije kada se računaju za duža vremenska razdoblja.¹⁷ U slučaju da je cena akcije u nekom vremenskom periodu porasla sa $P_{t-1} = 1.000$ na $P_t = 1.010$ dinara, diskontinuirani prinos iznosi 1 %, dok prinos izračunat kontinuiranim ukamaćenjem iznosi 0,99 %. Iako postoji razlika, prinos izračunat kontinuiranim ukamaćivanjem (0,99 %) približan je prinosu izračunatim diskretnim ukamaćivanjem (1 %). Budući da akcije nemaju rok dospeća, za izračunavanje prinosa preporučuje se metod kontinuiranog ukamaćivanja.

¹⁶ Izvor: Vasiljević, B. (2006): *Osnovi finansijskog tržišta*, Zavet, Beograd, 162-163.

¹⁷ Izvor: Alexander, C., (2008): *Market Risk Analysis I, Quantitative Methods in Finance*, John Wiley & Sons Inc, 22-23.

U empirijskom delu doktorske disertacije će se umesto relativnih prinosa koristiti serije logaritamskih prinosa akcija (engl. Log-returns), koje imaju osobinu aditivnosti. Pored toga, logaritmovanjem prinosa vrši se transformacija podataka u stacionarnu vremensku seriju.¹⁸

Prosečan prinos akcije u investicionom periodu je aritmetička sredina prinosa u tom vremenskom razdoblju i izračunava se prema obrascu:

$$\bar{r}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{it} \quad (2.10)$$

pri čemu je: T – broj opservacija u određenom vremenskom periodu, r_{it} – prinos i -te akcije u vremenu t , $t \in [1, \dots, T]$.

Svaka akcija ima stopu prinosa r_i koja predstavlja slučajnu promenljivu kojoj se dodeljuje funkcija verovatnoće. Drugim rečima, funkcija verovatnoće daje svakoj stopi prinosa šansu da se određena vrednost stope prinosa ostvari. U najjednostavnijem obliku, prinosi neke hartije od vrednosti mogu se opisati normalnom distribucijom, odnosno očekivanom srednjom vrednošću – $E(r_i)$ i varijansom – σ^2 , odnosno standardnom devijacijom – σ , a koje sadrže informacije o očekivanom ishodu, verovatnoći, tj. riziku i iznosu devijacije od očekivanih ishoda.

Prema jednačini 2.6, na početku investicionog perioda investitoru je nepoznat prinos hartije od vrednosti na kraju perioda – W_t , sve dok je nepoznata stopa prinosa te hartije od vrednosti – r , koja predstavlja slučajnu promenljivu okarakterisanu očekivanom vrednošću i standardnom devijacijom. Očekivana vrednost slučajne promenljive je njena prosečna vrednost, pa je očekivani prinos finansijskog instrumenta zapravo njen prosečni prinos. Očekivana vrednost je prvi parametar koji opisuje centralnu tendenciju skupa, odnosno pokazuje gde je lociran centar rasporeda verovatnoće posmatrane slučajne promenljive.¹⁹

Očekivani prinosi hartije – $E(r)$, predstavlja prosečnu vrednost svih prinosa koji se mogu realizovati, ponderisan verovatnoćom njihove pojave:

$$E(r) = p_1 \times r_1 + p_2 \times r_2 + \dots + p_n \times r_n = \sum_{i=1}^n p_i \times r_i \quad (2.11)$$

pri čemu su: p_i – verovatnoća realizacije prinosa i , r_i – mogući, budući prinos.

Pored prinosa, najznačajniji pokretač aktivnosti na finansijskim tržištima je rizik.

¹⁸ Na osnovu Stephen J. Taylor-ovog razvoja:

$$r_t = \log P_t - \log P_{t-1} = \log \frac{P_t}{P_{t-1}} = \log \left(1 + \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \right), t = 1, 2, \dots, n \quad \text{vidimo da je logaritamski}$$

prinos r_t , $t = 1, 2, \dots, n$ približno jednak relativnom prinosu $\frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$, $t = 1, 2, \dots, n$.

Izvor: Taylor, S. J. (1994): Modelling Stochastic Volatility: A Review and Comparative Study, *Mathematical Finance*, No. 4, 183-204.

¹⁹ Izvor: Šoškić, B. D. (2006): *Hartije od vrednosti – Upravljanje portfoliom i investicioni fondovi*, Ekonomski fakultet, Beograd, 97.

Investitor očekuje prinos kao svojevrsnu kompenzaciju za preuzeti rizik. Rizična aktiva ima visoke očekivane stope rasta, a investicije u rizične akcije treba da budu nagrađene visokom stopom rasta njihovih cena. Preuzimanje rizika, njegovo smanjenje i upravljanje rizikom, obrazlažu brojne postupke investitora na finansijskim tržištima. Po svojoj prirodi, poslovne investicije podrazumevaju trošenje poznate sume novca danas, zarad neizvesnih budućih koristi. Stoga, sve investicione odluke uključuju prinos, ali i rizik.

Rizik²⁰ je najopštije rečeno, odstupanje ishoda odluke od planiranih rezultata. U opštem smislu, rizik je neizvesnost budućeg ishoda posmatrana kao nestabilnost usled neočekivanih rezultata. U finansijskom kontekstu, rizik predstavlja negativno odstupanje buduće vrednosti (prinosa) jedne hartije od vrednosti ili portfolia od očekivane, predviđene vrednosti. U novije vreme, rizik se definiše kao negativno odstupanje ostvarenog rezultata investicije od očekivanog rezultata.²¹ U J. P. Morgan-ovom tehničkom dokumentu RiskMetrics, rizik se definiše kao stepen neizvesnosti budućeg neto prinosa.²² Postojanje neizvesnosti ključno je za analizu racionalnog investicionog ponašanja. Pretpostavka da će investitor izabrati ulaganje u finansijsku aktivu koja donosi veći prinos u istoj klasi rizika, predstavlja nesklonost investitora prema riziku i potrebu da se pronađe metod kojim će se obezbediti maksimizacija prinosa uz minimalni rizik. Investitor koji sa sigurnošću poznaje buduće prinose, ulagaće u hartiju od vrednosti sa najvišim budućim prinosom. Ukoliko više hartija od vrednosti ima identičan budući prinos, prilikom donošenja odluke o ulaganju u te hartije od vrednosti ili kombinaciju takvih hartija od vrednosti, investitor će biti indiferentan.²³

U finansijama se za merenje rizika koristi normalna distribucija koja opisuje moguće ishode investiranja i verovatnoću njihove realizacije. Osnovni parametri distribucije verovatnoće su očekivana stopa prinosa i standardna devijacija. Standardna devijacija stope prinosa se koristi kao mera rizika koja uzima u obzir celokupno odstupanje stvarnog od očekivanog prinosa i izračunava se kao drugi koren iz varijanse koja je očekivana vrednost sume kvadriranih odstupanja od aritmetičke sredine. Što je veće odstupanje stopa prinosa veća je vrednost kvadriranih odstupanja, pa su varijansa i standardna devijacija kao statističke mere neizvesnosti ishoda veće. Između dve finansijske aktive sa istim nivoom očekivanog prinosa, investitor nesklon riziku će se opredeliti za investiranje u aktivu sa manjom varijansom, i obrnuto.

U finansijskoj praksi se, kao mera rizika, koristi **standardna devijacija** – σ , jer se izražava u istim jedinicama kao i očekivana vrednost prinosa, a izračunava se kao kvadratni koren prosečnog kvadratnog odstupanja od prosečne vrednosti:

$$\sigma_i = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (r_{it} - \bar{r}_i)^2} \quad (2.12)$$

gde je: r_{it} – prinos i-te akcije u vremenu t , $t \in [1, \dots, T]$, $\bar{r}_i$ – očekivani prinos akcije i .

²⁰ Etimološki, termin rizik potiče od srednjovekovne, italijanske i španske reči *risco*, koja označava greben. Reč se koristila u pomorskom osiguranju u Italiji u XIV veku, kao povećanje stope gubitka brodova.

²¹ Izvor: Voit, J. (2005): *The Statistical Mechanics of Financial Markets*, Springer-Verlag, Berlin Heidelberg, 13.

²² Izvor: J.P.Morgan/Reuters (1996): RiskMetrics – Technical Document, New York, 5.

²³ Izvor: Markowitz, H. M. (1991): Foundations of Portfolio Theory, *The Journal of Finance*, Vol. 46, No. 2, 469-477.

Varijansa i standardna devijacija imaju nekoliko važnih karakteristika.²⁴

- ako je moguća samo jedna vrednost stope prinosa onda se sa njom podudara i očekivana vrednost (razlika ove dve vrednosti je nula, pomnožena sa verovatnoćom koja ima vrednost jedan daje varijansu jednaku nuli, pa nerizična ulaganja imaju standardnu devijaciju jednaku nuli, dok ulaganja sa većim nivoom rizika imaju višu vrednost standardne devijacije).

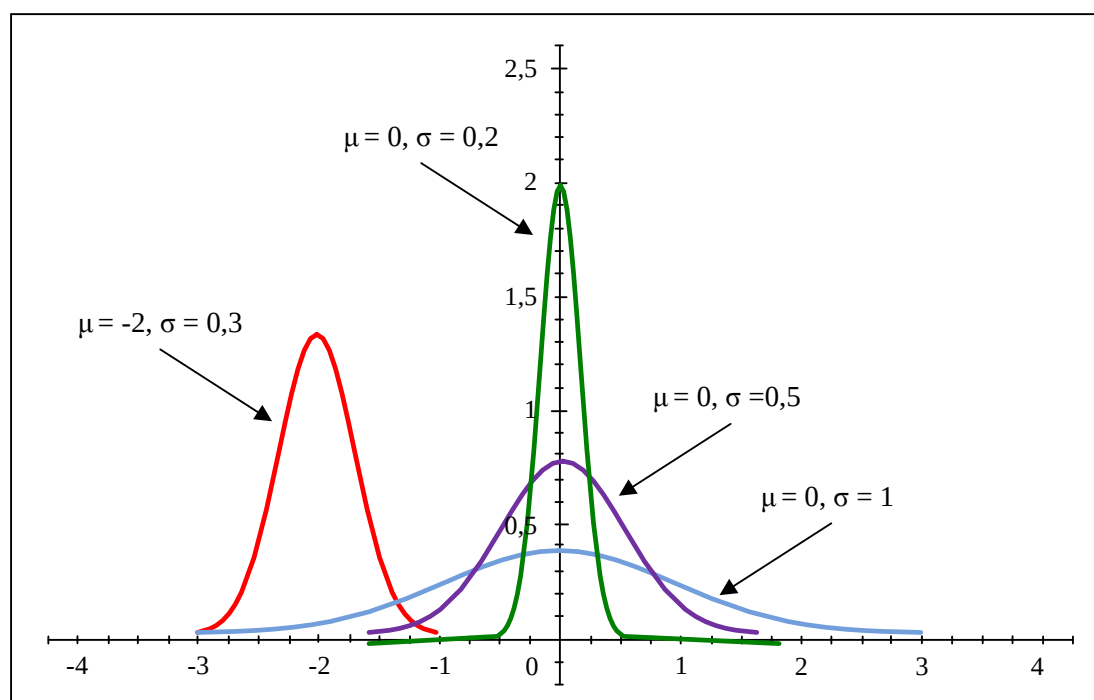
- kvadriranje odstupanja od očekivane vrednosti onemogućava anuliranje pozitivnih i negativnih odstupanja.

- kvadriranje razlika u odnosu na očekivanu vrednost uvećava značaj većih odstupanja, pa se i varijansa značajno povećava ukoliko su odstupanja veća.

- množenje odstupanja sa pripadajućom verovatnoćom ponderiše učešće konkretnog odstupanja u formiranju vrednosti varijanse. Vrednosti koje imaju malu verovatnoću javljanja, imaju i mali uticaj na formiranje vrednosti varijanse.

Standardna devijacija kao apsolutna mera disperzije, ne pruža odgovor na pitanje koja akcija ima veći rizik kada postoje dve distribucije sa različitim vrednostima prosečnog prinosa i različitim vrednostima standardne devijacije, prikazanih na slici 2.3. U tu svrhu se koristi relativna mera disperzije po jedinici očekivanog prinosa, **koeficijent varijacije** – CV, koji se izračunava korišćenjem izraza:

$$CV = \frac{\sigma_i}{E(r_i)} \times 100 \quad (2.13)$$



Slika 2.3. Različite srednje vrednosti i standardne devijacije²⁵

²⁴ Izvor: Šoškić, B. D. (2006): *Hartije od vrednosti – Upravljanje portfoliom i investicioni fondovi*, Ekonomski fakultet, Beograd, 98.

²⁵ Izvor: Obrada autora.

2.1.3. Kovarijansa i koeficijent korelacije prinosa kao mere potencijala hartije od vrednosti za diversifikaciju

Držanje jednog finansijskog instrumenta koji donosi najveći očekivani prinos je najpovoljnija varijanta za investitora. Međutim, koncentracija rizika prilikom držanja malog broja finansijskih instrumenata je izuzetno visoka, što investitora izlaže neočekivanom gubitku, pa je diversifikacija uobičajena investiciona praksa kojom se smanjuje neizvesnost. Iz tog razloga, investitori posmatraju povezanost u prinosima različitih akcija, a rizik pojedinačne hartije od vrednosti u portfoliu razmatraju u kontekstu uticaja njenog prinosa na varijabilnost prinosa celog portfolia. Statističke mere kojima se vrši procena potencijala individualne hartije od vrednosti za portfolio diversifikaciju su kovarijansa i koeficijent korelacije.

Kada se poredе investicione mogućnosti i kombinuju u portfolio, pored prinosa i rizika, kao osnovnih varijabli prilikom formiranja portfolija, Markowitz je ukazao i na aspekt korelacije. Korelacija prinosa akcija upućuje na to koliko su snažno povezani prinosi pojedinih hartija koje čine portfolio (bilo da pozitivna devijacija jedne aktive ide uz pozitivnu ili negativnu devijaciju druge aktive, bilo da je kretanje prinosa jedne i druge aktive nezavisno).²⁶ Kovarijansa meri koliko se prinosi dve hartije od vrednosti međusobno prate i može da uzme vrednost od plus do minus beskonačno. Ako kovarijansa prinosa ima pozitivnu vrednost, stope prinosa dva finansijska instrumenata se kreću u istom smeru (kada je stopa prinosa jedne akcije iznad njenog proseka isti je slučaj i sa prinosom druge akcije).

Negativna kovarijansa znači da se prinosi finansijskih instrumenata kreću u suprotnom smeru u odnosu na prosečnu stopu prinosa (kada je stopa prinosa jedne akcije iznad njenog proseka stopa prinosa druge akcije je ispod njenog proseka, i obrnuto). Negativna kovarijansa prinosa dve hartije od vrednosti ukazuje da istovremeno ulaganje u te dve hartije kreira portfolio koji je manje rizičan od istovremenog odvojenog ulaganja u ove dve hartije (dok gubimo na prvoj, dobijamo na drugoj hartiji od vrednosti, čime se smanjuje rizik). Ako je kovarijansa prinosa približno jednaka nuli, stope prinosa finansijskih instrumenata se kreću nezavisno jedna od druge. Iznos kovarijanse zavisi od varijansi individualnih prinosa serija, kao i od odnosa između serija.

Kovarijansa budućeg prinosa prve hartije od vrednosti – r_i i budućeg prinosa druge hartije od vrednosti – r_j , predstavlja očekivanu vrednost devijacije budućeg prinosa prve hartija od vrednosti od srednje vrednosti prinosa te hartije pomnoženu sa devijacijom budućeg prinosa druge hartije od srednje vrednosti prinosa te iste hartije od vrednosti:

$$\text{Cov}_{ij} = \sigma_{ij}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (r_{it} - \bar{r}_i) \times (r_{jt} - \bar{r}_j) \quad (2.14)$$

Pri čemu je: r_{it} – prinos i-te akcije, r_{jt} – prinos j-te akcije u vremenu t , $t \in [1, \dots, T]$, $\bar{r}_i$ – očekivani prinos i-te akcije, $\bar{r}_j$ – očekivani prinos j-te akcije.

²⁶ Izvor: Maringer, D. (2005): *Portfolio Management With Heuristic Optimization*, Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 2.

Kovarijansu možemo prikazati i preko **koeficijenata korelacije**:

$$\text{Cov}_{ij} = \sigma_{ij}^2 = \sigma_i \sigma_j \rho_{ij} \quad (2.15)$$

Drugim rečima, kovarijansa prinosa i-te i j-te akcije, jednaka je proizvodu njihove korelacije – ρ_{ij} i standardnih devijacija prinosa i-te akcije – σ_i i j-te akcije – σ_j .

Na iznos kovarijanse, kao apsolutne mere kretanja prinosa dve hartije od vrednosti, utiče varijabilnost serija stopa prinosa dve individualne hartije. Na primer, kovarijansa od 6,37 može da ukazuje na slab pozitivan međuodnos ako su dve individualne serije volatilne, ali i na snažan pozitivan odnos ukoliko su dve serije veoma stabilne.²⁷ Iz tog razloga se kovarijansa „standardizuje” individualnim standardnim devijacijama hartija od vrednosti, što predstavlja koeficijent korelacije.

Koeficijent korelacije – ρ_{ij} meri stepen slaganja stopa prinosa finansijskih instrumenata, izračunava se iz njihove kovarijanse i može da uzme vrednost od –1 do +1.

$$\rho_{ij} = \frac{\text{Cov}_{ij}}{\sigma_i \sigma_j} \quad (2.16)$$

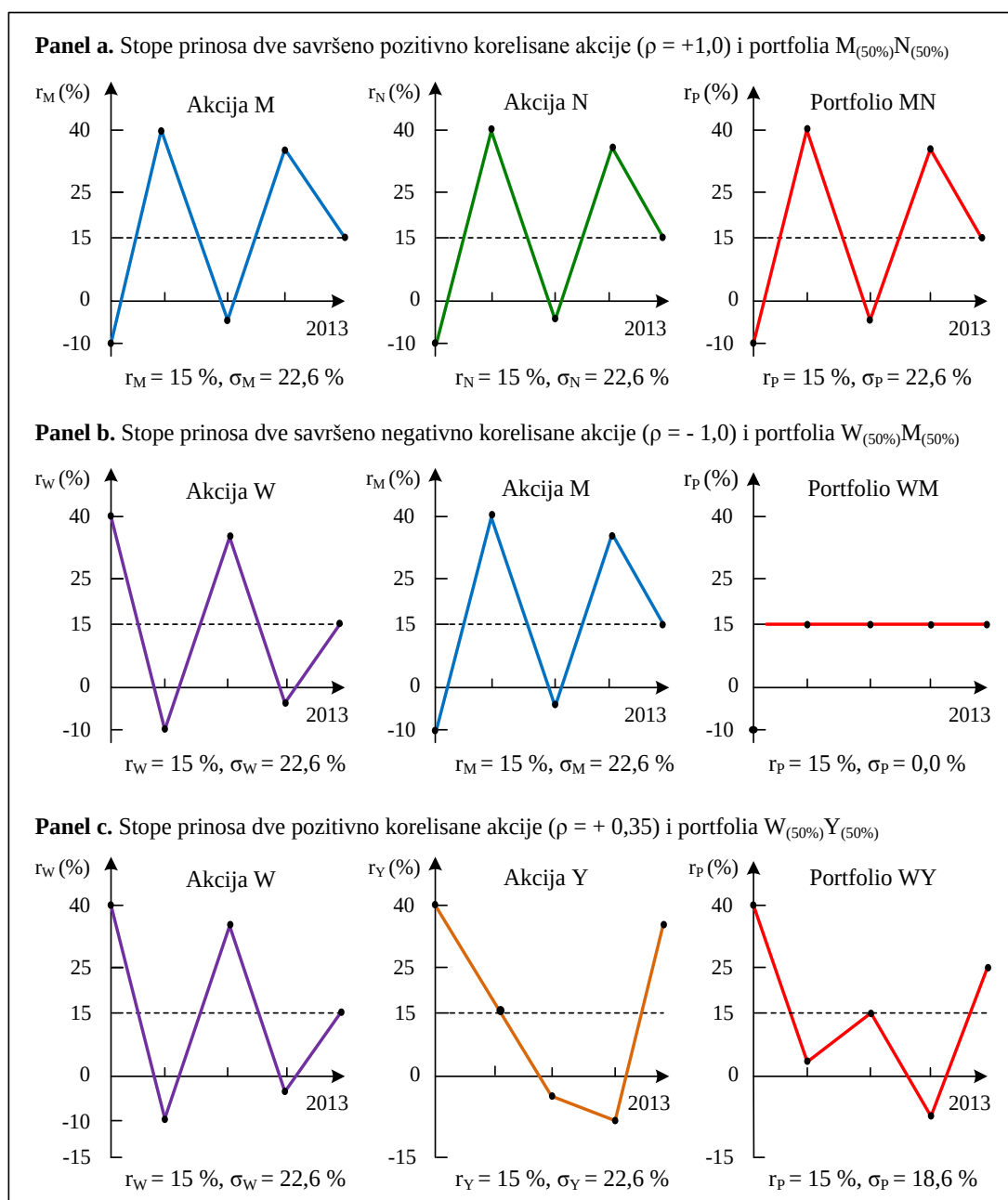
Prinosi dve hartije od vrednosti su nezavisni, ako je koeficijent korelacije između njihovih prinosa 0. U tom slučaju govorimo o ne postojanju linearne funkcionalne veze, odnosno o nekoreliranim finansijskim instrumentima kod kojih promena stope prinosa jednog ne utiče na stopu prinosa drugog finansijskog instrumenta.

U slučaju kada su prinosi savršeno korelirani oni leže na pravcu, a koeficijent korelacije iznosi +1,0, ukazuje na perfektu pozitivnu linearnu relaciju između stopa prinosa dva finansijska instrumenta i govori o potpuno lineranom kretanju prinosa dve akcije: kada je stopa prinosa jednog finansijskog instrumenta iznad svoje prosečne vrednosti i stopa prinosa drugog finansijskog instrumenta je iznad svoje prosečne vrednosti. U tom slučaju, ako je poznat prinos prve hartije od vrednosti sa sigurnošću se može predvideti prinos druge hartije od vrednosti. U slučaju perfektu pozitivno koreliranih hartija od vrednosti izostaje efekat diversifikacije, jer je odnos prinosa i standardne devijacije (rizika) uvek konstantan nezavisno od procenta sredstava koji se ulaže u prvu, odnosno u drugu hartiju od vrednosti.

Nasuprot tome, koeficijent korelacije – 1,0 govori o savršenoj negativnoj lineranoj funkcionalnoj vezi između stopa prinosa finansijskih instrumenata, odnosno kada je rast stope prinosa jednog praćen padom stope prinosa drugog finansijskog instrumenta. Nizak koeficijent korelacije imaju akcije iz potpuno različitih privrednih grana. Za akcije kompanija koje pripadaju istoj privrednoj grani koeficijent korelacije iznosi oko 0,85.²⁸

²⁷ Izvor: Reilly F.K., Brown K.C. (2002): *Investment Analysis and Portfolio Management*, South-Western College Publications, 214.

²⁸ Izvor: Reilly F.K., Brown K.C. (2002): *Investment Analysis and Portfolio Management*, South-Western College Publications, 219.



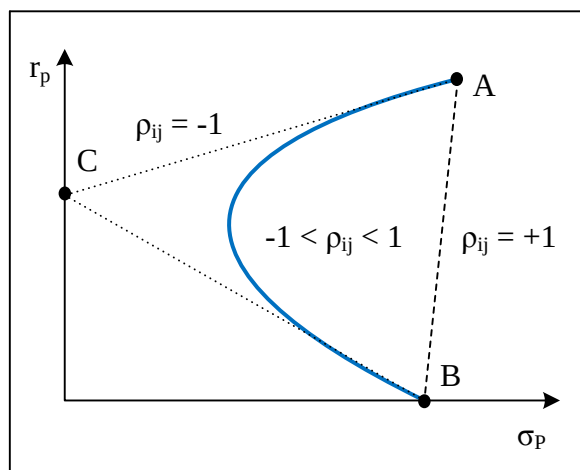
Slika 2.4. Uticaj koeficijenta korelacije na ukupan rizik portfolia²⁹

Koeficijent determinacije pokazuje učešće objašnjenog varijabiliteta u ukupnom varijabilitetu, odnosno koliko je procenata promene stope prinosa jedne objašnjeno promenom stope prinosa druge hartije od vrednosti. Ovaj koeficijent izračunavamo kao kvadrat koeficijenta korelacije i može da uzme vrednost od 0 do 1. Kod perfektno negativno ili pozitivno korelisanih hartija od vrednosti, koeficijent determinacije je jednak 1,0 (promena stope prinosa jedne hartije u potpunosti je objašnjena promenom stope prinosa druge hartije, pa nema rezidualnih odstupanja od linije regresije).

²⁹ Izvor: Brigham, E. F., Ehrhardt, M. C. (2008): *Financial Management: Theory and Practice*, 12th ed, Thomson South-Western Learning, Inc, 214-216.

2.1.4. Očekivani prinos i rizik portfolia

Portfolio je skup finansijskih instrumenata različitih vrsta i karakteristika³⁰, odnosno skup investicija u različite oblike finansijske aktive, najčešće različite hartije od vrednosti u posedu individualnog investitora ili institucije. Kombinovanjem različitih pondera hartija od vrednosti kreira se niz portfolia koji se naziva investicioni set.



Slika 2.5. Kombinacije prinosa i rizika za dve hartije od vrednosti ³¹

Različite kombinacije prinosa i rizika za dve hartije od vrednosti ilustrovane su na slici 2.5. Tačka A predstavlja investiciju u akciju i, a tačka B investiciju u akciju j. Linija koja povezuje tačke A i B, predstavlja prinos i rizik za portfolie koji se sastoje od različitih kombinacija udela ovih akcija kada su prinosi posmatranih akcija savršeno pozitivno korelisani. Kada su prinosi akcija savršeno negativno korelisani veza između prinosa i standardne devijacije je predstavljena tačkastom linijom ACB. Kada su dve akcije savršeno negativno korelisane, izborom određenog udela moguće je formirati bezrizičan portfolio (u tački C varijansa je jednaka 0). Linije AC i CB predstavljaju trade-off između prinosa i rizika kada su akcije savršeno negativno korelisane. U praksi, hartije od vrednosti nisu savršeno korelisane: $-1 < \rho_{ij} < 1$. Skup mogućih portfolia dve akcije, i-te akcije i j-te akcije, je ograničen trouglom ABC, u kome se nalaze portfoliji sastavljeni od kombinacija akcija koje nisu savršeno korelisane.

Očekivani prinos portfolia – $E(r_p)$ koji se sastoji od n akcija je ekvivalentan ponderisanom proseku očekivanih prinosa finansijske aktive koja konstituše portfolio.³²

$$E(r_p) = w_1 \times E(r_1) + w_2 \times E(r_2) + \dots + w_n \times E(r_n) = \sum_{i=1}^n w_i \times E(r_i) \quad (2.17)$$

gde je: w_i – učešće finansijske aktive u strukturi portfolia (portfolio ponder), uz uslov:

³⁰ Izvor: Vasiljević, B. (2006): *Osnovi finansijskog tržišta*, Zavet, Beograd, 65.

³¹ Izvor: Copeland, T. E., Weston, J. F. (1988): *Financial Theory and Corporate Policy*, Addison-Wesley Publishing Company, Inc, USA.

³² Izvor: Ross, S. A., Westerfield, R. V., Jaffe, J. (2003): *Corporate Finance*, New York, McGraw Hill Inc, 248.

$$w_1 + w_2 + \dots + w_n = 1, \sum_{i=1}^n w_i = 1$$

Varijansa portfolia, odnosno **standardna devijacija portfolia** je mera rizika portfolia finansijske aktive. Prilikom izračunavanja varijanse portfolia nije dovoljno poznavati varijansu svakog finansijskih instrumenata koji čini portfolio, već je potrebno da izračunamo i uzajamni odnos očekivanog prinosa svakog instrumenta, tj. kovarijansu ili koeficijent korelacije između njih.³³ Kovarijansa je izuzetno važna jer kvantifikuje doprinos pojedine hartije ukupnom riziku portfolia. Ukoliko ne postoji perfektna pozitivna korelacija, prinos jedne aktive će biti viši od očekivanog, a prinos druge ispod očekivanog, pa će pozitivna i negativna devijacija od očekivane vrednosti delimično poravnati jedna drugu. Zbog toga je rizik kombinovane aktive, odnosno portfolia, manji od ponderisanog proseka rizika individualnih aktiva koje formiraju portfolio. Ovaj efekat je posebno izražen kada su aktive izuzetno različite. Intuitivno se zaključuje da će slična preduzeća (a, time i njihove akcije) imati loše poslovne performanse u istom vremenskom periodu, dok će heterogene akcije imati više prinose od očekivanih, a neke manje. Pozitivna i negativna odstupanja od očekivane vrednosti će se tada izbalansirati, čime se devijacija očekivanog prinosa portfolia smanjuje. Iz tog razloga se, radi smanjenja ukupne varijabilnosti portfolia, koristi što je moguća niža pozitivna vrednost ili negativna vrednost korelacije prinosa finansijskih instrumenata.

Varijansu portfolia sastavljenog od dve hartije izračunavamo na sledeći način:

$$\sigma_p^2 = w_1^2 \sigma_1^2 + w_2^2 \sigma_2^2 + 2w_1 w_2 \sigma_1 \sigma_2 \rho_{12} \quad (2.18)$$

U opštem slučaju, varijansu portfolia sastavljenog od n hartija od vrednosti izračunavamo prema obrascu:

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^n w_i^2 \sigma_i^2 + 2 \sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^n w_i w_j \sigma_{ij}^2 \quad (2.19)$$

pri čemu je: σ_{ij}^2 – kovarijansa prinosa različitih hartija od vrednosti, σ_i^2 – varijansa prinosa i -te hartije od vrednosti, w_i – udeo i -te hartije od vrednosti, uz uslov da je zbir pondera svih hartija od vrednosti u portfolio jednak 1: $\sum_{i=1}^n w_i = 1$.

Uzimanjem u obzir relacije: $\sigma_{ij}^2 = \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j$, varijansa portfolia se može izraziti i u sledećem obliku:

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i w_j \sigma_i \sigma_j \rho_{ij} \quad (2.20)$$

³³ Izvor: Vasiljević, B. (2006): *Osnovi finansijskog tržišta*, Zavet, Beograd, 66.

U slučaju portfolia sastavljenog od tri akcije, varijansa portfolia se izračunava kao zbir 9 ćelija tabele 2.1.

	$w_1\sigma_1(1)$	$w_2\sigma_2(2)$	$w_3\sigma_3(3)$
$w_1\sigma_1(1)$	$w_1\sigma_1 w_1\sigma_1 \rho_{11} = w_1^2 \sigma_1^2$	$w_1\sigma_1 w_2\sigma_2 \rho_{12}$	$w_1\sigma_1 w_3\sigma_3 \rho_{13}$
$w_2\sigma_2(2)$	$w_2\sigma_2 w_1\sigma_1 \rho_{21}$	$w_2\sigma_2 w_2\sigma_2 \rho_{22} = w_2^2 \sigma_2^2$	$w_2\sigma_2 w_3\sigma_3 \rho_{23}$
$w_3\sigma_3(3)$	$w_3\sigma_3 w_1\sigma_1 \rho_{31}$	$w_3\sigma_3 w_2\sigma_2 \rho_{32}$	$w_3\sigma_3 w_3\sigma_3 \rho_{33} = w_3^2 \sigma_3^2$

Tabela 2.1. Izračunavanje varijanse portfolia sastavljenog od tri akcije

U tabeli 2.1. dijagonalno su predstavljene vrednosti u slučaju $i = j$. Uočava se da neke od ćelija imaju identične vrednosti (na primer, ćelija u prvom redu druga kolona je identična vrednosti ćelije u prvoj koloni u drugom redu). Iz tog razloga se predlaže korišćenje alternativnog obrasca za izračunavanje varijanse portfolia 2.19.

U nastavku rada, prikazan je postupak određivanja **seta mogućih portfolia** (engl. Feasible set of portfolios) u najjednostavnijem slučaju, kada investitor ima mogućnost izbora ulaganja u dve akcije, akciju A i akciju B.

Očekivani prinos portfolia sastavljenog od dve akcije je ponderisani prosek očekivanih prinosa akcije A i akcije B, a izračunava se prema obrascu 2.17: $E(r_p) = w_A \times E(r_A) + (1 - w_A) \times E(r_B)$, dok se rizik, odnosno standardna devijacija portfolia izračunava prema obrascu 2.18, i uključuje kako individualne varijanse akcije A i akcije B pomnožene kvadratom učešća u portfolio strukturi, tako i koeficijent korelacije prinosa između dve akcije: $\sigma_p = \sqrt{w_A^2 \sigma_A^2 + (1 - w_A)^2 \sigma_B^2 + 2w_A(1 - w_A)\sigma_A\sigma_B\rho_{AB}}$, pri čemu: w_A – predstavlja procenat finansijskih sredstava investiran u akciju A, dok je preostali iznos sredstava investiran u akciju B: $w_B = (1 - w_A)$.

Ukoliko akcija A ima očekivanu stopu prinosa $E(r_A) = 5\%$ i standardnu devijaciju prinosa $\sigma_A = 4\%$, a akcija B, očekivanu stopu prinosa $E(r_B) = 8\%$ i standardnu devijaciju prinosa $\sigma_B = 10\%$, prvi zadatak investitora je da odredi moguće portfolie, a zatim iz skupa mogućih portfolia da odabere podskup efikasnih.³⁴

Da bi odredio skup mogućih portfolia, investitor mora da izračuna stepen korelacije očekivanih prinosa akcije A i akcije B, ρ_{AB} . Ako koeficijent korelacije prinosa akcije A i akcije B u tri alternativne, nezavisne situacije iznosi: $\rho_{AB} = +1,0$, $\rho_{AB} = 0$ ili $\rho_{AB} = -1,0$ tada je očekivan prinos portfolia sastavljen od 75 % investicije sredstava u akciju A i 25 % investicije sredstava u akciju B:

³⁴ Izvor: Izvor: Brigham, E. F., Ehrhardt, M. C. (2008): *Financial Management: Theory and Practice*, 12th ed, Thomson South-Western Learning, Inc, 242-243.

$$E(r_p) = w_A \times E(r_A) + (1 - w_A) \times E(r_B) \\ = 0,75 \times 5\% + 0,25 \times 8\% = 5,75\%.$$
(2.21)

Ako je koeficijent korelacije između akcije A i akcije B $\rho_{AB} = 0$, onda standardna devijacija posmatranog portfolia iznosi:

$$\sigma_p = \sqrt{w_A^2 \sigma_A^2 + (1 - w_A)^2 \sigma_B^2 + 2w_A(1 - w_A)\sigma_A\sigma_B\rho_{AB}} \\ = \sqrt{(0,5625)(0,0016) + (0,0625)(0,01) + 2(0,75)(0,025)(0)(0,04)(0,10)} \\ = \sqrt{0,0009 + 0,000625} = \sqrt{0,001525} = 0,039 = 3,9\%.$$
(2.22)

Učešće akcije A u portfoliu (w_A)	Učešće akcije B u portfoliu ($1-w_A$)	$E(r_p)$	σ_p		
			Scenario 1 $\rho_{AB} = +1,0$	Scenario 2 $\rho_{AB} = 0$	Scenario 3 $\rho_{AB} = -1,0$
1,00	0,00	5,00 %	4,0 %	4,0 %	4,0 %
0,75	0,25	5,75 %	5,5 %	3,9 %	0,5 %
0,50	0,50	6,50 %	7,0 %	5,4 %	3,0 %
0,25	0,75	7,25 %	8,5 %	7,6 %	6,5 %
0,00	1,00	8,00 %	10,0 %	10,0 %	10,0 %

Tabela 2.2. Očekivani prinos i rizik portfolia različitih koeficijenata korelacije³⁵

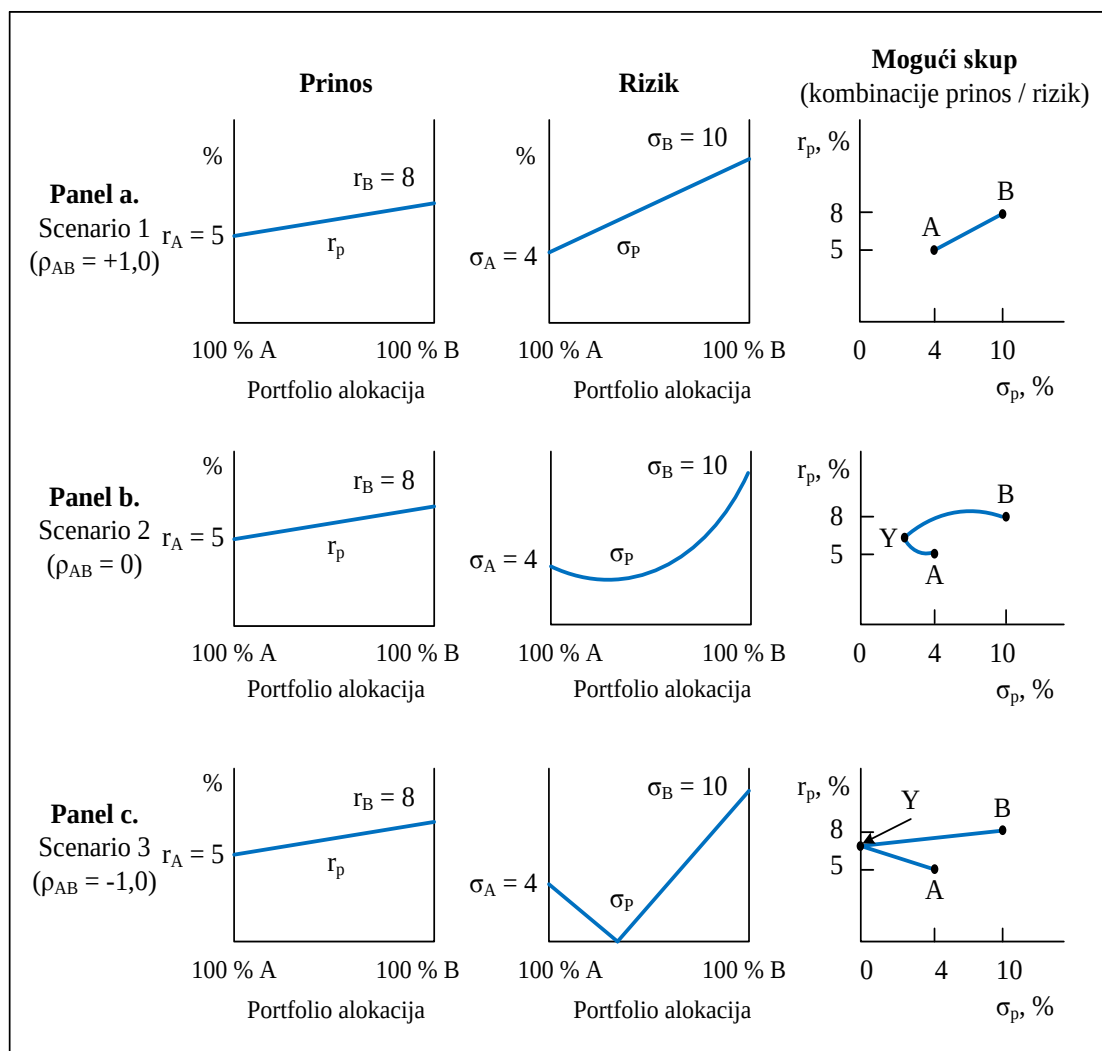
Podaci iz tabele 2.2. ilustrovani su grafički na slici 2.6.

- U praksi koeficijenti korelacije prinosa akcija najčešće uzimaju vrednosti u rasponu od + 0,5 do 0,7. Scenario 2, $\rho_{AB} = 0$ kreira grafikon koji u najvećoj meri ima karakteristike slične realnim podacima.

- Leva kolona slike 2.6, pokazuje kako očekivani prinos portfolia zavisi od učešća akcije A i akcije B u portfoliu. Sva tri panela su identična, jer je prinos portfolia $E(r_p)$ linearna funkcija udela akcija u portfolio, nezavisan od koeficijenata korelacije. S rastom udela akcije B u portfolio $E(r_B) = 8\%$ raste i prinos portfolia do 8 % u situaciji kada investitor celokupan iznos investicije uloži u akciju B.

- Srednja kolona slike 2.6, pokazuje kako struktura portfolia utiče na rizik portfolia i vidimo da je veza između standardne devijacije portfolia i učešća akcije u portfoliu nelinearna i da dostiže minimum. Na panelu a, scenario 1: $\rho_{AB} = +1,0$ vidimo da rizik portfolia raste linearno. Na panelu b, scenario 2: $\rho_{AB} = 0$ vidimo da rizik portfolia menja nelinearno. Na panelu c, scenario 3: $\rho_{AB} = -1,0$ vidimo da se rizik portfolia može diversifikovati. Drugim rečima, za razliku od očekivanog prinosa portfolia, rizik portfolia zavisi od izračunatog koeficijenta korelacije. Navedeni primer upućuje na zaključak da portfolio struktura u kojoj postoji negativna korelacija prinosa hartija od vrednosti $\rho_{AB} = -1,0$, omogućava efekat diversifikacije, odnosno smanjenje ukupnog rizika portfolia. U ovom slučaju, rizik portfolia nije ponderisan prosekom rizika akcija A i B koje su njegov sastavni deo, kao što je to slučaj sa perfektno pozitivnom korelacijom, nego je značajno manji.

³⁵ Izvor: Ibid, 243.



Slika 2.6. Prinos i rizik portfolia, mogući skup portfolia³⁶

Između ekstremnih slučajeva savršene pozitivne i savršene negativne korelacije, kombinovanjem različitih udela akcije A i akcije B u portfoliu investitor može smanjiti, ali ne i eliminisati rizik inherentan individualnim akcijama. Investitor može kombinovati akcije A i B u portfoliu tako da on bude nerizičan: $\sigma_p = 0\%$. Ukoliko diferenciramo jednačinu (2.22):

$$\sigma_p = \sqrt{w_A^2 \sigma_A^2 + (1 - w_A)^2 \sigma_B^2 + 2w_A(1 - w_A)\sigma_A\sigma_B\rho_{AB}}$$

i izvod izjednačimo sa 0, a zatim jednačinu rešimo za w_A , dobijamo portfolio ponder za akciju A koji obezbeđuje strukturu portfolia sa minimalnom standardnom devijacijom, odnosno portfolio sa minimalnim rizikom (PMV):

$$w_A(\text{PMV}) = \frac{\sigma_B(\sigma_B - \rho_{AB}\sigma_A)}{\sigma_A^2 + \sigma_B^2 - 2\sigma_A\sigma_B\rho_{AB}} \quad (2.23)$$

³⁶ Izvor: Ibid, 244.

Pri čemu w_A može da uzme vrednost od 0 do +1. Ukoliko je rešenje jednačine $w_A > 1,0$ uzima se vrednost $w_A = 1,0$, a ukoliko je w_A negativno uzima se vrednost $w_A = 0$. Negativna vrednost pondera w_A podrazumeva kratku prodaju akcije A. Vrednost pondera w_A veća od 1 podrazumeva kratku prodaju akcije B.

- Na osnovu podataka iz tabele 2.2. i grafikona 2.6. vidimo da investitor u situaciji 2 i situaciji 3, ali ne i u situaciji 1, ukoliko ima celokupnu investiciju u akciji A, može da proda deo akcija A iz svog portfolia i kupi nešto akcija B, da time poveća očekivani prinos portfolia a da pri tome smanji rizik portfolia.

- Desna kolona grafikona prikazuje mogući skup portfolia sastavljenih od različitih kombinacija udela akcija A i B. Za razliku od drugih kolona koje prikazuju prinos i rizik u odnosu na strukturu portfolia, ovi grafikoni predstavljaju prikaz očekivanih prinosa portfolia i rizika portfolia. Na primer, tačka A na panelu a, prikazuje portfolio sa očekivanim prinosom $E(r_p) = 5\%$ i $\sigma_p = 4\%$ iz scenarija 1. Za portfolio sastavljen od dve hartije od vrednosti, skup mogućih portfolia je kriva ili linija, a investitor može postići kombinaciju prinos / rizik na krivoj alociranjem sredstava u akciju A i akciju B. Sve kombinacije u mogućem skupu portfolia nisu podjednako dobre za investitora. Za scenario 2 i scenario 3, samo onaj deo mogućeg skupa od Y do B predstavlja efikasni deo, dok deo od A do Y predstavlja neefikasni deo, jer se za svaki nivo rizika na segmentu AY može pronaći viši nivo prinosa na delu YB. Prema tome, racionalni investitor koji poseduje averziju prema riziku neće odabrati portfolio koji se nalazi u delu AY. S druge strane, u scenariju 1, celokupan mogući skup je ujedno i efikasan.

2.1.5. Matematička formulacija modela, granica efikasnosti i optimalni portfolio

Odluke koje, u kontekstu portfolio optimizacije, donosi individualni investitor, W. Sharpe je podelio u tri zadatka:³⁷

- Prvi korak je da svaki investitor mora da izvrši procenu mogućih budućih ishoda prinosa pojedinačne hartije od vrednosti, što predstavlja analizu hartija od vrednosti. Prilikom procene budućih ishoda mora se uključiti rizik svake hartije, kao i međuzavisnost prinosa jedne i prinosa drugih hartija od vrednosti.

- Drugi korak predstavlja portfolio analizu. Nakon što odredi očekivane prinose, rizik i međuzavisnost prinosa više hartija od vrednosti, investitor utvrđuje efikasne portfolie. Iako Markowitz nije preporučio posebnu tehniku analize hartija od vrednosti, niti odgovarajući metod selekcije portfolia, svojim algoritmom je dao formalno rešenje problema parametarskog kvadratnog programiranja neophodnog za izvođenje portfolio analize.

- Konačno, treći korak investitora, Sharpe je nazvao selekcija portfolia iz skupa svih efikasnih portfolia. Selekcija portfolia je subjektivna odluka investitora zasnovana na odnosu rizika i očekivanog prinosa.

Poznavanjem funkcije verovatnoće, pronalazi se očekivana vrednost, ili srednja vrednost moguće stope prinosa, varijansa stope prinosa i kovarijansa između svih mogućih vrednosti stope prinosa.

³⁷ Izvor: Sharpe, F. W. (1967): Portfolio Analysis, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 2, No. 1, 76-84.

Imajući u vidu sve prethodno navedeno, **Markowitz-ev model** se svodi na rešavanje sledećeg problema optimizacije:

$$\min \left[\sum_{i=1}^n w_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i w_j \sigma_i \sigma_j \rho_{ij} \right] \quad (2.24)$$

Prilikom rešavanja Markowitz-evog modela neophodno je uvažiti naredne uslove:

$$\sum_{i=1}^n w_i E(r_i) = C \quad (2.25)$$

$$\sum_{i=1}^n w_i = 1 \quad (2.26)$$

$$w_i \geq 0, i = 1, \dots, n \quad (2.27)$$

pri čemu je: $\sum_{i=1}^n w_i E(r_i) = E(r_p)$.

Kako bi se formirala efikasna granica potrebno je minimizirati rizik meren varijansom portfolia (2.24) za svaku datu očekivanu stopu prinosa C .

Uslov (2.26) podrazumeva postojanje budžetskog ograničenja: investitor će odabrati portfolio u kojem je granična korisnost svake hartije od vrednosti ista.³⁸ Ako granična korisnost hartija od vrednosti nije jednaka, racionalni investitor će izvršiti realokaciju sredstava od finansijske aktive sa manjom ka finansijskoj aktivu sa većim graničnom korisnošću bez ugrožavanja punog investicionog ograničenja (2.26).

Uslov (2.27) predviđa nemogućnost kratke prodaje (engl. Short selling)³⁹. Očekivani prinos portfolia $E(r_p)$ predstavlja ponderisan prosek prinosa finansijskih instrumenata uključenih u portfolio, pri čemu je $E(r_i)$ nezavisna varijabla u odnosu na w_i .

Rešenje MV modela je optimalni ili efikasni portfolio koji je određen učešćem svake akcije u portfolio. Efikasni portfolio ima najveću stopu prinosa za željeni nivo rizika, ili minimalni rizik za datu očekivanu stopu prinosa. Drugim rečima, model minimizira varijansu, odnosno standardnu devijaciju portfolia za očekivanu stopu prinosa.

³⁸ Izvor: Sharpe, F. W. (1991): Capital Asset Prices with and without Negative Holding, *The Journal of Finance*, Vol. 46, No. 2, 489-509.

³⁹ Kratka prodaja ili prodaja hartije od vrednosti koja nije u vlasništvu realizuje se tako što investitor pozajmi hartiju od vrednosti od treće osobe (na primer, brokera) i proda je nadajući se kasnijoj kupovini iste hartije po nižoj ceni i pokrivanju svoje kratke pozicije uz određeni prinos. Za razliku pozitivnog prinosa koji se ostvaruje dugom pozicijom na osnovu posedovanja hartije od vrednosti čija vrednost raste (engl. Long position), prilikom kratke prodaje pozitivan prinos se ostvaruje po osnovu neposedovanja hartije čija cena opada.

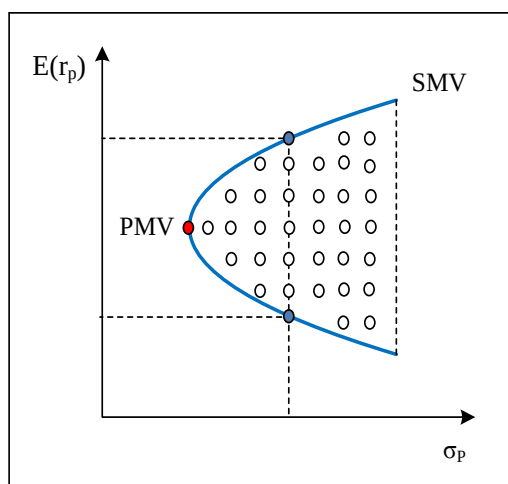
Metod se sastoji od pronalaženja skupa portfolia koji imaju najmanju ukupnu varijansu za datu stopu prinosa, odnosno pronalaženja udela pojedine finansijske aktive u portfoliu (w_i) tako da se varijansa portfolia (σ_p^2) minimizira⁴⁰

Variranjem $E(r_p)$ između maksimalnog prinosa i prinosa koji se može ostvariti u tački sa minimalnom varijansom formira se efikasna granica, što u matematičkom smislu pripada problemu kvadratnog programiranja. Investitor, kvadratnim programiranjem, pronalazi pondere – w_i (uz uslov da je $w_1 + w_2 + \dots + w_i = 1$) koji maksimiziraju funkciju korisnosti uz date ulazne parametre: očekivani prinosi, standardne devijacije i korelacije između finansijskih instrumenata, kao i faktor tolerancije rizika. Korišćenjem predstavljenih jednačina, metod kvadratnog programiranja predstavlja način maksimizacije prinosa i minimiziranja varijanse:

$$\min z = \sigma_p^2 - \lambda E(r_p) \quad (2.28)$$

Nagib funkcije – λ može da uzme vrednosti od nula do beskonačno, kako bi se dobile različite tačke na efikasnoj granici. Skup svih mogućih portfolia, odnosno set investicionih mogućnosti, predstavlja sve moguće portfolie sastavljene od kombinacije finansijske aktive sa različitim vrednostima portfolio pondera, i naziva se efikasna granica. Ona sastoji se od svih portfolia za koje ne postoje drugi portfoliji (ili finansijska aktiva) koji za dati nivo rizika (u smislu standardne devijacije stope prinosa) ne donose veću očekivanu stopu prinosa.

Za svaku vrednost očekivane stope prinosa postoji portfolio koji ima najniži rizik u odnosu na sve druge portfolie. Kada se takve tačke spoje, dobija se konveksna kriva kao skup sa minimalnom varijansom (SMV). Linija SMV deli moguće od nemogućih investicija. **Portfolio sa minimalnom varijansom** (PMV) ima najmanju varijansu od svih mogućih portfolia.



Slika 2.7. Portfolio sa minimalnom varijansom

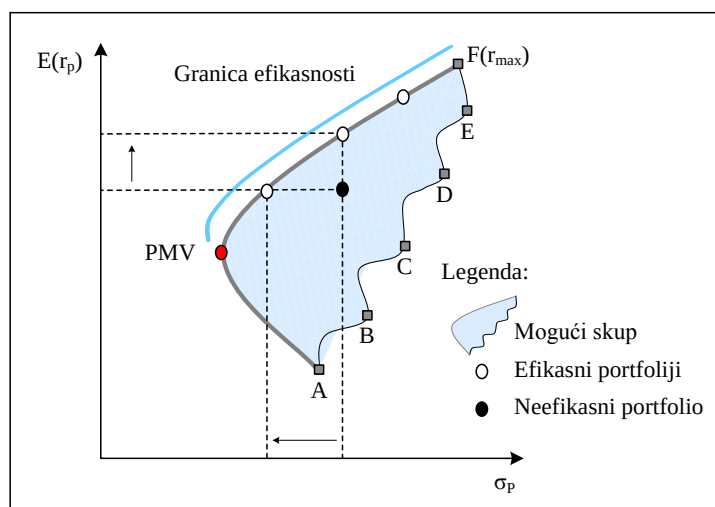
Portfoliji u gornjem levom uglu slike 2.7. predstavljaju poželjnije portfolie nego portfoliji locirani u donjem desnom uglu. Efikasni portfoliji su oni sa višim očekivanim stopama prinosa za dati nivo rizika. Ako postoji portfolio, iz skupa mogućih portfolia, koji za isti nivo rizika ima višu očekivanu stopu prinosa, reč je o neefikasnom portfoliu. Neefikasni portfoliji se nalaze ispod tačke PMV i predstavljaju kombinacije sa najmanjim očekivanim prinosom za dati nivo rizika.¹

⁴⁰ Izvor: Breen, W. (1968): Specific Versus General Models of Portfolio Selection, *Oxford Economic Papers*, New Series, Vol. 20, No. 3, 361-368.

Konveksan izgled mogućeg skupa uz parove prinosa akcija nalik kišobranu na slici 2.8. uslovljen je pozitivnim koeficijentima korelacije između svakog para finansijskih instrumenata. Kombinacija svakog para leži na liniji koja spaja dve hartije (AB, BC, itd). Kombinacije više od dve hartije nalaze se u unutrašnjosti grafikona.

Granica efikasnosti (engl. Efficient set) je skup portfolia iz mogućeg seta kombinacija prinosa i rizika, koji za datu stopu rizika nudi najvišu stopu prinosa i grafički se predstavlja kao gornja granica skupa SMV. Granica efikasnosti je na slici 2.8. ilustrovana linijom koja spaja tačke iznad PMV, a koje predstavljaju efikasne portfolie do portfolia F (100 % ulaganje u akciju F sa najvišim očekivanim prinosom). Prema Markowitz-u, investitor će odabrati bilo koji portfolio sa granice efikasnosti.

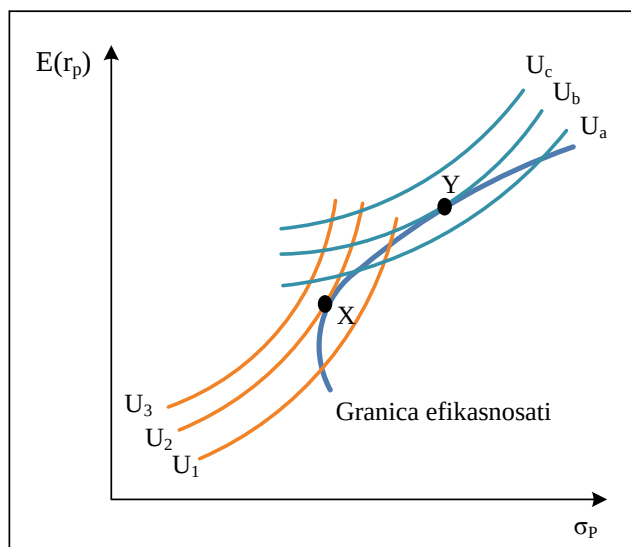
Na slici 2.8, neefikasni portfolio je prikazan tačkom na šrafiranoj površini mogućeg skupa. Ovaj portfolio je neefikasan jer se za dati nivo rizika može pronaći kombinacija sa višim očekivanim prinosom (strelica naviše), i jer se za dati očekivani prinos može pronaći kombinacija sa manjim rizikom (strelica ulevo). Dakle, portfolio nije efikasan ako postoji drugi portfolio koji ima veći očekivani prinos i manji rizik, veći očekivani prinos i isti rizik ili isti očekivani prinos uz manji rizik. S druge strane, za portfolie na efikasnoj granici, veća stopa prinosa dostiže se samo povećanjem rizika portfolia, i obrnuto, manje rizičan portfolio se dobija smanjenjem očekivanog prinosa portfolia. Nagib granice efikasnosti se smanjuje duž krive naviše. Podjednakim povećavanjem rizika, kretanjem uz krivu, povećanje očekivanog prinosa se smanjuje.



Slika 2.8. Granica efikasnosti

Krive korisnosti, odnosno krive indiferencije individualnog investitora, pokazuju trade-off između očekivanog prinosa i rizika. Krive korisnosti određuju koji portfolio sa granice efikasnosti u najvećoj meri odgovara preferencijama individualnog investitora. Dva investitora će odabrati isti portfolio sa granice efikasnosti, ukoliko su njihove krive korisnosti identične.

Na slici 2.9. prikazane su dve familije krivih indiferencije, odnosno korisnosti i granica efikasnosti investicije. Familija krivih korisnosti U_1 , U_2 i U_3 predstavljaju investitora sa izraženom averzijom prema riziku: krive korisnosti su izrazito strme, a nagib pokazuje da investitor neće preuzimati veći dodatni rizik da bi ostvario dodatni prinos. Familija krivih korisnosti U_a , U_b i U_c reprezentuje investitora sa manjom averzijom prema riziku. Takav investitor će preuzeti dodatni rizik da bi ostvario viši očekivani prinos.⁴¹



Slika 2.9. Izbor optimalnog portfolia sa granice efikasnosti⁴²

Optimalni portfolio se definiše kao portfolio sa granice efikasnosti sa najvišim nivoom korisnosti za individualnog investitora i grafički se predstavlja kao tačka tangencije krive sa najvišom mogućom očekivanom korisnošću i granice efikasnosti.

Investitor sa visokom averzijom prema riziku, najvišu korisnost ostvaruje u tački u kojoj kriva U_2 dodiruje granicu efikasnosti, na slici 2.9. tačka X predstavlja optimalni portfolio za investitora izrazito nesklonog riziku. Za investitora sa manjom averzijom prema riziku, optimalni portfolio je prezentovan tačkom Y, u kojoj je kriva sa najvišom mogućom korisnošću U_b tangenta sa granicom efikasnosti. Optimalni portfolio Y predstavlja portfolio sa najvišim očekivanim prinosom, ali i višim nivoom rizika u odnosu na portfolio X. Iako bi tačke na krivama indiferencije U_3 i U_c imale veću korisnost, one su nedostižne jer ne postoji kombinacija akcija koja bi omogućila takav odnos prinosa i rizika.

Kombinacije prinosa i rizika koje daju efikasne portfolie mogu se pronaći rešavanjem jednog od sledeća dva matematička problema: prvi, definiše skup sa minimalnom varijansom:

$$\min \sigma_p^2, \text{ s obzirom na: } E(r_p) = K \quad (2.29)$$

⁴¹ Izvor: Reilly F.K., Brown K.C. (2002): *Investment Analysis and Portfolio Management*, South-Western College Publications, 230.

⁴² Izvor: Ibid, 230.

U slučaju kada se minimizira varijansa, rezultat su kombinacije koje stvaraju granicu efikasnosti sa minimalnim rizikom za datu stopu prinosa.

Drugi, određuje efikasan skup čiji je rezultat najviši prinos za dati nivo rizika:

$$\max E(r_p), \text{ s obzirom na: } \sigma_p^2 = K \quad (2.30)$$

Markowitz-ev algoritam predstavlja problem kvadratnog programiranja koji se rešava pronalaženjem udela investicije koji treba uložiti u akciju X koji minimizira varijansu u skladu sa ograničenjima očekivanog prinosa. Matematičko rešenje problema su ponderi pojedinih hartija u portfoliu, w_i , $i \in \{1, 2, \dots, n\}$. U nastavku rada, tehnika pronalaženja efikasnog skupa ilustrovana je primerom, kako je to učinio i Markowitz analizirajući tri hartije od vrednosti, uz sledeće uslove:

$$E(r_p) = \sum_{i=1}^3 w_i E(r_i) \quad (2.31)$$

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 w_i w_j \text{Cov}_{ij} \quad (2.32)$$

$$\sum_{i=1}^3 w_i = 1 \quad (2.33)$$

$$w_i > 0, \text{ za } i = 1, 2, 3 \quad (2.34)$$

$$w_3 = 1 - w_1 - w_2 \quad (2.35)$$

$$w_1 \geq 0, w_2 \geq 0, 1 - w_1 - w_2 \geq 0 \quad (2.36)$$

Ukoliko u jednačini 2.31. w_3 zamenimo izrazom: $1 - w_1 - w_2$, dobijamo:

$$E(r_p) = E(r_3) + w_1(E(r_1) - E(r_3)) + w_2(E(r_2) - E(r_3)) \quad (2.37)$$

Ako jednačinu 2.37, rešimo po w_2 kao funkciju w_1 dobijamo:

$$w_2 = \frac{E(r_p) - E(r_3)}{E(r_2) - E(r_3)} + \frac{E(r_1) - E(r_3)}{E(r_2) - E(r_3)} w_1 \quad (2.38)$$

Linija iso-očekivanog prinosa prikazuje skup svih tačaka, koje predstavljaju portfolio pondere sa zadatom (fiksiranom) stopom očekivanog prinosa portfolia. Prvi razlomak jednačine 2.38. predstavlja odsečak na ordinati linije iso-očekivanog prinosa, a drugi razlomak predstavlja nagib. Ukoliko se $E(r_p)$ promeni, menja se odsečak na ordinati, ali ne i nagib krive iso-očekivanog prinosa, što ukazuje da su krive iso-očekivanog prinosa paralelne linije. Kada hartije imaju isti očekivani prinos, sve tačke (portfoliji) imaju isti očekivani prinos, pa investitor bira tačku sa najmanjom varijansom.

Linije iso-varijansi predstavljaju skup svih tačaka, odnosno portfolia, sa zadatom varijansom, odnosno rizikom portfolia. Linije iso-varijansi formiraju familiju koncentričnih elipsi od kojih svaka kriva čini skup portfolia sa određenom varijansom. Varijansa portfolia sastavljenog od tri hartije se izračunava prema jednačini:

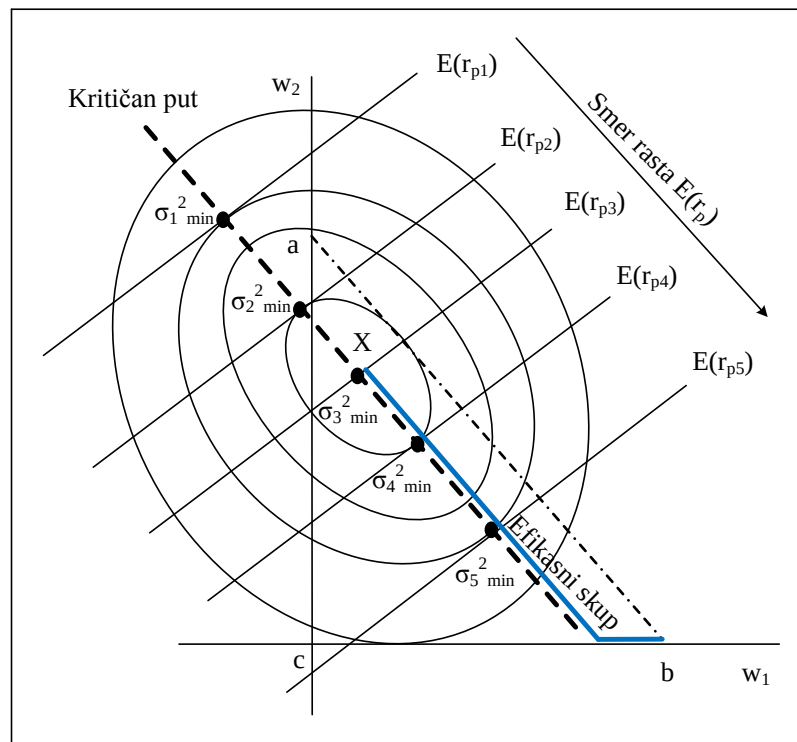
$$\sigma_p^2 = w_1^2 \sigma_1^2 + w_2^2 \sigma_2^2 + w_3^2 \sigma_3^2 + 2w_1 w_2 \text{Cov}_{12} + 2w_1 w_3 \text{Cov}_{13} + 2w_2 w_3 \text{Cov}_{23} \quad (2.39)$$

Ako w_3 u jednačini 2.39. zamenimo izrazom: $1 - w_1 - w_2$, dobijamo:

$$\sigma_p^2 = w_1^2 \sigma_1^2 + w_2^2 \sigma_2^2 + (1 - w_1 - w_2)^2 \sigma_3^2 + 2w_1 w_2 \text{Cov}_{12} + 2w_1 (1 - w_1 - w_2) \text{Cov}_{13} + 2w_2 (1 - w_1 - w_2) \text{Cov}_{23} \quad (2.40)$$

odnosno:

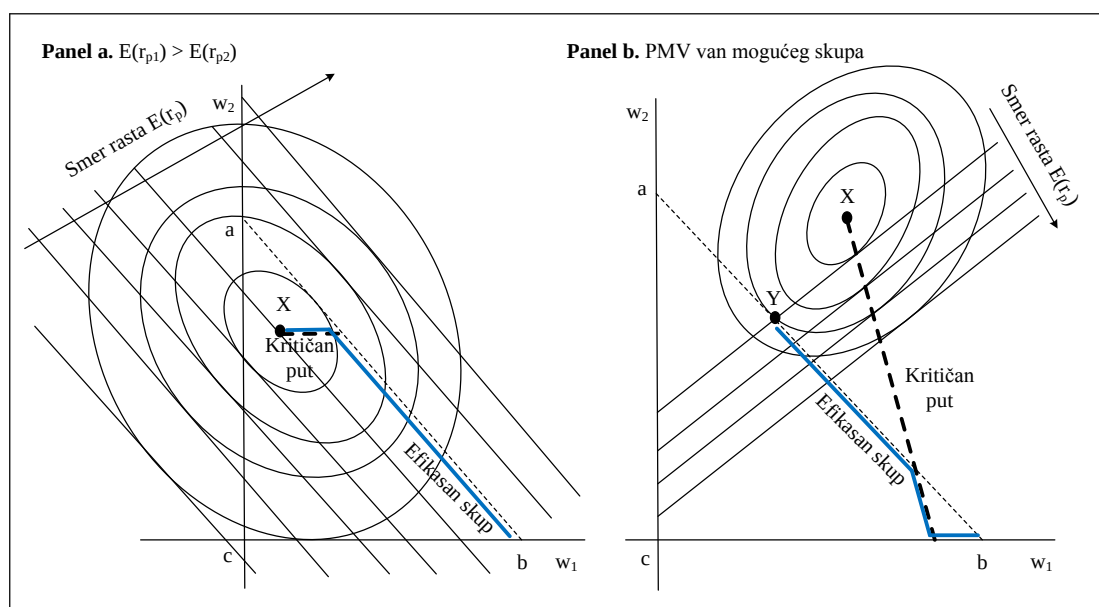
$$\sigma_p^2 = w_1^2 [\sigma_1^2 + \sigma_3^2 - 2\text{Cov}_{13}] + w_2^2 [\sigma_2^2 + \sigma_3^2 - 2\text{Cov}_{23}] + 2w_1 [\text{Cov}_{13} - \sigma_3^2] + 2w_2 [\text{Cov}_{23} - \sigma_3^2] + 2w_1 w_2 [\sigma_3^2 + \text{Cov}_{12} - \text{Cov}_{13} - \text{Cov}_{23}] + \sigma_3^2 \quad (2.41)$$



Slika 2.10. Kritičan put i efikasni portfoliji na kritičnom putu⁴³

⁴³ Izvor: Prilagođeno prema Markowitz, H. M. (1952): Portfolio Selection, *The Journal of Finance*, Vol. 7, No. 1, 77-91.

Centar sistema elipsi je tačka koja minimizira varijansu portfolia X (PMV – portfolio sa minimalnom varijansom). Iso-varijanske krive udaljenije od ove tačke predstavljaju portfolie sa većom varijansom, i obrnuto. Centar PMV se može nalaziti unutar i izvan mogućeg seta investicija. Ako se nalazi unutar mogućeg seta, ne postoji drugi portfolio koji ima manju varijansu za datu stopu prinosa ili veću stopu prinosa za datu varijansu. Tačke na krivama iso-očekivanog prinosa sa najmanjom varijansom su tačke u kojima je kriva iso-očekivanog prinosa tangenta elipsi iso-varijanse. Skup svih tačaka (portfolia) sa najmanjom varijansom od svih portfolia za zadati nivo očekivanog prinosa predstavlja pravu liniju koja se naziva kritični put (engl. Critical line). Deo krive kritičnog puta od tačke X do tačke u kojoj linija kritičnog puta preseca granicu mogućeg seta predstavlja efikasni skup. Na slici 2.11, na panelu a, predstavljena je efikasna linija kada je $E(r_{p1}) > E(r_{p2})$, dok je na panelu b. ilustrovana situacija kada je portfolio sa minimalnom varijansom (PMV) van mogućeg skupa (iznad hipotenuze). Na panelu b, PMV je prikazan tačkom X u kojoj počinje efikasni skup.



Slika 2.11. Kritičan put i efikasni portfoliji na kritičnom putu⁴⁴

Na osnovu prethodne analize zaključuje se da klasična MV optimizacija pretpostavlja da investitori preferiraju portfolio hartija od vrednosti koji daje maksimalan očekivani prinos za dati nivo rizika (meren varijansom, odnosno standardnom devijacijom prinosa). Uz procenjenju srednju vrednost, standardne devijacije i korelacije prinosa finansijskih instrumenata koji čine gradivne elemente portfolia, procedura optimizacije se svodi na pronalaženje procentualnog udela pojedine hartije od vrednosti u portfoliu. Rezultirajući skup određenih portfolio pondera (od w_1 do w_n) opisuje optimalno rešenje. Skup efikasnih portfolia za sve moguće nivoe portfolio rizika određuje efikasnu granicu, koja se dobija parametarskim kvadratnim programiranjem. Dakle, optimalni portfolio svakog individualnog investitora je portfolio na efikasnoj granici koja je tangenta na krivu korisnosti a koja opisuje stepen nescлонosti investitora prema riziku.

⁴⁴ Izvor: Ibid, 77-91.

2.2. RAZVOJ FINANSIJSKO-EKONOMSKIH MODELA NA OSNOVU MODERNE PORTFOLIO TEORIJE

Za sprovođenje MV optimizacije potrebno je odrediti veliki broj ulaznih parametara, te su ubrzo nakon objavljivanja Markowitz-evog algoritma, investicioni teoretičari napore usmerili ka pronalaženju adekvatnih ulaznih parametara optimizacije, kako sa aspekta pojednostavljenja Markowitz-evog modela, tako i sa aspekta preciznosti inputa.

2.2.1. Indeksni modeli

Model tržišta, odnosno jednoindeksni model, smanjuje broj potrebnih ulaznih parametara optimizacije, unapređuje kvalitet podataka neophodnih za analizu i povećava preciznost procedure optimizacije. Model je predložio H. Markowitz radi pripremanja parametara za optimizaciju, a razvio ga je W. Sharpe uvođenjem nekoliko pretpostavki koje smanjuju broj izračunavanja. Zajednička karakteristika svih indeksnih modela je što prinos individualne hartije smatraju linearnom funkcijom nekog indeksa koji aproksimira zajednički tržišni uticaj ili poslovni ambijent.⁴⁵

Pretpostavka **jednoindeksnog modela** odnosi se na kretanje cena hartija od vrednosti koje isključivo zavisi od odnosa hartija od vrednosti sa nekim repnim indeksom. Repni indeks odražava opšte stanje tržišta i može da bude: berzanski indeks, BDP (bruto domaći proizvod, engl. Gross domestic product – GDP), indeks cena ili drugi parametar koji aproksimira zajednički tržišni uticaj ili poslovni ambijent. Usled tržišnog delovanja, hartije od vrednosti su međusobno korelisane. Pretpostavka modela o linearnoj povezanosti prinosa hartije od vrednosti sa prinosom tržišta značajno pojednostavljuje izbor portfolia. U modelu, stopa prinosa hartije određena je slučajnim faktorima i linearnim odnosom sa tržišnim indeksom. Prinos individualne hartije od vrednosti – r_i se razdvaja na komponentu prinosa koji nastaje kao posledica promene prinosa tržišta i prinos koji je nezavisan od tržišnih kretanja:

$$r_i = \alpha_i + \beta_i r_M + e_i \quad (2.42)$$

pri čemu: je α_i – prinos specifičan za svaku akciju, β_i – osetljivost prinosa i-te akcije na promene prinosa tržišta, r_M – stopa prinosa tržišnog portfolia, e_i – (rezidual) slučajna varijabla nezavisna od tržišta, odnosno jedinstveni rizičan prinos i-te akcije u periodu t koji ima srednju vrednost nula i varijansu σ_{ei}^2 . Budući da su slučajne varijable međusobno nekorelisane, kovarijansa između e_i i r_M iznosi 0. Sledstveno tome, jedini razlog promene prinosa neke akcije se pronalazi u promeni stanja na tržištu izraženog kroz makroekonomske uticaje, bez uticaja dodatnih faktora.

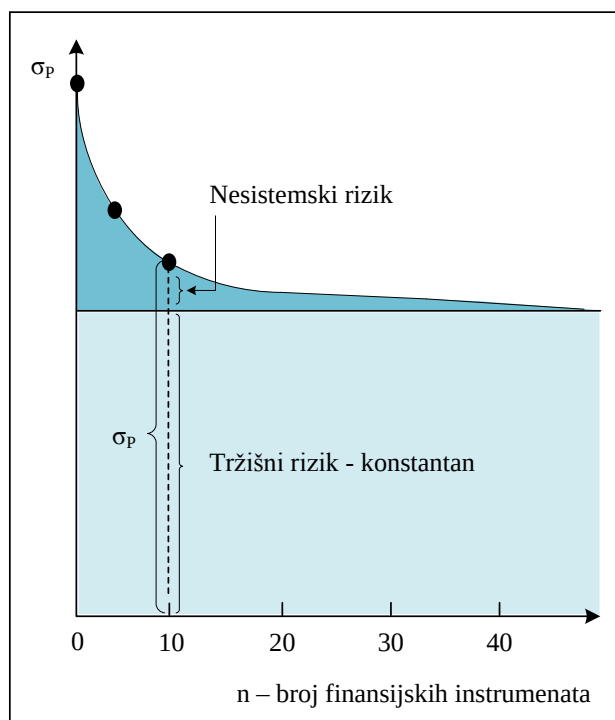
Varijabilitet stopa prinosa zavisi od dve vrste uticaja:

- makroekonomski koji utiče na sva preduzeća (prinose individualnih hartija od vrednosti), odnosno, sistemski uticaj koji određuje uslove na tržištu, i time utiče na prinos tržišnog portfolia, i koji se ne može izbeći diversifikacijom. Tržišni rizik posledica je neizvesnosti opšteg ekonomskog kretanja koja utiče na sve privredne subjekte (na primer, recesija, inflacija, politička previranja, rast kamatnih stopa, itd), i

⁴⁵ Izvor: Šoškić, B. D. (2006): *Hartije od vrednosti – Upravljanje portfoliom i investicioni fondovi*, Ekonomski fakultet, Beograd, 181.

- mikroekonomski koji se odnosi na pojedino preduzeće i njegovu individualnu situaciju. Ovi nesistemske uticaji uslovljavaju da stopa prinosa odstupa od očekivane vrednosti i dovode do pojave reziduala – e_i . Specifični, odnosno nesistemske rizik se može smanjiti diversifikacijom.

Ukupan rizik portfolia ima dve komponente: sistemski (tržišni) i nesistemske rizik.



Slika 2.12. Ukupan, sistemski (tržišni) i nesistemske rizik portfolia

Za investitora koji investira u samo jedan finansijski instrument bitan je nesistemske, odnosno specifičan rizik, dok je za portfolio investitora važan tržišni rizik, jer se konstruisanjem portfolia finansijskih instrumenata specifičan rizik može u potpunosti smanjiti. Drugim rečima, rizik potpuno diversifikovanog portfolia zavisi od tržišnog rizika finansijskih instrumenata uključenih u portfolio.

Sa povećanjem broja finansijskih instrumenata u portfoliu smanjuje se nesistemske rizik, i na taj način i ukupan rizik portfolia, dok sistemski rizik ostaje konstantan, što je ilustrovano slikom 2.12. Otuda pravilo da se ukupan rizik portfolia nikada ne može kompletno eliminisati usled prisustva komponente tržišnog rizika.

Na slici 2.12. se uočava smanjenje ukupnog rizika portfolia sa povećanjem broja finansijskih instrumenata koji ulaze u sastav portfolia. Ako bi portfolio sadržao sve finansijske instrumente na tržištu (tržišni portfolio), rizik portfolia bi bio jednak tržišnom riziku.⁴⁶ Rezultati empirijskih istraživanja pokazali su da je prag na kome se ukupan rizik portfolia svodi na tržišni rizik veoma nizak.

⁴⁶ Broj varijansi u portfolio je jednak broju akcija uključenih u portfolio – n , dok je broj kovarijansi jednak $n \times (n - 1)$. Drugim rečima, što je više akcija uključeno u portfolio on je bolje diversifikovan i vrednost kovarijanse postaje sve značajnija sa povećanjem n .

Istraživanja su utvrdila da se efekti diversifikacije, odnosno potpuno smanjenje specifičnog rizika, ostvaruju već kod portfolia obima od 10 - 20 instrumenata: Evans i Archer,⁴⁷ su među prvima razmatrali broj akcija potrebnih kako bi portfolio bio dobro diversifikovan, i doveli su u pitanje ekonomsku opravdanost uključivanja više od 10 akcija u portfolio. U analizi su formirali portfolie sa različitim brojem akcija i za svaki portfolio izračunavali standardnu devijaciju i potom vršili regresionu analizu standardne devijacije na inverzan broj akcija koje su činile te portfolie. Tvrdili su da je portfolio sastavljen od desetak akcija dobra aproksimacija tržišnog portfolia. Autori, Fisher i Lorie,⁴⁸ su u svom radu iz 1970. godine utvrdili da se izborom osam akcija u portfoliu smanjuje skoro 80 % rizika portfolia u odnosu na inicijalni nivo. U svom istraživanju, posmatrali su stopu po kojoj se varijansa slučajno odabranog portfolia smanjuje sa povećanjem broj akcija u portfoliu. Sukcesivnim dodavanjem novih akcija u portfolio posmatrali su promenu ukupnog rizika portfolia i konstatovali negativnu vezu.

Istražujući odnos rizika i broja akcija u portfoliu, Elton i Gruber⁴⁹ su dali sledeće analitičko rešenje: 51 % standardne devijacije portfolia se eliminiše povećanjem broja akcija od 1 do 10, dodavanje dodatnih 10 akcija dodatno eliminiše 5 % standardne devijacije portfolia, dok se povećanjem broj akcija na 30 dodatno eliminiše samo 2 % standardne devijacije portfolia. Empirijsku potvrdu dalo je i istraživanje koje je Fama⁵⁰ sproveo prema sledećoj metodologiji: nasumično je odabrao 50 akcija kotiranih na Njujorškoj berzi (engl. New York Stock Exchange – NYSE) i izračunao standardne devijacije njihovih mesečnih prinosa korišćenjem podataka od jula 1963. do maja 1968. godine. Najpre je formirao portfolio sastavljen od dve akcije, a zatim je tom portfoliu dodavao jednu po jednu akciju, sve dok nije uključio svih 50 akcija u portfolio. Zaključak sprovedenog istraživanja je da se svi efekti diversifikacije ostvaruju već nakon 10 – 15 akcija uključenih u portfolio, a standardna devijacija takvog portfolia se brzo približila granici koja je približno jednaka prosečnoj kovarijansi svih akcija. Zaključak njegovog istraživanja je da se prednosti diversifikacije ostvaruju sa nešto manje od 15 akcija. Predstavljeni radovi preporučuju optimalan broj akcija poređenjem standardnih devijacija portfolia sa različitim brojem uključenih akcija. Kako se oni zasnivaju na rezultatima analize nad odabranim uzorcima akcija, preporučen broj akcija se razlikuje od jedne do druge studije. Budući da većina studija nije potvrdila ekonomsku opravdanost uključivanja više od 10 akcija, posebno u uslovima niske likvidnosti i visokih transakcionih troškova domaćeg tržišta kapitala, u empirijskom istraživanju ove doktorske disertacije optimizacija će se izvršiti nad portfoliom sastavljenim od deset akcija.

Ukupna varijansa portfolia je jednaka zbiru komponenti sistemskog (β_p^2 – beta koeficijent portfolia, σ_M^2 – varijansa tržišnog portfolia) i komponente nesistemskog rizika (σ_e^2 – rezidualna varijansa portfolia):

⁴⁷ Izvor: Evans, J. L., Archer, S. H. (1968): Diversification and the Reduction of Dispersion: An Empirical Analysis, *Journal of Finance*, Vol. 23, No. 5, 761-767.

⁴⁸ Izvor: Fisher, L., Lorie, J. H. (1970): Some Studies of Variability of Returns on Investments in Common Stocks, *Journal of Business*, No. 43, 99-117.

⁴⁹ Izvor: Elton, E. J., Gruber, M. J. (1977): Risk Reduction and Portfolio Size: An Analytical Solution, *Journal of Business*, No. 50, 415-437.

⁵⁰ Izvor: Fama, E. F. (1976): *Foundations of Finance – Portfolio Decisions and Securities Prices*, New York, Basic Books Inc.

$$\sigma_p^2 = \beta_p^2 \sigma_M^2 + \sigma_e^2 \quad (2.43)$$

Beta koeficijent individualne hartije od vrednosti meri senzitivnost prinosa finansijskog instrumenta na kretanje prinosa tržišnog portfolia i izračunava se kao količnik kovarijanse finansijskog instrumenta u odnosu na tržišni portfolio i standardne devijacije tržišnog portfolia.⁵¹ Drugim rečima, beta koeficijent finansijskog instrumenta meri stepen osetljivosti prinosa jednog finansijskog instrumenta ako se menja prinos portfolia u koji je on uključen i mera je rizičnosti finansijskog instrumenta u odnosu na tržišni rizik.

$$\beta_i = \frac{\text{Cov}_{iM}}{\sigma_M^2} \quad (2.44)$$

Beta koeficijent portfolia – β_p se izračunava kao učešćem individualne hartije od vrednosti u portfoliu – w_i ponderisana srednja vrednost beta koeficijenta svake individualne hartije – β_i koja ulazi u njegov sastav:⁵²

$$\beta_p = \sum_{i=1}^n w_i \beta_i \quad (2.45)$$

Rezidualna varijansa portfolia – σ_e^2 izračunava se ponderisanjem srednje vrednosti varijansi reziduala hartija – σ_i^2 , pri čemu se koriste kvadrirani portfolio ponderi – w_i^2 :

$$\sigma_e^2 = \sum_{i=1}^n w_i^2 \sigma_i^2 \quad (2.46)$$

Zamenom izraza 2.45. i 2.46. u jednačini 2.43. dobija se jednačina varijanse portfolia:

$$\sigma_p^2 = \left(\sum_{i=1}^n w_i \beta_i \right)^2 \sigma_M^2 + \sum_{i=1}^n w_i^2 \sigma_i^2 \quad (2.47)$$

Usled pretpostavke o nekorelisanosti reziduala stopa prinosa hartija od vrednosti, rezidualna varijansa portfolia se smanjuje dodavanjem akcija. Jednačina 2.47. pokazuje da se smanjenjem rezidualne varijanse portfolia povećava stepen korelacije portfolia sa tržišnim portfoliom (koeficijent determinacije je veći). Iako jednoindeksni model predstavlja dobru simplifikaciju, u smislu broja potrebnih ulaznih podataka i izračunavanja u odnosu na izvornu Markowitz-evu formulaciju, pitanje je da li je jednoindeksni model isuviše pojednostavljen, jer povezivanjem varijabiliteta hartije od vrednosti isključivo sa kretanjem opšteg indeksa tržišta, gube se važni odnosi koji postoje između hartija a koji su u Markowitz-evoj formulaciji prikazani kao nezavisno određene kovarijanse između svakog para hartija od vrednosti.⁵³

⁵¹ Izvor: Ross, S. A., Westerfield, R. V., Jaffe, J. (2003): *Corporate Finance*, New York, McGraw Hill, 270.

⁵² Izvor: Cohen, K. J., Pogue, J. A. (1967): An Empirical Evaluation of Alternative Portfolio-Selection Models, *The Journal of Business*, Vol. 40, No. 2, 166-193.

⁵³ Ukoliko je kovarijansa između reziduala stopa prinosa pozitivna, stvarna rezidualna varijansa i stvarna ukupna varijansa su veće od varijansi dobijenih primenom jednoindeksnog modela (potcenjenost varijanse); a ako je kovarijansa između reziduala stope prinosa negativna, stvarna rezidualna varijansa portfolia i stvarna ukupna varijansa portfolia su manje od varijanse dobijene jednoindeksnim modelom (precenjenost varijanse). Izvor: Šoškić, B. D. (2006): *Hartije od vrednosti – Upravljanje portfoliom i investicioni fondovi*, Ekonomski fakultet, Beograd, 182.

Iz navedenog razloga se korišćenjem jednoindeksnog modela ne generišu stvarno efikasni portfoliji. Jednoindeksni model se efikasno primenjuje samo kada je stepen korelacije između reziduala nizak. Razlika između dva ekstremna modela po pitanju složenosti, relativno rigoroznog Markowitz-evog tradicionalnog modela, i veoma pojednostavljenog jednoindeksnog modela, podstakla je brojne autore da razmotre i predlože alternativne modele. Smisao ovih modela je da se zadrži kovarijanski odnos efikasnije nego što je predloženo jednoindeksnim modelom, ali da se istovremeno, smanji broj potrebnih izračunavanja u odnosu na opšti Markowitz-ev pristup.

U **višeindeksnom modelu**, umesto korišćenja samo jednog opšteg indeksa tržišta, koristi se veći broj parametara, indeksa koji objašnjavaju sistemski varijabilitet stopa prinosa individualne hartije od vrednosti i portfolia. Osnovni uslov je da između odabranih indeksa ne postoji korelaciona veza. U slučaju dvofaktorskog modela, stope prinosa tržišta i drugog referentnog faktora (neočekivane stope rasta BDP-a, neočekivane stope rasta inflacije, itd.), stopa prinosa i-te hartije od vrednosti – r_i se izračunava na sledeći način:

$$r_i = \alpha_i + \beta_{Mi} r_M + \beta_{Fi} r_F + e_i \quad (2.48)$$

pri čemu su: α_i – jedinstveni očekivani prinos i-te akcije (odsečak na ordinati), β_{Mi} – osetljivost stope prinosa akcije prema stopi prinosa tržišnog portfolia, r_M – stopa prinosa tržišnog portfolija u periodu t , β_{Fi} – odnos stope prinosa i-te akcije prema neočekivanoj stopi rasta BDP-a, r_F – neočekivana stopa rasta BDP-a u periodu t , e_i – rezidual kao vertikalno odstupanje od karakteristične ravni hartije od vrednosti kao razlika stvarne i prognozirane stope rasta BDP-a.

Ukupna varijansa portfolia – σ_p^2 je jednaka zbiru komponenti sistemskog (β_{Mp}^2 – beta koeficijent portfolia u odnosu na prvi indeks, σ_M^2 – varijansa tržišnog portfolia, β_{Fp}^2 – beta koeficijent portfolia u odnosu na drugi indeks, σ_F^2 – varijansa stope rasta društvenog proizvoda) i komponente nesistemskog rizika (rezidualne varijanse – σ_e^2):

$$\sigma_p^2 = \beta_{Mp}^2 \sigma_M^2 + \beta_{Fp}^2 \sigma_F^2 + \sigma_e^2 \quad (2.49)$$

Beta koeficijenti portfolia dobijaju se kao učešćem pojedine akcije ponderisana sredina beta koeficijenata pojedinih hartija od vrednosti iz sastava portfolia u odnosu na tržišni indeks (M i F).

$$\beta_{Mp} = \sum_{i=1}^n w_i \beta_{Mi} \quad (2.50)$$

$$\beta_{Fp} = \sum_{i=1}^n w_i \beta_{Fi} \quad (2.51)$$

Rezidualna varijansa portfolia se izračunava na identičan način kao u jednoindeksnom modelu, što je prikazano jednačinom 2.46.

Zamenom izraza za beta koeficijent i rezidualnu varijansu, varijansa portfolia u slučaju postojanja dva faktora se izračunava prema jednačini:

$$\sigma_p^2 = \left(\sum_{i=1}^n w_i \beta_{Mi} \right)^2 \sigma_M^2 + \left(\sum_{i=1}^n w_i \beta_{Fi} \right)^2 \sigma_F^2 + \sum_{i=1}^n w_i^2 \sigma_i^2 \quad (2.52)$$

Model pretpostavlja da odabrani indeksi u potpunosti objašnjavaju sistemski varijabilitet, pa su reziduali stopa prinosa akcija u portfoliu nekorelisani. Ukoliko to nije slučaj, znači da je izostavljen neki bitan uticaj na kretanje stope prinosa portfolia, pa se u model dodaju nedostajući parametri.

Indeksni modeli, iako manje precizni u odnosu na jednačinu varijanse portfolia prema standardnom Markowitz-evom modelu, izračunavaju efikasni skup pod pretpostavkom promenljivog makroekonomskog okruženja. Stoga je efikasan set konstruisan primenom indeksnog modela u skladu sa kratkoročno anticipiranim kretanjima ekonomskih faktora obuhvaćenih modelom.

2.2.2. Model vrednovanja kapitala (Capital Asset Pricing Model – CAPM)

Nakon predstavljanja osnovnih teorijskih postavki Markowitz-evog modela i modela koji pojednostavljaju izračunavanja neophodna u portfolio analizi, finansijski teoretičari pokušali su da odgovore na pitanje kako ponašanje investitora utiče na cenu finansijske aktive. Odgovor na fundamentalno pitanje moderne finansijske teorije kako se uspostavlja ravnoteža kretanja cena i rizika finansijske aktive na tržištu kapitala, i koje su ravnotežne cene pojedinačnih finansijskih instrumenata za dati nivo rizika, daje Teorija tržišta kapitala. W. Sharpe⁵⁴ i J. Lintner⁵⁵ formulisali su **Model vrednovanja kapitala** (engl. Capital asset pricing model – CAPM), koji polazeći od tržišnog portfolia, meri odnos rizika i prinosa finansijske aktive. Jednostavno rečeno, CAPM je oruđe analize povezanosti rizika i prinosa.

Kao i svaki drugi model, i CAPM predstavlja pojednostavljenu sliku realnosti, i polazi od nekoliko pretpostavki o ponašanju investitora i uslovima na tržištu kapitala:⁵⁶

- investitori ne mogu da utiču na cene svojim pojedinačnim transakcijama, što znači da na tržištu ima mnogo investitora, od kojih svaki raspolaže sredstvima koja su mala u poređenju sa ukupnim bogatstvom svih investitora. Ova pretpostavka je slična pretpostavci o savršenoj konkurenciji u mikroekonomiji;
- investitori razmatraju samo jedan period investiranja, isti za sve investitore;
- investitori stvaraju portfolie od skupa javno trgovanih i svima dostupnih instrumenata, kao što su akcije i obveznice, i mogu neograničeno davati i uzimati u zajam po bezrizičnoj stopi. Dakle, na tržištu kapitala postoji bezrizična aktiva, a investitori mogu da se po bezrizičnoj kamatnoj stopi zadužuju u neograničenim količinama;
- investitori ne plaćaju poreze na prinos niti transakcione troškove (provizije i naknade za uslugu) kada trguju hartijama od vrednosti. U takvim uslovima, investitorima nije važna razlika između prinosa od kapitalne dobiti i dividendi;

⁵⁴ Izvor: Sharpe, F. W. (1964): Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk, *Journal of Finance*, Vol. 19, No. 3, 425-442.

⁵⁵ Izvor: 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*, Vol. 47, No.1, 13-37.

⁵⁶ Izvor: Bodie, Z., Kane, A., Marcus, A. J. (2007): *Investments*, New York, McGraw Hill Inc, 205.

- investitori su neskloni riziku (nastaje da maksimiziraju očekivanu korisnost bogatstva na kraju investicionog perioda) i pokušavaju da izgrade portfolie na efikasnoj granici, tj. investitori su racionalni i teže optimalnom odnosu između rizika i prinosa;
- svi investitori analiziraju hartije od vrednosti na isti način i imaju isti pogled na svet ekonomije. Svi oni imaju iste procene o raspodeli verovatnoće budućih novčanih tokova kada ulažu u raspoložive hartije od vrednosti. To znači da, uz zadate cene hartija od vrednosti i bezrizičnu kamatnu stopu, svi investitori koriste iste očekivane prinose, standardne devijacije i korelacije u izgradnji efikasne granice i jedinstvenog optimalno rizičnog portfolia. Informacije su besplatne i podjednako, simultano dostupne svim investitorima, pa su očekivanja investitora na tržištu kapitala po pitanju stopa prinosa, rizika i korelacija homogena.

Model pretpostavlja da su tržišta kapitala u stanju ravnoteže, da su perfektna i efikasna. Tržišta su perfektna, jer ne postoje transakcioni troškovi, različita poreska opterećenja, inflacija i promene kamatnih stopa. Tržišta su efikasna u smislu da svaki investitor poseduje efikasan portfolio, pa je i njihova suma, koja predstavlja tržišni portfolio, efikasna. Sva finansijska aktiva je utrživa i perfektno deljiva.

Ukoliko svi investitori maksimiraju korisnost uz dati nivo rizika za identičan skup investicija, i u istom vremenskom periodu, oni moraju doći do identičnog optimalnog rizičnog portfolia, koji se naziva **tržišni portfolio**, a obuhvata sve aktive na tržištu. Prilagođavanje cena, koje zavisi od ponude i tražnje pojedinih hartija, omogućava da se u ravnoteži sve hartije nalaze u optimalnom rizičnom portfoliu. Svaki investitor sa averzijom prema riziku, prema CAPM, u zavisnosti od sklonosti prema riziku, bira svoj portfolio kao linearnu kombinaciju optimalnog rizičnog portfolia i bezrizične investicije. Držanjem tržišnog portfolia, investitor održava nivo rizika konstantnim, a kombinovanjem nerizične finansijske aktive nastoji da poveća prinos ukupnog portfolia. Investitorima koji preferiraju viši nivo rizika model dopušta da pozajme dodatni iznos sredstava po bezrizičnoj kamatnoj stopi. Prinos iznad bezrizične stope prinosa proporcionalan je regresionom koeficijentu prinosa individualne hartije i prinosa tržišnog portfolia, koji se naziva beta koeficijent.

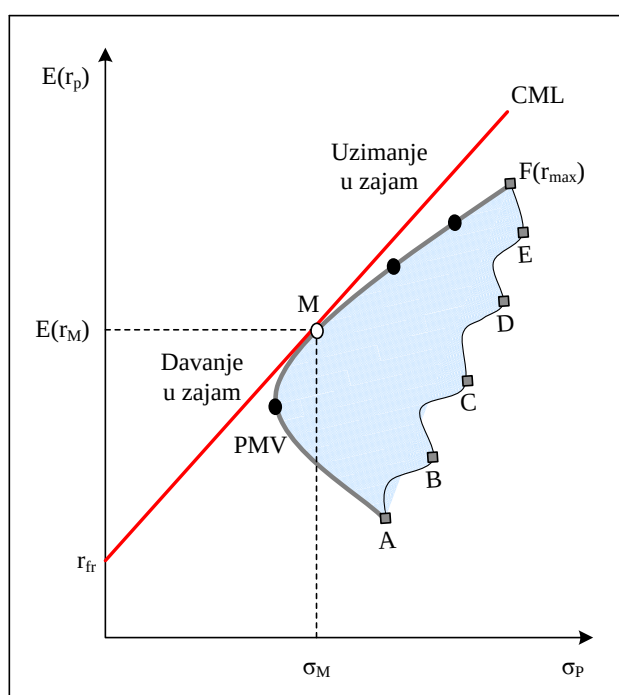
Videli smo da se rizik pojedinačne finansijske aktive izračunava se kao varijansa njenih prinosa, koja kao mera rizika ima smisla isključivo pod pretpostavkom postojanja normalnog rasporeda. U tom slučaju, ukupan rizik na tržištu kapitala delimo na dve komponente: nesistemski, specifičan rizik koji se može otkloniti diversifikacijom, i sistemski, odnosno rizik tržišta, koji predstavlja meru kovarijabilnosti prinosa pojedinačne akcije i privrede. Razlikovanje ove dve komponente ukupnog rizika omogućava nam da stopu prinosa finansijskog instrumenta razložimo na dva dela, kako je to i prikazano formulom 2.42. Ukupna stopa prinosa se sastoji od očekivane stope prinosa koja je pod uticajem sistemske komponente rizika, dok je rezidual stope prinosa pod uticajem komponente nesistemskog rizika.⁵⁷

⁵⁷ U formuli 2.42. očekivana vrednost stope prinosa tržišta predstavljena je stopom prinosa tržišnog portfolia, pa obrazac 2.42. predstavlja jednačinu Tržišne linije hartije od vrednosti, koja se dobija primenom metode najmanjih kvadrata. Vrednost reziduala stope prinosa pokazuje odstupanje stope prinosa aktive od očekivane vrednosti, odnosno linije regresije, pa je specifična za datu hartiju od vrednosti, i u portfoliu se, diversifikacijom, može svesti na nulu. Iz tog razloga, teorija tržišta kapitala se bavi odnosom prinosa i sistemskog rizika individualne hartije od vrednosti, odnosno portfolia.

Racionalni investitori neskloni riziku očekuju izvesnu premiju za preuzimanje višeg rizika: veći nivo rizika korespondira sa većim prinosom. CAPM predstavlja linearni, ravnotežni model prinosa na investicije koji objašnjava prinose iznad prinosa bezrizične aktive pomoću kovarijansi prinosa pojedinih investicija isključivo kroz kovarijanse sa celokupnim tržištem. Uvođenjem pozajmice bezrizične aktive u portfolio analizu, investitor svoje bogatstvo može da raspodeli između rizične aktive sa granice efikasnosti i bezrizične aktive. Takav linearni skup investicionih mogućnosti se naziva **Linija tržišta kapitala** (engl. Capital market line – CML) koji za datu situaciju predstavlja efikasan set. Ova linija definiše ravnotežni odnos ukupnog rizika i očekivanog prinosa investicionih alternativa koje stoje na raspolaganju investitorima, koji ulažu u tržišni portfolio i nerizičnu aktivu.

Nabig CML predstavlja prinos iznad nerizične investicije po jedinici preuzetog rizika i naziva se Sharpe-ov indeks, o čemu će biti reči u nastavku rada.⁵⁸ Pronalaženjem optimalne kombinacije značajno se pojednostavljuje problem portfolio selekcije, jer investitor isključivo odlučuje koliko će da investira, ili uzme u zajam bezrizične aktive, pod pretpostavkom o njenoj neograničenoj raspoloživosti.

U kontekstu CML, optimalan portfolio (M) je, od svih raspoloživih portfolioa rizičnih aktiva, najefikasniji u kombinaciji sa bezrizičnom aktivom.⁵⁹ Na ovaj način, CML investicione odluke deli u dva koraka: prvi, izbor optimalnog portfolioa rizične aktive, i drugi, izbor udela bezrizične aktive i portfolioa rizične aktive u zavisnosti od željenog nivoa rizika, što predstavlja osnovu Tobin-ove teoreme separacije.



Slika 2.13. Linija tržišta kapitala (Capital market line – CML)

⁵⁸ Poznato je da tržišni portfolio ima najveći Sharpe-ov indeks, pa se tržišni portfolio može odrediti i maksimiziranjem ovog indeksa za portfolioe sa efikasne granice.

⁵⁹ Izvor: Šoškić, B. D. (2006): *Hartije od vrednosti – Upravljanje portfolioom i investicioni fondovi*, Ekonomski fakultet, Beograd, 165.

Izbor određenog portfolia na CML zavisi od nesklonosti individualnog investitora prema riziku. Investitori sa većim stepenom nesklonosti prema riziku će u većoj meri ulagati u bezrizičnu aktivu, i obrnuto. Na osnovu slike 2.13. uočavaju se dve moguće situacije: a) kada investitor na raspolaganju ima neograničenu mogućnost uzimanja zajma, odnosno da negativno investira u bezrizičnu aktivu, da bi sredstva, veća od iznosa svog bogatstva, investirao u rizičnu aktivu. U ovom slučaju efikasna granica je udesno od tačke M; i b) kada je ograničena mogućnost uzimanja zajma, efikasna granica predstavlja odsečak od tačke r_{fr} do tačke M i proteže se na hiperbolu, dok deo linije udesno od tačke M predstavlja nedostižne portfolie. Da bi tržište bilo u stanju ravnoteže sva aktiva se mora nalaziti u portfolijima. Portfolio M, koji u određenom udelu svi investitori žele da imaju, sastoji se od svih akcija kojima se trguje srazmerno njihovoj tržišnoj kapitalizaciji, pa predstavlja tržišni portfolio. U situaciji postojanja bezrizične aktive, linija efikasnosti zajednička svim investitorima postaje prava linija, odnosno tržišna linija kapitala, koja linearno povezuje prinos i rizik efikasnih portfolia i koja se može prikazati sledećom jednačinom:

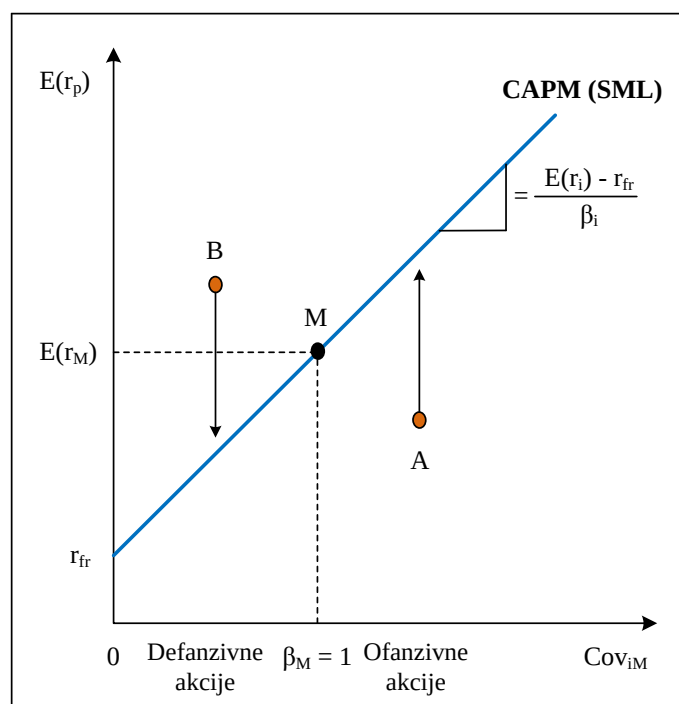
$$CML: r_p = r_{fr} + \left(\frac{r_M - r_{fr}}{\sigma_M} \right) \sigma_p \quad (2.53)$$

pri čemu je: r_p – stopa prinosa portfolia, r_{fr} – stopa prinosa bezrizične aktive, σ_p – standardna devijacija portfolia; r_M – stopa prinosa tržišnog portfolia, a σ_M – standardna devijacija tržišnog portfolia.

Ukupni prinos koji investitor očekuje od portfolia sastoji se od nagrade za čekanje i nagrade za podnošenje rizika (desni sabirak jednačine 2.53). Izraz u zagradi predstavlja nagib CML, koji se naziva **tržišna cena rizika**, i pokazuje koliki rast prinosa u procentima investitori očekuju za rast rizika od 1 posto. Jednačina 2.53. ukazuje da veći rizik portfolia znači i veći očekivani ukupni prinos. Kako se sistemski rizik ne može eliminisati diversifikacijom, investitori, prema CAPM, za sistemsku komponentu ukupnog rizika očekuju kompenzaciju u vidu stope prinosa. Prilikom konstruisanja portfolia investitori uzimaju u obzir očekivanu stopu prinosa i beta koeficijent.

S obzirom na to da investitori imaju averziju prema riziku, oni zahtevaju da prinos tržišnog portfolia bude veći od prinosa nerizične aktive: $r_M - r_{fr}$ što predstavlja **riziko premiju tržišnog portfolia** (engl. Market risk premium – RP_M). Ova riziko premija odgovara riziku držanja tržišnog portfolia. Riziko premija je jednaka proizvodu cene rizika i količine preuzetog rizika. Cena rizika je jednaka razlici očekivane stope prinosa tržišnog portfolia i prinosa bezrizične aktive, dok se količina rizika izražava beta koeficijentom. Beta koeficijent finansijskog instrumenta se izračunava kao količnik kovarijanse prinosa finansijskog instrumenta i prinosa tržišnog portfolia i varijanse tržišnog portfolia (jednačina 2.44). Beta koeficijent bezrizične aktive iznosi 0, a tržišnog portfolia 1. Korišćenjem beta koeficijenta, CAPM se može predstaviti izrazom 2.54. (jednačina očekivanog prinosa finansijskog instrumenta – i korigovanog rizikom tog instrumenta) i grafički opisati **Tržišnom linijom hartija od vrednosti** (engl. Security market line – SML), slika 2.14.

$$SML: r_i = r_{fr} + (r_M - r_{fr})\beta_i = R_{fr} + (RP_M)\beta_i \quad (2.54)$$



Slika 2.14. Tržišna linija hartija od vrednosti (Security market line – SML)

Ako se beta koeficijent izrazi preko koeficijenta korelacije:

$$\beta_i = \frac{\text{Cov}_{iM}}{\sigma_M^2} = \frac{\rho_{iM} \sigma_i \sigma_M}{\sigma_M^2} = \rho_{iM} \left(\frac{\sigma_i}{\sigma_M} \right), \text{ jednačina 2.54. postaje:}$$

$$r_i = r_{fr} + \left(\frac{r_M - r_{fr}}{\sigma_M} \right) \rho_{iM} \sigma_i \quad (2.55)$$

Desni razlomak jednačine 2.55. predstavlja tržišnu cenu rizika iz jednačine 2.53. Tržišna cena rizika je ugao CML, pa se jednačina CAPM, odnosno linija SML, poklapa sa CML, sa razlikom što se elementi riziko premije množe koeficijentom korelacije prinosa hartije i prinosa tržišnog portfolia. Drugim rečima, model CAPM izvire iz CML, ali se mereći kretanje cene hartije sa kretanjem tržišta u celini, ograničava samo na sistemski rizik. Svi portfoliji koji se nalaze na CML imaju perfektno korelisan odnos sa tržišnim portfoliom ($\rho_{iM} = 1$) pa se SML za takve portfolie svodi na CML. Dakle, portfoliji sastavljeni od bezrizične aktive i tržišnog portfolia imaju identične jednačine CML i SML.⁶⁰ Raspoložive hartije mogu se podeliti na defanzivne, na slici 2.14 akcija B, i agresivne, akcija A, na istoj slici. Defanzivne imaju malu ili negativnu kovarijansu stope prinosa sa stopom prinosa tržišnog portfolia, odnosno beta koeficijent manji od 1 ili negativan. Njihovim uključivanjem u strukturu portfolia smanjuje se ukupni rizik portfolia. Agresivne hartije imaju pozitivnu kovarijansu stope prinosa sa stopom prinosa tržišnog portfolia, odnosno beta koeficijent veći od 1. Kretanje cena ovih hartija naviše ili naniže je izrazitije od kretanja tržišta, pa se njihovim uključivanjem u portfolio, povećava ukupan rizik portfolia.

⁶⁰ Izvor: Šoškić, B. D. (2006): *Hartije od vrednosti – Upravljanje portfoliom i investicioni fondovi*, Ekonomski fakultet, Beograd, 167.

CAPM predstavlja okvir za ocenu relativne atraktivnosti hartije tako što procenjuje cenovni diferencijal u odnosu na tržišnu vrednost. Kada postoji cenovna ravnoteža, sve hartije se nalaze na liniji CAPM. Ako je hartija precenjena, poput akcije A na slici 2.14, beta koeficijent je visok za očekivanu stopu prinosa te hartije, pa se ona nalazi ispod linije CAPM. Međutim, ponuda i tražnja dovode hartije u stanje ravnoteže, odnosno dolazi do pada cene ove hartije do nivoa koji obezbeđuje višu očekivanu stopu prinosa (strelica naviše na slici 2.14) kojom se pokriva visoki sistemski rizik. Ukoliko je hartija potcenjena, kao što je to slučaj sa hartijom B na slici 2.14, beta koeficijent za očekivanu stopu prinosa te hartije je nizak, cena hartije raste smanjujući očekivanu stopu prinosa (strelica naniže na istoj slici), što navodi investitore da prodaju hartiju uprkos njenom niskom sistemskom riziku.

Osnovna prednost CAPM je njegova jednostavnost, zbog koje su ga, u analizi konkretnih problema, prihvatili brojni finansijski analitičari, ali i investitori. Međutim, debata o korisnosti modela je još uvek aktuelna. Naime, iako su rane empirijske analize pokazale da beta koeficijent relativno dobro predviđa prinos, posebno prinos portfolia običnih akcija, istraživanja stvarnih prinosa akcija otkrila su postojanje brojnih anomalija.

Prvi nedostatak poznat je kao efekat veličine. U sprovedenim empirijskim analizama uočeno je da obične akcije preduzeća sa malom tržišnom kapitalizacijom donose veće prinose u poređenju sa akcijama preduzeća sa visokom tržišnom kapitalizacijom. Pored toga, obične akcija sa niskim odnosom cena/zarada (P/E koeficijentom), i tržišne i knjigovodstvene vrednosti (P/B koeficijentom), ostvaruju bolje performanse nego akcije sa visokim vrednostima ovih pokazatelja. Treća anomalija se odnosi na januarski efekat, odnosno činjenicu da se više stope prinosa ostvaruju ako se obične akcije drže od decembra do januara, nego u bilo kom drugom periodu slične dužine. Takođe, istraživanja su pokazala da su tokom određenih perioda obveznice imale više stope prinosa od akcija, a 1980-ih godina akcije sa niskim beta koeficijentom su imale više stope prinosa od akcija sa visokim beta koeficijentom.⁶¹

Brojni autori smatraju da su najveća ograničenja CAPM upravo pretpostavke na kojima se model zasniva, pa su istraživali na koji način bi njihovo izostavljanje uticalo na model. Sa aspekta praktične primene, posebno se ističe Black-ov Zero-beta model koji isključuje pretpostavku o postojanju bezrizične aktive i predlaže zauzimanje kratke pozicije u rizičnoj aktivnosti, i Brennan-ov model koji uključuje poreze.⁶² Smatra se i da pretpostavka o perfektnom tržištu kapitala, na kome nema transakcionih troškova i poreza, besplatne i podjednake dostupnosti informacija svim ekonomskim akterima, nije realna, jer su transakcioni troškovi od posebnog značaja u određivanju performansi investicije, i mogu značajno smanjiti, ili čak prevagnuti nad očekivanom vrednošću investicije.

Međutim, praktična korisnost teorije tržišta kapitala i na njoj baziranog modela CAPM se ne može ocenjivati analizom njenih pretpostavki, već sa aspekta uspešnosti predviđanja stope prinosa hartija od vrednosti koje se analiziraju radi njihovog uključivanja u portfolio.

⁶¹ Izvor: Pavlović, M., Muminović, S. (2005): Izazovi CAPM modela, *Finansije – časopis za teoriju i praksu finansija*, Beograd, No. 1-6, 126- 144.

⁶² O modifikovanim verzijama CAPM videti u: Amenc, N., Sourd, V. (2003): *Portfolio Theory and Performance Analysis*, New Jersey, John Wiley & Sons Inc, 109.

Fama i French su rezultatima sprovedenih studija doveli u pitanje validnost modela CAPM. U istraživanju koje su sprovodili u periodu od 1963. do 1990. godine analizirali su odnos između prinosa običnih akcija i tržišne kapitalizacije preduzeća emitenta, odnos tržišne i knjigovodstvene vrednosti i beta koeficijenata na američkim tržištima akcija NYSE, AMEX i NASDAQ.⁶³ Rezultati ove studije doveli su u pitanje sposobnost CAPM da objasni stope prinosa na obične akcije. Empirijskim istraživanjem su utvrdili da je beta, kao jedina varijabla koja objašnjava prinos, nepouzdana. Njihova analiza je ustanovila da su faktori rizika: tržišna vrednost preduzeća (veličina), kao i odnos tržišne i knjigovodstvene vrednosti, kao varijable, bolji indikatori prosečnih prinosa na akcije od bete. Dakle, oni su tržišnu vrednost prinosa objasnili sa dve varijable zasnovane na tržišnoj vrednosti. U svojoj analizi, oni se nisu toliko fokusirali na rizik, koliko na ostvarene prinose, pa iako se smatra da beta nije dobar indikator prinosa, ona je adekvatna mera rizika.

U prvoj studiji, objavljenoj 1992. godine, Fama i French su postavili hipotezu da SML ima tri faktora:

- beta koeficijent akcije iz modela CAPM (koji meri tržišni rizik akcije),
- veličina kompanije koja se meri tržišnom vrednošću akcijskog kapitala (engl. Market value of equity – MVE). Ako se pretpostavi da su manje kompanije rizičnije od velikih, očekuje se da akcije malih kompanija imaju veći prinos,
- odnos knjigovodstvene prema tržišnoj vrednosti (engl. Book-to-market ratio – B/M ratio). Viši B/M ratio ukazuje na optimistična očekivanja investitora u pogledu budućnosti akcija emitenta. Fama i French su pokazali da su akcije malih kompanija i preduzeća sa visokim B/M raciom osetljivije na promene u poslovnim prilikama, i stoga imaju veće očekivane stope prinosa od prosečnih akcija. Rezultati ovog istraživanja nisu utvrdili korelisanost beta koeficijenata i prinosa. I suprotno, ako je knjigovodstvena vrednost veća od tržišne vrednosti, investitori imaju pesimistična očekivanja po pitanju kretanja cena akcije u budućnosti, i verovatno će ratio analiza otkriti da kompanija ostvaruje lošije operativne performanse, ili da ima finansijske neprilike. Drugim rečima, akcije sa višim B/M raciom su rizičnije, i stoga investitori zahtevaju viši očekivani prinos kako bi investirali u takve akcije.

Dakle, prilikom objašnjavanja prosečnih prinosa, Fama i French su tržišnom indeksu dodali faktore veličine kompanije i odnos knjigovodstvene prema tržišnoj vrednosti. Prilikom testiranja polazne hipoteze, Fama i French su utvrdili da su male kompanije i kompanije sa visokim B/M raciom imale više prinose u odnosu na prosečne akcije. Ono što je bilo potpuno iznenađujuće je činjenica da nisu uspeali da pronađu odnos između beta koeficijenta i prinosa: akcije sa višim beta koeficijentom nisu imale prinose veće od prosečnog prinosa, a akcije sa manjim beta koeficijentom nisu imale prinose niže od prosečnog prinosa. Sprovedena analiza bila je osnov za kreiranje trofaktorskog Fama-French modela, široko prihvaćenog u akademskim krugovima, ali još uvek slabo poznatog kod investitora i analitičara u praksi.⁶⁴

⁶³ Izvor: Fama E. F., French K. R. (1992): The Cross – Section of Expected Stock Returns, *Journal of Finance*, Vol. 47, 427-465 i Fama E. F., French K. R. (1993): Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds, *Journal of Financial Economics*, Vol.33, 3-56.

⁶⁴ Više o Trofaktorskom Fama-French modelu pogledati u članku: Fama E. F., French, K. R. (1993): Common Risk Factors in the Returns on Stock and Bonds, *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, 3-56.

U trofaktorskom Fama-French modelu, prvi faktor je kao i u modelu CAPM premija tržišnog rizika ($r_M - r_{fr}$). Prilikom utvrđivanja drugog faktora, oni su rangirali sve aktivno trgovane akcije prema veličini i razvrstali ih u dva portfolia: portfolio sastavljen od akcija malih i portfolio sastavljen od akcija velikih kompanija. Izračunali su prinose oba portfolia, a zatim kreirali treći portfolio oduzimanjem prinosa velikih kompanija od prinosa malih (engl. Small size minus big size – SMB portfolio). Namena ovog SMB portfolia je da izmeri varijaciju prinosa akcije uzrokovanu efektom veličine. Prilikom utvrđivanja trećeg faktora, rangirali su sve akcije prema B/M raciju, tako što su 30 % akcija sa najvišim B/M raciom uvrstili u portfolio H (engl. High B/M ratios), 30 % akcija sa najnižim B/M raciom uvrstili u portfolio L (engl. Low B/M ratios), a zatim oduzeli prinos portfolia L od prinosa portfolia H i dobili HML portfolio (engl. High B/M minus low B/M ratio). Jednačina trofaktorskog Fama-French modela:

$$(r_i - r_{fr}) = \alpha_i + \beta_i(r_M - r_{fr}) + c_i(r_{SMB}) + d_i(r_{HML}) + e_i \quad (2.56)$$

Pri čemu je: r_i – stopa realizovanog prinosa i-te akcije, r_{fr} – stopa realizovanog prinosa bezrizične aktive, r_M – stopa realizovanog prinosa tržišta, r_{SMB} – stopa realizovanog prinosa razlike prinosa portfolia akcija malih i velikih kompanija, r_{HML} – stopa realizovanog prinosa razlike portfolia sa visokim B/M raciom i niskim B/M raciom, α_i – presek vertikalne ose za i-tu akciju, β_i , c_i i d_i – koeficijenti nagiba za i-tu akciju, e_i – slučajna greška koja opisuje razliku između stvarnog prinosa i-te akcije u datom periodu i prinosa predviđenog linijom regresije. Prema Fama-French trofaktorskom modelu zahtevani prinos akcije u verziji SML može se prikazati jednačinom:

$$r_i = r_{fr} + \alpha_i + \beta_i(r_M - r_{fr}) + c_i(r_{SMB}) + d_i(r_{HML}) \quad (2.57)$$

Pri čemu je: $r_M - r_{fr}$ – premija tržišnog rizika, r_{SMB} – premija za faktor veličine, r_{HML} – premija za faktor B/M. Potrebno je istaći da postoje i studije koje su došle do potpuno suprotnih rezultata i zaključaka,⁶⁵ ali i one koje ističu da razlike u beta koeficijentima odgovaraju razlikama u prinosima tokom posmatranog perioda.⁶⁶

⁶⁵ Izvor: Brigham, E. F., Ehrhardt, M. C. (2008): *Financial Management: Theory and Practice*, 12th ed, Thomson South-Western Learning, Inc, 269-270.

Videti rezultate studija da veličina nema uticaja na prinose i da B/M efekat nije uzrokovan rizikom: Knez, P. J., Ready, M. J. (1997): On the Robustness of Size and Book-to-Market in the Cross-Sectional Regressions, *Journal of Finance*, 1355-138. Kim, D. (1997): A Reexamination of Firm Size, Book-to-Market, and Earnings Price in the Cross-Section of Expected Stock Returns, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 463-489. Shumway, T., Warther, V. A. (1999): The Delisting Bias in CRSP Nasdaq Data and Its Implications for the Size Effect, *Journal of Finance*, 2361-2379. Loughran, T. (1997): Book-to-Market Across Firm Size, Exchange and Seasonality: Is There an Effect?, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 249-268.

Pored toga, pokazano je da ako se kompozicija aktive kompanije menja tokom vremena kao miks fizičke aktive i prilika za rast to može naizgled delovati kao efekat veličine i B/M efekat. Čak i ako su prinosi akcije u skladu sa CAPM, promena u strukturi aktive dovodi do promene beta koeficijenta tokom vremena tako da to može izgledati kao efekat veličine i B/M efekat. Berk, J. B., Green, R. C., Naik, V. (1999): Optimal Investment, Growth Options, and Security Returns, *Journal of Finance*, 1553-1608.

⁶⁶ Izvor: Amihud, Y., Christensen, B., Mendelson, H. (1992): Further Evidence on the Risk-Return Relationship, Working Paper, New York University; Kothari, S. P., Shanken, J. (1995): In the Defense of Beta, *Journal of Applied Corporate Finance*, Vol. 8 (1), 53-58.

Uprkos brojnim ograničenjima, CAPM se, u nedostatku boljeg modela, koristi kao praktičan vodič za određivanje rizika i predviđanje očekivanog prinosa, zatim kao opšti okvir za razumevanje sistemskog rizika, diversifikacije i riziko premije. U kontekstu sprovedenog istraživanja u ovoj doktorskoj disertaciji, bilo je neophodno predstaviti teorijske postavke CAPM koje su poslužile kao osnova razvijanja indikatora performansi portfolia, (Sharpe-ov indeks nastao iz Linije tržišta kapitala, Treynor-ov indeks i Jensen-ov indeks performansi nastali iz Modela vrednovanja kapitala), korišćenih prilikom testiranja postupka optimizacije portfolia i evaluacije njegovih performansi, ali i za bolje razumevanje predstavljenih rezultata empirijskog istraživanja.

2.2.3. Teorija arbitražnog vrednovanja (APT – Arbitrage Pricing Theory)

Drugi model utvrđivanja cena rizika finansijskih instrumenata je **Teorija arbitražnog vrednovanja** (engl. Arbitrage pricing theory – APT), koju je 1976. godine predložio američki ekonomista S. Ross.⁶⁷ Model APT se zasniva na manjem broju pretpostavki o preferencijama investitora u odnosu na model CAPM. Osnovna pretpostavka modela je činjenica da će svaki investitor, kada ima mogućnost da poveća prinos svog portfolia bez povećanja rizika, to i učiniti. Mehanizam takvog delovanja uključuje korišćenje arbitražnog portfolia.⁶⁸ Arbitraža predstavlja postupak korišćenja pogrešno utvrđenih cena dve ili više hartija od vrednosti u cilju ostvarivanja bezrizičnog profita. Na primer, ukoliko jedna hartija ima dve različite cene na dva tržišta, duga pozicija na jeftinijem tržištu finansirana kratkom pozicijom na skupljem tržištu ima za rezultat siguran profit. Kako investitori uporno primenjuju ovu strategiju, cene se ponovo dovode na isti nivo, tako da prilike za arbitražu nestaju isto onako brzo kao što su se i pojavile.⁶⁹ APT pretpostavlja da na tržištima kapitala koja dobro funkcionišu ne postoje prilike za arbitražu, jer narušavanje cenovne ravnoteže dovodi do pritiska da se ravnoteža ponovo uspostavi. Priroda arbitraže je jasna kada se govori o različitim cenama hartije, ali spremna arbitražna mogućnost može obuhvatiti i slične hartije ili portfolia. Ta sličnost može biti definisana i izlaganjem prožimajućim faktorima koji utiču na cenu hartije (na primer, stopa rasta industrijske proizvodnje, stopa očekivane i neočekivane inflacije, spread između dugoročnih i kratkoročnih kamatnih stopa, spread između nisko i visokorizičnih korporativnih obveznica, stopa rasta agregatne potrošnje privrede, stopa prinosa u odnosu na tržišni indeks, i sl), za razliku od CAPM koji spaja sve makroekonomske rizike u jednom faktoru, kao što je prinos na tržišni protfolio. Između ostalog, to je još jedan razlog zašto se model APT smatra arbitrnim. APT koristi faktorske modele u opisivanju prinosa pojedinačnih hartija od vrednosti, ali zaključak ove teorije proizilazi iz razmatranja visoko diversifikovanih portfolia kod kojih se rezidualni rizik zanemaruje. Model faktora ukazuje na to da će se hartije od vrednosti ili portfoliji, sa istom faktorskom osetljivošću, ponašati na isti način osim kada postoji nefaktorski rizik. Stoga bi hartije od vrednosti ili portfoliji s istom osetljivošću na određeni faktor morali da nude iste očekivane stope prinosa, jer bi se u suprotnom pojavila spremna arbitražna mogućnost. Investitori će iskoristiti prednosti tih mogućnosti, uzrokujući njihovu eliminaciju.

⁶⁷ Izvor: Ross, S. A. (1976): The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing, *Journal of Economic Theory*, No. 3, 341-360.

⁶⁸ Izvor: Chamberlain, G., Rothschild, M. (1998): Arbitrage, Factor Structure and Mean-Variance Analysis on Large Asset Markets, *Econometrica*, No. 5, 1281-1304.

⁶⁹ Izvor: Bodie, Z., Kane, A., Marcus, A. J. (2007): *Investments*, New York, McGraw Hill Inc, 227.

Osnovu APT modela čini pretpostavka da prinos finansijskog instrumenta zavisi od dve grupe faktora: sistemskog rizika (koji se ne može otkloniti diversifikacijom, koji proističe iz delovanja makroekonomskih varijabli – faktora) i specifičnih uslova karakterističnih za svakog ekonomskog subjekta.

Iz izraza 2.54, vidimo da SML zapravo govori o tome da je zahtevani prinos akcije jednak bezrizičnoj stopi prinosa plus tržišnoj premiji rizika i proizvoda beta koeficijenta akcije. Po pretpostavkom ravnoteže na tržištu akcija, zahtevani prinos jednak je očekivanom prinosu:

$$\hat{r}_i = r_i = r_{fr} + (r_M - r_{fr})\beta_i \quad (2.58)$$

Istorijski realizovani prinos – $\bar{r}_i$, koji se razlikuje od očekivanog može se izraziti na sledeći način:

$$\bar{r}_i = \hat{r}_i + (\bar{r}_M - \hat{r}_M)\beta_i + e_i \quad (2.59)$$

Na osnovu prethodne jednačine vidimo da je realizovani prinos – $\bar{r}_i$ jednak zbiru: očekivanog prinosa – $\hat{r}_i$, pozitivne ili negative razlike inkrementa $(\bar{r}_M - \hat{r}_M)\beta_i$, koji zavisi od beta koeficijenta akcije i činjenice da li je tržište ostvarilo rezultat bolji ili lošiji od očekivanog, i slučajne greške – e_i .

S druge strane, realizovani prinos tržišta – $\bar{r}_M$ je determinisan brojnim faktorima (na primer, stopa rasta BDP-a, stopa inflacije, spread između dugoročnih i kratkoročnih kamatnih stopa i dr). Ovi fundamentalni faktori utiču različito na različite grupe akcija, te umesto da se prinos akcije određuje kao funkcija jednog faktora (tržišnog prinosa), investitor može odrediti zahtevani i realizovani prinos individualne akcije kao funkciju brojnih fundamentalnih ekonomskih faktora, čime se jednačina 2.59. transformiše u jednačinu 2.60:

$$\bar{r}_i = \hat{r}_i + (\bar{F}_1 - \hat{F}_1)\beta_{i1} + \dots + (\bar{F}_j - \hat{F}_j)\beta_{ij} + e_i \quad (2.60)$$

Pri čemu je: $\bar{r}_i$ – realizovana stopa prinosa i-te akcije, $\hat{r}_i$ – očekivana stopa prinosa i-te akcije, $\bar{F}_j$ – realizovana vrednost j-tog ekonomskog faktora, $\hat{F}_j$ – očekivana vrednost j-tog ekonomskog faktora, β_{ij} – osetljivost i-te akcije na ekonomski faktor j, e_i – efekat jedinstvenog događaja na realizovani prinos i-te akcije. Jednačina 2.60. pokazuje da je realizovani prinos akcije jednak zbiru očekivanog prinosa akcije, povećanju ili smanjenju koje zavisi od neočekivanih promena fundamentalnih ekonomskih faktora pomnoženih senzitivnošću akcije na te promene, i slučajnog elementa koji odražava promene jedinstvene za preduzeće emitenta akcije. Izvesne akcije ili grupe akcija su u najvećoj meri osetljive na faktor 1, druge na faktor 2, itd, a prinos portfolia zavisi od tih različitih fundamentalnih faktora. Investitor može da formira portfolio tako da je on bezrizičan i da neto investicija iznosi nula (neke akcije investitor prodaje na kratko, a druge kupuje za dugu poziciju).

Takav nulti investicioni portfolio mora da ima nulti očekivani prinos, ili će doći do arbitražnih prilika koje će cene aktive promeniti sve dok se prinos portfolia ne svede na nulu. APT-ov ekvivalent SML u CAPM modelu predstavljen je jednačinom:

$$r_i = r_{fr} + (r_1 - r_{fr})\beta_{i1} + \dots + (r_j - r_{fr})\beta_{ij} \quad (2.61)$$

gde je: r_j – zahtevana stopa prinosa na portfolio koji je osetljiv samo na j -ti ekonomski faktor ($\beta_{pj} = 1$) i koji ima osetljivost jednaku nula prema svim ostalim faktorima. Na primer, $(r_2 - r_{fr})$ je riziko premija na portfolio sa $\beta_{p2} = 1$, a za ostale faktor $\beta_{pj} = 0$. Vidimo da je jednačina 2.61. identična obliku jednačine SML, uz razliku što omogućava posmatranje zahtevanog prinosa akcije kao funkcije višestrukih faktora.

Radi ilustrovanja koncepta APT autori Brigham i Ehrhardt koriste sledeći primer.⁷⁰ Polazna pretpostavka je da prinosi akcija zavise od tri faktora: inflacije, industrijske proizvodnje i agregatnog stepena averzije prema riziku (trošak podnošenja rizika koji predstavlja spred između prinosa na trezorske obveznice i niskorangirane obveznice). Pretpostavlja se da je bezrizična stopa prinosa 8 %. Zahtevana stopa prinosa iznosi 13 % na portfolio sa jediničnom osetljivošću na inflaciju ($\beta = 1$) i nultom osetljivošću na industrijsku proizvodnju i stepen averzije prema riziku. Zahtevana stopa prinosa iznosi 10 % na portfolio sa jediničnom osetljivošću na industrijsku proizvodnju ($\beta = 1$) i nultom osetljivošću na inflaciju i stepen averzije prema riziku. Zahtevana stopa prinosa iznosi 6 % na portfolio sa jediničnom osetljivošću na stepen averzije prema riziku i nultom osetljivošću na inflaciju i industrijsku proizvodnju. Predviđeno je da i -ta akcija ima koeficijente osetljivosti – β na faktore: inflacioni portfolio 0,9, portfolio industrijske proizvodnje 1,2 i portfolio troška podnošenja rizika -0,7. Zahtevani prinos akcije prema APT iznosi: $r_i = 8\% + (13\% - 8\%)0,9 + (10\% - 8\%)1,2 + (6\% - 8\%)(-0,7) = 16,3\%$. Ukoliko zahtevana stopa tržišnog prinosa iznosi 15 %, i -ta akcija ima CAPM $\beta = 1,1$, a zahtevana stopa prinosa, prema SML, iznosi: $r_i = 8\% + (15\% - 8\%)1,1 = 15,7\%$.

Osnovna teorijska prednost APT je što pretpostavlja uticaj većeg broja ekonomskih faktora na prinos individualne akcije, dok CAPM podrazumeva da je efekat svih faktora, osim onog jedinstvenog za preduzeće emitenta, obuhvaćen u jednoj meri, volatilnosti akcije u odnosu na tržišni portfolio. Osim toga, APT se zasniva na manjem broju polaznih pretpostavki u odnosu na CAPM, te je iz tog razloga APT opštija teorija. Na kraju, APT ne podrazumeva da svi investitori imaju tržišni portfolio, što je u skladu sa investicionom praksom. Osnovni nedostaci prisutni prilikom primene APT je što teorija nije precizirala koji su to relevantni ekonomski faktori koji determinišu prinos akcije, niti koliko takvih faktora ima. Rezultati empirijskih istraživanja pokazali su relevantnost tri ili četiri determinišuća faktora: inflacija, industrijska proizvodnja, spred između niskorangiranih i visokorangiranih obveznica i ročna struktura kamatnih stopa. Zagovornici APT procenjuju da i nije neophodno identifikovati sve relevantne faktore. U nastojanju da razviju APT parametre istraživači primenjuju statističke procedure poznate kao analiza faktora: analizu počinju sa stotinama, ponekad i hiljadama akcija, kreiraju nekoliko različitih portfolia čiji su prinosi međusobno slabo korelisani. Takvim pristupom, jedan od nepoznatih ekonomskih faktora u većoj meri utiče na jedan portfolio u odnosu na sve druge portfolie.

⁷⁰ Izvor: Brigham, E. F., Ehrhardt, M. C. (2008): *Financial Management: Theory and Practice*, 12th ed, Thomson South-Western Learning, Inc, 266.

Zahtevana stopa prinosa za svaki portfolio postaje procena za taj nepoznati ekonomski faktor (što je u jednačini 2.61. označeno r_j). Osetljivost prinosa svake individualne akcije na prinos tog portfolioa je faktorska senzitivnost (beta). Međutim, rezultate faktorske analize nije lako interpretirati, te ona ne pruža značajne uvide u ekonomske determinante rizika.⁷¹ Stoga, možemo da zaključimo da se APT slično kao i CAPM koristi kao benčmark za određivanje fer vrednosti stopa prinosa koje se koriste u kapitalnom budžetiranju za procenu isplativosti ulaganja, za evaluaciju hartija od vrednosti i ocenu performansi investicije.

2.3. MERE PERFORMANSI PORTFOLIA ZASNOVANE NA MODERNOJ PORTFOLIO TEORIJI

Evaluacija uspešnosti optimalnog portfolioa vrši se korišćenjem metoda korigovanja performansi za rizik uz korišćenje kriterijuma odnosa između srednjeg prinosa i varijanse. U nastavku rada prezentovane su mere performansi korigovane za rizik i ispitane su okolnosti u kojima je svaka od navedenih mera najpodobnija za korišćenje.

2.3.1. Tradicionalne mere performansi portfolioa korigovane rizikom

Sharpe-ov indeks je mera portfolio performansi koja ostvarene prinose koriguje za preuzeti rizik koristeći Liniju tržišta kapitala (engl. Capital market line – CML). Ovaj indeks meri višak prinosa u odnosu na stopu prinosa bezrizične finansijske aktive, odnosno riziko premiju (razliku prosečne stope prinosa portfolioa i kamatne stope na bezrizičnu aktivu u toku odabranog investicionog perioda) u poređenju sa ukupnim rizikom portfolioa izraženim preko njegove standardne devijacije.⁷²

Grafički, ovaj indeks meri ugao CML, odnosno ugao linije koja polazi od bezrizične kamatne stope i proteže se do određenog portfolioa (sa određenom prosečnom stopom prinosa i standardnom devijacijom). Što je ugao veći, veća je i efikasnost portfolioa. U stanju ravnoteže, Sharpe-ov indeks nekog portfolioa jednak je Sharpe-ovom indeksu tržišnog portfolioa.⁷³ Kod dobro diversifikovanog portfolioa, ovaj indeks je približno jednak Sharpe-ovom indeksu tržišnog portfolioa. Poređenjem Sharpe-ovih indeksa portfolioa i tržišnog portfolioa, menadžeri proveravaju da li je višak prinosa koji odbacuje neki portfolio dovoljno visok da pokrije dodatnu jedinicu preuzetog ukupnog rizika.

⁷¹ Izvor: Ibid, 267. poziva na radove: Bubnys, E. L. (1990): Simulating and Forecasting Utility Stock Returns: Arbitrage Pricing Theory vs. Capital Asset Pricing Model, *The Financial Review*, 1-23. Goldenberg, D. H., Robin, A. J., (1991): The Arbitrage Pricing Theory and Cost-of-Capital Estimation: The Case of Electric Utilities, *Journal of Financial Research*, 181-196. Robin, A. J, Shukla, R. (1991): The Magnitude of Pricing Errors in the Arbitrage Pricing Theory, *Journal of Financial Research*, 65-82.

⁷² Izvor: Sharpe, F. W. (1964): Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk, *Journal of Finance*, Vol. 19, No. 3, 425-442.

⁷³ Izvor: Sharpe, F. W. (1991): Capital Asset Prices with and without Negative Holding, *The Journal of Finance*, Vol. 46, No. 2, 489-509.

Sharpe-ov indeks pokazuje koliki očekivani prinos daje portfolio – r_p po jedinici preuzetog ukupnog rizika – σ_p . Što je indeks veći, to je veći očekivani prinos po jedinici preuzetog ukupnog rizika, i obrnuto,⁷⁴ a izračunava se prema obrascu:⁷⁵

$$S = \frac{r_p - r_{fr}}{\sigma_p} \quad (2.62)$$

S obzirom na to da Sharpe-ov indeks predstavlja meru ukupnog rizika, on omogućava ocenu performansi portfolia koji nisu sasvim diversifikovani, jer je nesistemska rizik uključen u ovaj indeks. Kao mera performansi pogodan je i za ocenu performansi portfolia koji predstavljaju celokupnu investiciju investitora.⁷⁶

Treynor-ov indeks proizilazi iz CAPM i predstavlja odnos riziko premije portfolia kao razlike prosečne stope prinosa portfolia i kamatne stope na bezrizičnu aktivu ostvarene tokom odabranog vremenskog perioda u odnosu na sistemski rizik portfolia, izraženog beta koeficijentom portfolia.⁷⁷ Poređenjem Treynor-ovog indeksa odabranog portfolia sa Treynor-ovim indeksom tržišnog portfolia, dobija se odgovor na pitanje da li je preuzeti sistemski rizik adekvatno nagrađen. Grafički, ovaj indeks meri ugao linije koja polazi od bezrizične kamatne stope do izvesnog portfolia određenog prosečnom stopom prinosa portfolia i beta koeficijentom, odnosno ugao Tržišne linije hartija od vrednosti (engl. Security market line – SML) koji je određen beta koeficijentom. Što je ugao SML veći, to je veći beta koeficijent, a time i izloženost portfolia sistemskom riziku. Dakle, Treynor-ov indeks pokazuje prosečan dodatni prinos po jedinici rizika, ali se umesto ukupnog rizika, koristi sistemski rizik, i izračunava se prema sledećoj jednačini:

$$T = \frac{r_p - r_{fr}}{\beta_p} \quad (2.63)$$

Kao mera performansi pogodan je za dobro diversifikovane portfolie, jer uzima u obzir isključivo komponentu sistemskog rizika.⁷⁸ Iz tog razloga se koristi prilikom ocene performanse portfolia koji čini deo ukupne finansijske aktive investitora, jer je u tom slučaju investitor izvršio diversifikaciju ukupne investicije, pa je zainteresovan za sistemski rizik portfolia.⁷⁹ Treynor-ov indeks, dakle, govori koliki očekivani prinos daje portfolio po jedinici preuzetog sistemskog rizika: što je indeks veći, veći je očekivani prinos po jedinici sistemskog rizika, i obrnuto. Najznačajniji nedostatak ovog indeksa je što njegova vrednost zavisi od izabranog referentnog indeksa, odnosno tržišnog portfolia.

⁷⁴ Izvor: Sharpe, F. W. (1967): Portfolio Analysis, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 2, No. 1, 76-84.

⁷⁵ Izvor: Sharpe, F. W. (1992): Asset Allocation: Management Style and Performance Measurement, *Journal of Portfolio Management*, Vol. 18, No. 2, 7-19.

⁷⁶ Izvor: Amenc, N., Sourd, V. (2003): *Portfolio Theory and Performance Analysis*, New Jersey, John Wiley & Sons Inc, 109.

⁷⁷ Izvor: Treynor, J. L. (1965): How to Rate Management of Investment Funds, *Harvard Business Review*, No. 44, 131-136.

⁷⁸ Izvor: Sharpe, W. F. (1963): A Simplified Model for Portfolio Analysis, *Management Science*, Vol. 9, No. 2, 277-293.

⁷⁹ Izvor: Treynor, J. L. (2007): *Treynor on Institutional Investing*, New Jersey, John Wiley & Sons Inc, 85.

Jensen-ov indeks predstavlja apsolutnu meru portfolio performansi i koristi se za izračunavanje prosečnog prinosa akcije ili portfolia ostvarenog iznad zahtevane stope prinosa utvrđene modelom CAPM. Ovaj indeks meri devijaciju portfolia od Tržišne linije finansijskog instrumenta.⁸⁰ Preciznije rečeno, meri sposobnost menadžera da predvidi buduću cenu akcije i veštinu dobre selekcije akcije.⁸¹

Grafički, Jensen-ov indeks predstavlja vertikalno odstupanje pozicije portfolija u odnosu na SML (veličinu premije u odnosu na SML). Jensen-ova mera pokazuje za koliko prosečni prinos portfolia premašuje prinos predviđen po CAPM-u, na osnovu beta koeficijenta portfolia i prosečnog prinosa tržišta, i izračunava se prema sledećoj jednačini:

$$\alpha_p = r_p - [r_{fr} + \beta_p (r_M - r_{fr})] \quad (2.64)$$

Ukoliko je $\alpha_p > 0$, portfolio menadžeri ostvaruju ekstra prinos, odnosno ostvarena stopa prinosa veća je od očekivane stope prinosa na osnovu rizika portfolia. Ako je $\alpha_p = 0$, portfolio ostvaruje prosečne performanse koje su u skladu sa očekivanim vrednostima prinosa baziranim na njegovom riziku. U slučaju kada je $\alpha_p < 0$, portfolio menadžeri ostvaruju inferiorne performanse i tada je realizovana stopa prinosa manja od očekivane na osnovu rizika portfolia.⁸²

Kao i Treynor-ov indeks, Jensen-ova mera uzima u obzir samo sistemski rizik, te nije pogodna za poređenje performansi portfolia različitog nivoa rizičnosti, jer je proporcionalna visini preuzetog rizika izraženog preko beta koeficijenta portfolia. Kao mera performansi pogodna je za ocenu performansi portfolia kojima se upravlja na sličan način, i koji imaju slične nivoe rizičnosti, odnosno beta koeficijente.

Jensen-ova mera je predmet brojnih kritika, jer zavisi od odabranog referentnog indeksa. Kada menadžeri koriste strategije tržišnog tajminga (engl. Market timing strategy) u kojima se beta koeficijenti akcija menjaju prema anticipiranim kretanjima tržišta, ova mera može uzeti negativnu vrednost, pa u tim situacijama ne predstavlja adekvatnu meru performansi menadžera. Ovaj indeks se ne preporučuje za poređenje performansi portfolia različitih nivoa rizika. U tu svrhu je bolje koristiti Black-Treynor indeks koji se dobija kao količnik Jensen-ovog indeksa performansi portfolia i beta koeficijenta portfolia.⁸³

⁸⁰ Izvor: Jensen, M. C. (1968): The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964, *Journal of Finance*, No. 23, 389-416.

⁸¹ Izvor: Knight, J., Satchell, S. (2002): *Performance Measurement in Finance – Firms, Funds and Managers*, Butterworth-Heinemann, 11.

⁸² Izvor: Jensen, M. C. (1969): Risk, the Pricing of Capital Assets and the Evaluation of Investment Performance, *Journal of Business*, No. 42, 167-247.

⁸³ Izvor: Amenc, N., Sourd, V. (2003): *Portfolio Theory and Performance Analysis*, New Jersey, John Wiley & Sons Inc, 110.

2.3.2. M^2 i T^2 mere performansi portfolia korigovane rizikom (Modigliani i Treynor na kvadrat)

M^2 (Modigliani na kvadrat) predstavlja varijantu Sharpe-ove mere koja se fokusira na ukupnu volatilnost kao meru rizika, a koju su razvili J. R. Graham i C. R. Harvey⁸⁴, zajedno sa L. Modigliani i F. Modigliani-em⁸⁵ (dobitnikom Nobelove nagrade za ekonomiju). Prilikom izračunavanja M^2 mere, razmatra se portfolio kojim se aktivno upravlja kombinovan sa pozicijom u kratkoročnim bezrizičnim državnim obveznicama, tako da korigovani portfolio – p^* ima jednaku rizičnost kao i tržišni indeks. Na primer, ako upravljani portfolio ima 1,5 puta veću standardnu devijaciju u odnosu na tržišni indeks, dve trećine korigovanog portfolia će biti uloženo u upravljani portfolio a jedna trećina u bezrizične obveznice. Na taj način, korigovani portfolio ima istu standardnu devijaciju kao i tržišni indeks (ukoliko bi korigovani portfolio imao nižu standardnu devijaciju od tržišnog indeksa, uvodi se leveridž, tako što investitor uzima zajam i ulaže sredstva u portfolio). Budući da tržišni indeks i korigovani portfolio – p^* imaju istu standardnu devijaciju, poređenje njihovih performansi se vrši upoređivanjem prinosa korigovanog portfolia – r_{p^*} i prinosa tržišnog indeksa – r_M , što predstavlja meru M^2 :

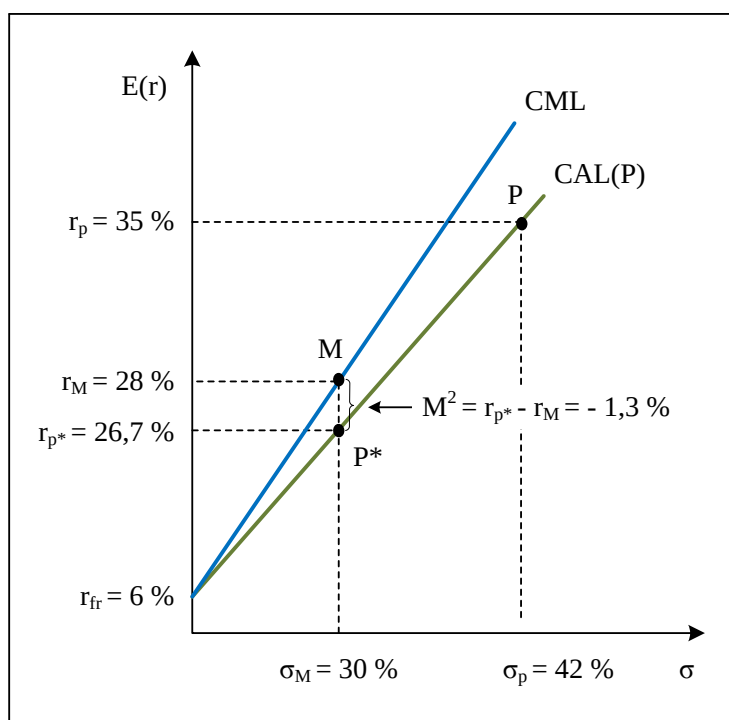
$$M^2 = r_{p^*} - r_M \quad (2.65)$$

Na primer, portfolio ima prosečan prinos $r_p = 35\%$ i standardnu devijaciju $\sigma_p = 42\%$, dok je prosečan prinos tržišta $r_M = 28\%$ a standardna devijacija tržišta $\sigma_M = 30\%$. Korigovani portfolio – p^* bio bi izgrađen kombinovanjem bezrizične kratkoročne državne obveznice i portfolia p , sa ponderima: $\frac{30}{42} = 0,714$ za portfolio p , i $1 - 0,714 = 0,286$ za bezrizični finansijski instrument ($r_{fr} = 6\%$). Prosečan prinos ovog korigovanog portfolia iznosio bi: $(0,286 \times 6\%) + (0,714 \times 35\%) = 26,7\%$. U ovom primeru, $M^2 = r_{p^*} - r_M = 26,7\% - 28\% = -1,3\%$. Grafički prikaz M^2 predstavljen je na slici 2.15. Investitor se kreće niz liniju alokacije kapitala koja odgovara portfoliu p – CAL(P) (kombinujući ga sa bezrizičnim finansijskim instrumentom) sve dok standardnu devijaciju korigovanog portfolia – σ_{p^*} ne izjednači sa standardnom devijacijom tržišnog indeksa – σ_M . Tada M^2 mera predstavlja vertikalnu razliku u očekivanim prinosisima korigovanog portfolia i tržišnog indeksa.⁸⁶ Budući da M^2 mera, kao i Sharpe-ova mera, obuhvata ukupan rizik (sistemski rizik i specifičan rizik) koristi se prilikom procene performansi upravljanja celokupnom aktivom nekog fonda. Ako je aktiva nekog fonda raspoređena i data na upravljanje većem broju specijalizovanih menadžera i time dobro diversifikovana, rezidualni specifični rizici kompanije u svakom od tih portfolia postaju nevažni zahvaljujući diversifikaciji po portfolijima, te je od važnosti samo rizik koji se ne može otkloniti diversifikacijom. U tom slučaju, korekcija prinosa za rizik zasniva se na beta koeficijentu i prikladnije je koristiti Treynor-ov indeks kao meru performansi.

⁸⁴ Izvor: Graham, J. R., Harvey, C. R. (1997): Grading the Performance of Market Timing Newsletter, *Financial Analysis Journal*, Vol 53, 54-66.

⁸⁵ Izvor: Modigliani, F., Modigliani, L. (1997): Risk-Adjusted Performance, *Journal of Portfolio Management*, 23(2), 45-54.

⁸⁶ Izvor: Bodie, Z., Kane, A., Marcus, A. J. (2007): *Investments*, New York, McGraw Hill, 578-579.



Slika 2.15. M^2 portfolia P⁸⁷

T^2 (Treynor na kvadrat) predstavlja varijantu Treynor-ove mere koja se koristi radi izražavanja razlike u performansama portfolia u pogledu stope prinosa. Da bismo razliku Treynor-ove mere za portfolio p i Treynor-ove mere za tržište izrazili na osnovu procentualnih prinosa, koristi se mera analogna meri M^2 , a koja se naziva T^2 . Najpre je potrebno konstruisati portfolio p^* kombinujući portfolio p i bezrizične finansijske instrumente kako bismo beta koeficijent izjednačili sa betom tržišta, odnosno 1,0.

U prethodnim izlaganjima videli smo da su i beta i dodatni prinos bezrizične kratkoročne državne obveznice jednaki nuli. Stoga, ako izgradimo portfolio p^* ulažući udeo ukupne investicije – w u portfolio p, a preostali udeo investicije $(1-w)$ u bezrizičnu kratkoročnu državnu obveznicu, dodatni prinos p^* će iznositi: $R_{p^*} = w \times R_p$, dok će beta koeficijent p^* iznositi: $\beta_{p^*} = w \times \beta_p$.

	Portfolio P	Portfolio Q	Tržište
Dodatni prinos $R = r - r_{fr}$	13 %	20 %	10 %
Beta	0,80	1,80	1,0
Alfa ⁸⁸	5 %	2 %	0
Treynor-ova mera	16,25	11,11	10

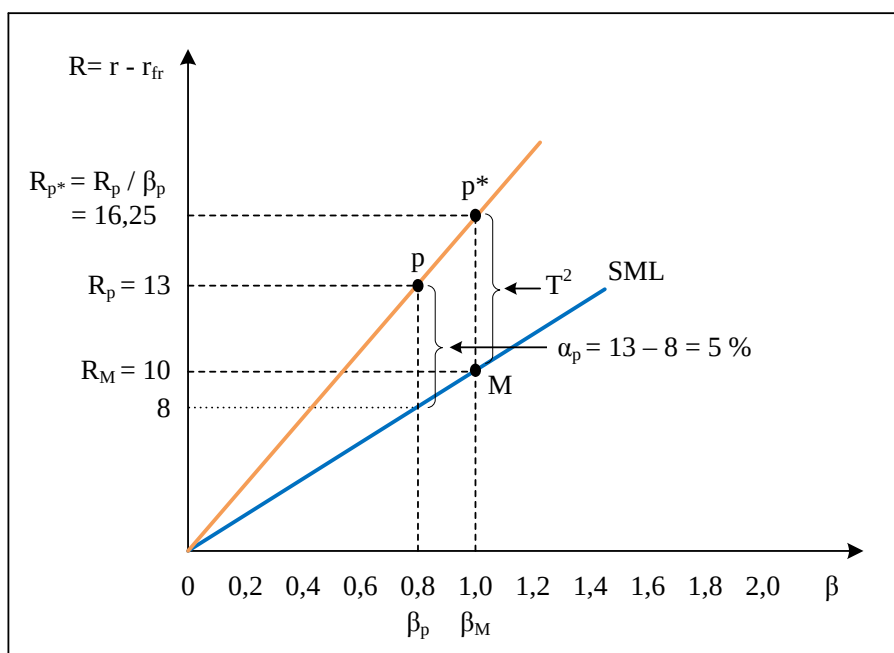
Tabela 2.3. Performanse portfolia⁸⁹

⁸⁷ Izvor: Ibid, 579.

⁸⁸ Alfa p = dodatni pinos – (beta x dodatni pinos tržišta) =
 $\alpha_p = (r_p - r_{fr}) - \beta_p (r_M - r_{fr}) = r_p - [r_{fr} + \beta_p (r_M - r_{fr})]$

⁸⁹ Izvor: Bodie, Z., Kane, A., Marcus, A. J. (2007): *Investments*, New York, McGraw Hill, 580.

Na osnovu podataka iz tabele 2.3. grafički prikaz T^2 mere portfolia p predstavljen je na slici 2.16.



Slika 2.16. T^2 portfolia p⁹⁰

Na slici 2.16. portfolio p* je pozicija u portfoliu p sa leveridžom koji ima istu betu kao i tržište $\beta_M = 1,0$. Mera T^2 predstavlja razliku u očekivanim prinosima pri ovoj zajedničkoj beti. Portfolio p* sa bilo kojim zahtevanim beta koeficijentom možemo izgraditi od portfolia p i bezrizičnih kratkoročnih državnih obveznica.

Ako investitor želi betu jednaku β_{p*} , postavi: $w = \frac{\beta_{p*}}{\beta_p}$, $R_{p*} = w \times R_p = \frac{\beta_{p*}}{\beta_p} \times R_p$.

Budući da je $\beta_M = 1,0$, β_{p*} biće jednaka β_M ako je: $w = \frac{\beta_M}{\beta_p} = \frac{1}{0,8}$.

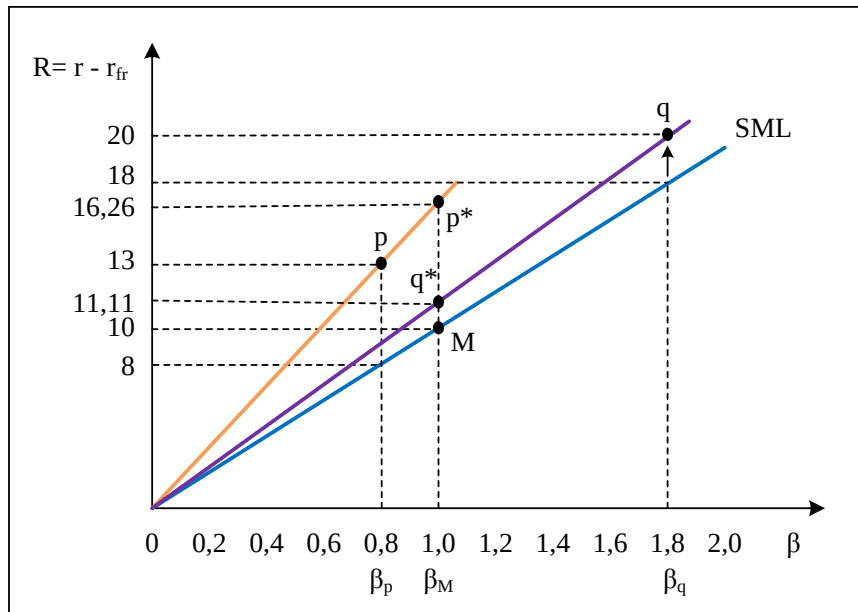
$$R_{p*} = w \times R_p = \frac{1}{\beta_p} \times R_p = \frac{1}{0,8} \times 13\% = 16,25\%.$$

Kada je $w > 0$, pozicija p* u portfoliu p je sa leveridžom (leveridž je neophodan da bi se β_{p*} izjednačila sa β_M , jer je $\beta_p < \beta_M$). R_{p*} je zapravo Treynor-ova mera portfolia p, to je dodatni prinos portfolia p podeljen betom. Portfolio p* je izgrađen tako da ima istu betu kao i tržište, pa je razlika između prinosa portfolia p* i tržišta validna mera relativnih performansi kada su investitori zainteresovani za komponentu sistemskog rizika. Analogno M^2 meri, T^2 meru definišemo kao:

$$T^2 = R_{p*} - R_M = \frac{R_p}{\beta_p} - R_M \quad (2.66)$$

$$\text{U datom primeru: } T_p^2 = \frac{R_p}{\beta_p} - R_M = \frac{13}{0,8} - 10 = 6,25\%.$$

⁹⁰ Izvor: Ibid, 581.



Slika 2.17. Poređenje T^2 portfolia p i portfolia q⁹¹

Da bi se izvršilo poređenje T^2 za dva portfolia, p i q, opisanih u tabeli 2.3, potrebno je izračunati $T_q^2 = \frac{R_q}{\beta_q} - R_M = \frac{20}{1,8} - 10 = 1,11\%$, što je za 5,14 % manje od T_p^2 . Na slici

2.17. prikazan je položaj portfolia p i q. Svi portfoliji na istoj liniji povučenoj iz tačke preseka osa (vertikalna osa meri dodatne prinose), imaju istu Treynor-ovu meru. Portfolio p je na strmijoj liniji jer ima višu Treynor-ovu meru. Zbog toga p* zauzima viši položaj od q* u odnosu na SML, a razlika između mera T^2 , duž p*q*, predstavlja razliku u stopa prinosa korigovanih za sistemski rizik.

⁹¹ Izvor: Ibid, 581.

3. IMPLEMENTACIJA MODERNE PORTFOLIO TEORIJE U INVESTICIONOJ PRAKSI: OGRANIČENJA PRIMENE I RAZVOJ ALTERNATIVNIH MODELA

3.1. Problemi praktične primene standardnog Markowitz-evog optimizacijskog algoritma

Problemi prilikom implementacije Markowitz-evog algoritma optimizacije portfolia u investicionoj praksi mogu se sažeti u nekoliko osnovnih tačaka:

- **Greške procene ulaznih parametara optimizacije:** rezultati brojnih empirijskih studija pokazali su da standardna Markowitz-eva procedura optimizacije portfolia često dovodi do finansijski suboptimalnih portfolia i relativno loše alokacije finansijskih sredstava. Kao osnovni problem Markowitz-eve optimizacije ove studije su ukazale na njenu tendenciju da maksimizira efekte grešaka procene ulaznih parametara (engl. Estimation risk), pa često portfolio sa jednakim vrednostima pondera ima superiornije performanse od portfolia konstituisanog dobijenog primenom Markowitz-evog postupka optimizacije. Autori ovih studija problem su definisali kao značajno veću sofisticiranost optimizirajućeg algoritma u odnosu na kvalitet ulaznih parametara, odnosno predviđanja. Najbitnije ograničenje modela se javlja usled pretpostavke da su svi ulazni podaci u postupku optimizacije 100 % tačni, što u praksi gotovo nikada nije slučaj. Osnovni problem je izbor ulaznih parametara, posebno kada je reč o procenama rizika i očekivanih prinosa koje u sebi sadrže greške predviđanja. Neki autori su model čak nazvali procedurom koja maksimizira greške ulaznih parametara.⁹²

Budući da ne postoje egzaktno procene očekivanih prinosa, varijansi i kovarijansi, procene su podložne greškama ocenjivanja. Optimizacijski algoritam dodeljuje prevelik ponder hartijama od vrednosti sa visokim očekivanim prinosom i negativnom korelacijom. Upravo su hartije od vrednosti navedenih karakteristika najpodložnije velikoj grešci ocene. Ovaj argument je kontradiktoran upravo iz razloga što kada investitori veruju da će se neka akcija pokazati kao uspešna, imaju razlog da daju visoku ocenu očekivanom prinosu te akcije, čime ta akcija, uvažavajući kovarijanse, dobija veći ponder u strukturi portfolia.

Rezultati empirijskog istraživanja korišćenjem Monte Carlo simulacije za tri akcije do kojih su došli Frankfurter, Phillips i Seagle 1971. godine, pokazuju da usled grešaka procene ulaznih parametara, portfoliji izabrani u skladu sa kriterijumima Markowitz-eve optimizacije nisu efikasniji od slučajno odabranih portfolia.⁹³

⁹² Izvor: Michaud, R. O. (1989): The Markowitz Optimization Enigma: Is Optimized Optimal, *Financial Analysis Journal*, Vol. 45, 31-42.

⁹³ Izvor: Frankfurter, G. M., Phillips, H. E., Seagle, J. P. (1971): Portfolio Selection: The Effects of Uncertain Means, Variances and Covariances, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 6, No. 5, 1251-1262.

Rezultati Frankfurter, Phillips i Seagle-ovog istraživanja potvrdili su pretpostavku da usled prisustva grešaka procene svaki inferioran portfolio može da dominira nad efikasnim portfolioom na istinskoj efikasnoj granici. Prema navedenom istraživanju, značaj grešaka je toliko veliki da dovodi u pitanje korisnost Markowitz-evog modela. Selekcija optimalnog portfolia za ulazne parametre iziskuje informacije o očekivanom prinosu svake hartije, o varijansama i kovarijansama sa prinosima drugih hartija od vrednosti. Međutim, u praksi su očekivani prinosi, varijansa i kovarijansa nepoznati, pa se moraju proceniti na osnovu dostupnih istorijskih podataka ili subjektivnih ocena. Prilikom korišćenja istorijskih podataka najčešći način procene očekivanog prinosa je korišćenje prosečne vrednosti istorijskih prinosa koja, prema nekim autorima, nije najbolja statistička mera očekivanog prinosa jer odbacuje multivarijanski karakter problema⁹⁴, pa se predlaže korišćenje složenijih metoda statističkog predviđanja.⁹⁵ Kada se vrši optimizacija portfolia korišćenjem istorijskih prinosa hartija, greška u predviđanju odabrani portfolio lišava željenih karakteristika. Ovo predstavlja problem koji je u literaturi poznat kao problem procene rizika u portfolio selekciji. Smatra se da praktičnu primenu portfolio analize ozbiljno ugrožavaju greške procene, posebno greške očekivanog prinosa; iako su varijanse i kovarijanse takođe neizvesne, smatra se da su one stabilnije tokom vremena.⁹⁶ Markowitz-eva optimizacija precenjuje pondere hartija od vrednosti koje imaju velike predviđene prinose, negativnu korelaciju i malu varijansu, a potcenjuje pondere hartija od vrednosti sa malim predviđenim prinosima, pozitivnom korelacijom i visokom varijansom. Upravo hartije sa navedenim karakteristikama imaju i najveću verovatnoću grešaka procene, pa se u praksi često postavljaju ograničenja na maksimalne iznose pondera.

Greške koje se javljaju prilikom procene očekivanih prinosa i standardne devijacije, navele su brojne autore da predlože alternativne mere za očekivane prinose i rizik. Umesto korišćenja varijanse brojni autori predlažu korišćenje nižih parcijalnih momenata (engl. Lower partial analysis). I sam Markowitz je 1991. godine, umesto varijanse kao mere varijabilnosti prinosa iznad i ispod srednje vrednosti, predložio polu-varijansu koja u proceni varijabilnosti koristi samo negativna odstupanja prinosa od srednje vrednosti, jer se sa stanovišta investitora pozitivno odstupanje prinosa od srednje vrednosti ne smatra rizikom.⁹⁷ Takođe, Konno i Yamazaki su predložili korišćenje apsolutne devijacije slučajnih varijabli (engl. Mean absolute deviation – MAD), čime se problem kvadratnog svodi na linearno programiranje. Prema njima, apsolutna devijacija slučajne varijable je očekivana apsolutna vrednost razlike između slučajne varijable i njene srednje vrednosti i predstavlja linearnu meru rizika konzistentnu sa stohastički dominantnim redom.⁹⁸ Pojedini autori naglašavaju razliku u značaju uticaja grešaka srednje vrednosti prinosa, varijanse i kovarijanse u zavisnosti od sklonosti investitora prema riziku.⁹⁹

⁹⁴ Izvor: Michaud, R. O. (1989): The Markowitz Optimization Enigma: Is Optimized Optimal, *Financial Analysis Journal*, Vol. 45, 31-42.

⁹⁵ Izvor: Jorion, P. (1986): Bayes-Stein Estimation for Portfolio Analysis, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 21, No. 3, 279-292.

⁹⁶ Izvor: Merton, R. C. (1980): On Estimating the Expected Return on the Market, *Journal of Financial Economics*, Vol. 8, 323-361.

⁹⁷ Izvor: Markowitz, H. M. (1991): Foundations of Portfolio Theory, *The Journal of Finance*, Vol. 46, No. 2, 469-477.

⁹⁸ Izvor: Konno, H., Yamazaki, H. (1991): Mean-absolute Deviation Portfolio Optimization Model and its Application to Tokyo Stock Market, *Management Science*, Vol. 37, No. 5, 519-531.

⁹⁹ Izvor: Chopra, V. K., Ziemba, W. T. (1993): The Effect of Errors in Means, Variances and Covariances on Optimal Portfolio Choice, *Journal of Portfolio Management*, Vol. 19, No. 2, 6.

Pri većoj toleranciji investitora prema riziku, greške u srednjoj vrednosti su značajnije od grešaka u varijansi i kovarijansi, dok je pri nižoj toleranciji prema riziku, relativni uticaj grešaka srednje vrednosti, varijanse i kovarijanse približan. Za investitora koji ima nisku toleranciju prema riziku, minimiziranje varijanse portfolia je važnije od povećanja očekivanog prinosa, pa je greška u srednjoj vrednosti od manjeg značaja nego greške u varijansi i kovarijansi.

Nezavisno od tolerancije prema riziku, smatra se da su najznačajnije greške srednje vrednosti, zatim greške u varijansi, dok greške u kovarijansama imaju najmanji uticaj na optimalnost portfolia. U svom izvornom obliku, portfolio analiza se sprovodi u dva koraka: u prvom se procenjuju momenti distribucije prinosa korišćenjem vremenskih serija istorijskih prinosa, dok se u drugom koraku, problem srednje vrednosti i varijanse rešava odvojeno uz pretpostavku da su procenjeni parametri prave vrednosti. Ovo izjednačavanje procenjenih sa stvarnim vrednostima parametara kritikovali su brojni autori, pobornici Bayes-ovog pristupa. Problem nepouzdanosti predviđanja inputa optimizacije može da se umanjuje korišćenjem Bayes-ovog statističkog okvira u kojem je očekivani prinos ponderisan prosekom istorijski procenjenih očekivanih prinosa svake akcije i istorijskih prosečnih prinosa svih akcija. Drugim rečima, do nivoa do kog se istorijska karakteristika neke hartije od vrednosti razlikuje od prosečne vrednosti svih hartija od vrednosti, ta razlika se pomera do prosečne vrednosti prinosa svih hartija od vrednosti korišćenjem Bayes-ovog faktora prilagođavanja. Bayes-ov statistički model dopušta spoljnu intervenciju na podacima radi dobijanja prihvatljivih rezultata. Empirijske studije utvrdile su da ovaj metod značajno smanjuje greške procene i poboljšava karakteristike prinosa i rizika odabranog portfolia.¹⁰⁰ Osnovna prednost korišćenja ovog modela je što investitorima dopušta da kombinuju informacije iz ranijeg perioda dobijene iz jednog ili više izvora sa prinosom uzorka, što je od posebnog značaja u situacijama kada investitori imaju informacije o uzorku hartija od vrednosti u obliku ograničenog broja podataka o prinosima (npr. mesečni prinosi za jednu godinu). To je situacija u kojoj informacije uzorka ne dominiraju nad ranijim informacijama u smislu verovatnoće, pa ranije informacije dodaju vrednost procesu investicionog odlučivanja. Stein-ove ocene koriste se u slučaju više slučajnih varijabli. Za razliku od srednje vrednosti kao procene očekivanog prinosa koja ignoriše informacije sadržane u drugim vremenskim serijama, Stein-ove ocene istovremeno koriste sve vremenske serije hartija od vrednosti i predstavljaju primer Bayes-ovog modela. Umesto srednje vrednosti, procene na osnovu Bayes-Stein-ovog modela dobijaju se „skupljanjem” srednje vrednosti pojedinih prinosa oko neke vrednosti (npr. srednje vrednosti svih akcija). Efekat greške procene za svu finansijsku aktivu sumira se u jednu funkciju gubitka, koja se zatim minimizira kao celina, a ne svaka komponenta zasebno.¹⁰¹ U uslovima kratkog vremenskog perioda trgovine hartijama od vrednosti, odnosno malog broja informacija o prinosima pojedinih hartija u prošlosti, čestim prekidima u trgovini pojedinim akcijama, velikom tržišnom riziku i učestalijih pojava ekstremnih prinosa na tržištima u nastajanju, primena Bajes-Stein-ove procene ulaznih parametara nije efikasna kao na razvijenim tržištima kapitala, pa se u empirijskom delu ovog rada, i pored pomenutih nedostataka, koriste srednje vrednosti istorijskih prinosa.¹⁰²

¹⁰⁰ Izvor: Frost, P. A., Savarino, J. E. (1986): An Empirical Bayes Approach to Efficient Portfolio Selection, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 21, No. 3, 293-305.

¹⁰¹ Izvor: Jorion, P. (1986): Bayes-Stein Estimation for Portfolio Analysis, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 21, No. 3, 279-292.

¹⁰² Izvor: Latković, M., Barac, Z. (1999): Optimizacija dioničkih portfolija na rubnim tržištima kapitala, Zavod za teorijsku fiziku, Sveučilište u Zagrebu.

- **Zapostavljanje faktora likvidnosti i nestabilnost portfolia:** Markowitz-eva optimizacija zapostavlja faktore koji su od fundamentalnog značaja u investicionom menadžmentu, poput faktora likvidnosti, odnosno procenta tržišne kapitalizacije kompanije zastupljene u posedovanim portfolijima. Uticaj likvidnosti na set efikasnih portfolia, pokazuje da u poređenju sa klasičnom efikasnom granicom, nametanje ograničenja likvidnosti, dovodi do manjeg povećanja prinosa i/ili manjeg smanjenja rizika. Model MV korišćen prilikom optimizacije portfolija često dovodi do problema nestabilnosti portfolia, kada minimalne promene u ulaznim veličinama dramatično menjaju strukturu portfolia. Udeli pojedinih hartija u portfoliu su izuzetno osetljivi na varijacije u pogledu ulaznih vrednosti očekivanog prinosa. Problem nestabilnosti se javlja kada statistički beznačajna promena u očekivanom prinosu jedne hartije od vrednosti generiše radikalno drugačiji portfolio, odnosno male promene u proceni ulaznih parametara dovode do velikih promena u rezultirajućim portfolio ponderima.¹⁰³ Uzrok opisane nestabilnosti je loša uslovljenost matrice kovarijansi, odnosno postojanje grešaka u samoj matrici kovarijansi, na primer usled nepotpunih istorijskih podataka. Markowitz-eva optimizacija podrazumeva inverziju matrice kovarijansi, a greške u matrici kovarijansi dovode do nestabilnih pondera. U portfoliu sa 50 akcija, broj varijansi koji treba da bude ocenjen je 50, a broj kovarijansi je 1.225. Vidimo da matrica kovarijansi ima više parametara za procenu i u vezi sa tim javljaju se dva problema: podaci često imaju outlier-e koji ozbiljno utiču na dobijenu matricu kovarijansi i sa tolikim brojem parametara za ocenu, potreban je veliki broj istorijskih opservacija prinosa iz prošlosti a karakteristike makroekonomskog okruženja mogu značajno da se promene tokom tako dugog vremenskog perioda (samim tim se smanjuju šanse da situacija na tržištu ostane nepromenjena). Ulazni parametri koji ne odražavaju finansijski značajna predviđanja ili koriste procene parametara na osnovu nedovoljnih istorijskih podataka dovode do nestabilnosti.¹⁰⁴

- **Odsustvo normalnog rasporeda distribucije prinosa:** korišćenje Markowitz-eve analize se bazira na pretpostavci o normalom rasporedu distribucije prinosa, odnosno pretpostavci da je funkcija korisnosti, funkcija prva dva momenta. U slučaju normalne distribucije postoji centralna tendencija (prosečna vrednost) podataka (najudaljeniji, ekstremni podaci imaju najmanju verovatnoću pojavljivanja) i simetrična disperzija podataka oko srednje vrednosti. Nasuprot tome, većina vremenskih serija finansijskih prinosa nema normalan raspored, što je posebno izraženo na tržištima kapitala u nastajanju. Klasična portfolio selekcija ne uzima u obzir momente višeg reda (asimetriju i zaobljenost). Asimetričnost krive prinosa predstavlja svojevrsnu meru rizika, odnosno verovatnoću pojavljivanja visokih prinosa, bilo da su pozitivni ili negativni, dok zaobljenost ukazuje na verovatnoću neočekivanih velikih pozitivnih ili negativnih kretanja u prinosima. Umesto da su slučajne vrednosti, koje se kreću nezavisno jedna od druge, cene i prinosi pokazuju snažnu tendenciju dobro definisane zavisnosti. Istorijski podaci o kretanju cena i prinosa pokazuju da tržišta u nastajanju imaju statističku osobinu autokorelacije (progresija cena i prinosa u jednom periodu najbolje se opisuje i korelira progresiji cene i prinosa ranijeg perioda). Velika autokorelacija finansijskih vremenskih serija, ukazuje na postojanje perioda visoke i niske volatilnosti poznate kao grupisanje (engl. Clustering).

¹⁰³ Izvor: Jorion, P. (1985): International Portfolio Diversification with Estimation Risk, *The Journal of Business*, Vol. 58, No. 3, 259-278.

¹⁰⁴ Izvor: Latković, M., Barac, Z. (1999): Optimizacija dioničkih portfolija na rubnim tržištima kapitala, Zavod za teorijsku fiziku, Sveučilište u Zagrebu.

Grupisanje podrazumeva da su velike promene cene finansijske aktive praćene periodima velikih promena, a male promene periodima malih promena¹⁰⁵, što sugerise da su promene cene finansijske aktive u narednom periodu povezane sa promenama tekućih cena.¹⁰⁶ Drugi naziv za ovu statističku osobinu je serijalnost: trenutne opservacije predstavljaju deo serije promena cene i prinosa koje nisu slučajne varijable. Istraživanja su pokazala da tržišta u nižim stadijumima razvoja imaju veći stepen serijalnosti.¹⁰⁷ Veća serijalnost se objašnjava činjenicom da je na nerazvijenim tržištima kapitala, pojam vrednosti prilično zamagljen, jer informacije nisu široko rasprostranjene. Akcijama većih kompanija se u većoj meri i trguje, tako da se nove informacije pristigle na tržište prvo odražavaju na cene akcija velikih kompanija, a tek kasnije na akcije manjih izdavalaca. Upravo ta vremenska razlika dovodi do pozitivnog kretanja cena akcija. Mandelbrot je 1963. godine, na osnovu empirijske studije kretanja cene pamuka, izneo nekoliko važnih zaključaka o kretanju prinosa aktive:¹⁰⁸ prvo, velike promene u cenama su učestalije nego što to pretpostavlja Gauss-ova distribucija.¹⁰⁹ Mandelbrot je pokazao da podaci sa finansijskih tržišta imaju značajnija odstupanja u odnosu na podatke koji bi činili (kako je uobičajeno) normalnu distribuciju, i stoga su prisutni klasteri nestabilnosti: mala (velika) odstupanja praćena su drugim malim (velikim) odstupanjima. Naime, dane visoke (niske) volatilnosti na tržištu obično prate dani visoke (niske) volatilnosti. Pri procenjivanju varijabilnosti prinosa najvažnija je varijabla koja utvrđuje kvadrat razlike logaritamskog prinosa i srednjeg logaritamskog prinosa, tzv. kvadrat inovacije prinosa. Postojanje klastera nestabilnosti dovodi do tzv. leptokurtične distribucije prinosa, koja u poređenju sa normalnom distribucijom ima veći broj vrednosti grupisanih oko sredine i na krajevima distribucije, što prouzrokuje visok koeficijent zaobljenosti distribucije (veći od 3, koliko iznosi za normalnu distribuciju). Drugo, često se dešavaju velike, gotovo trenutne promene cena, pa ih bolje objašnjavaju kauzalne nego stohastičke metode. Treće, sukcesivne promene cena ne izgledaju nezavisne, već predstavljaju veliki broj prepoznatljivih šablona, što predstavlja osnov tehničke analize akcija. Šablon se razlikuje od normalne distribucije, jer ima šiljat vrh, obla „ramena“ i teške repove. Četvrto, istorijski podaci o cenama nisu trajni, pa statističke mere kao što su srednja vrednost i varijansa uzimaju različite vrednosti u različitim vremenskim periodima. Empirijske studije zasnovane na vremenskim serijama logaritamskih prinosa nekoliko američkih akcija pokazale su da nestabilnost prinosa većine finansijskih instrumenata nije konstantna, kao što Markowitz-ev model pretpostavlja.¹¹⁰

¹⁰⁵ Izvor: Knight, J., Satchell, S. (2007): *Forecasting Volatility in the Financial Markets*, Elsevier, Oxford, Butterworth-Heinemann, 3.

¹⁰⁶ Postojanje klastera volatilnosti prinosa finansijske aktive dovodi u pitanje validnost modela nasumičnog hoda koji je predložio: Fama, E. F. (1965): The Behaviour of Stock-Market Prices, *The Journal of Business*, Vol. 38, No. 1, 34-105. Stoga su se razvili modeli koji uzimaju u obzir grupisanje volatilnost: familija Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH) modela.

¹⁰⁷ Izvor: Theodore, T., (1999): The Challenge of Mixing Emerging Country Stocks with U.S. Stocks, u knjizi: Bruner, Ross Paul, (1999): *Global Equity Selection Strategies*, Glenlake Publishing Company, Chicago.

¹⁰⁸ Izvor: Mandelbrot, B. (1963): The Variation of Certain Speculative Prices, *The Journal of Business*, No. 36, 394-419.

¹⁰⁹ Gauss K. F. je 1833. godine prvi zabeležio normalnu distribuciju pri kretanju nebeskih tela, po kome je ova distribucija dobila ime. Kasnije je Laplace P. S. dokazavši teoremu centralne tendencije (dokazuje da srednja vrednost opažanja povećanjem broja opažanja konvergira ka normalnoj distribuciji) potvrdio Gauss-ovu distribuciju kao najznačajniji oblik teorijske distribucije u statistici.

¹¹⁰ Izvor: Fama, E. F. (1965): The Behaviour of Stock-Market Prices, *The Journal of Business*, Vol. 38, No. 1, 34-105.

U toku „stresnih” razdoblja na tržištu, kao što su ekonomske krize i političke promene, ali i tokom manje drastičnih promena, kao što je npr. objavljivanje makroekonomskih podataka, cene finansijskih instrumenata više fluktuiraju. Drugim rečima, volatilnost se tokom vremena menja. Vremenska promena nestabilnosti se naziva heteroskedastičnost koja onemogućava stvaranje preciznog statističkog modela promene cene o čemu će u nastavku rada biti više reči.

- **Konvergenција koeficijenata korelacije prinosa pri povećanim nivoima sistemskog rizika:** značajna kritika koja se iznosi prilikom praktične primene Moderne portfolio teorije je da se u uslovima postojanja finansijske krize koeficijenti korelacije konvergiraju ka 1,0 i nestaju prednosti diversifikacije.¹¹¹ U tom slučaju, rizik portfolia postaje jednak ponderisanoj sumi rizika individualnih akcija koje ulaze u njegov sastav. Čak i na razvijenim, zrelim finansijskim tržištima, u situacijama bez izraženih finansijskih šokova može doći do naglih promena koeficijenata korelacije.¹¹²

- **Optimizacija bez ograničenja na pondere često preporučuje portfolio sa velikim negativnim udelima za izvestan broj hartija od vrednosti:** jedan od najčešćih problema praktične primene Markowitz-evog modela optimizacije bez ograničenja na pondere je dobijanje rezultirajućeg portfolia sa velikim negativnim udelima (zauzimanje kratke pozicije) za izvestan broj hartija od vrednosti. Često se menadžerima fondova i portfolio menadžerima izričito zabranjuje zauzimanje kratke pozicije, te se ograničenje na kratku prodaju dodaje optimizacionom procesu. Međutim, kada se optimizuje portfolio sa ograničenjima na kratku prodaju, rezultat je rešenje sa nula ponderima za mnogo hartija od vrednosti i zauzimanje velikih pozicija na samo nekoliko akcija sa nerazumno visokim ponderima.

3.2. Ulazni parametri optimizacije portfolia

Uopštavajući nalaze mnogobrojnih empirijskih studija kreirane su „stilizovane činjenice“ (engl. Stylized facts) koje se odnose na karakteristike prinosa većine finansijske aktive (akcije, berzanske indekse i devizne kurseve), a odnose se na:

- **leptokurtičnost distribucije:** funkcija raspodele finansijske aktive ima teške repove (engl. Fat tails), tj. veću verovatnoću pojave ekstremnih vrednosti u odnosu na one koje predviđa standardna normalna Gauss-ovu raspodela. Fenomen teških repova poznat je i kao prevelika spljoštenosti (engl. Excess kurtosis). Ove osobine funkcije raspodele nazivaju se leptokurtosis.

- **heteroskedastičnost finansijskih vremenskih serija:** osnovna pretpostavka klasičnog modela najmanjih kvadrata je pretpostavka o konstantnoj varijansi slučajne greške (homoskedastičnost). Međutim, brojna istraživanja (Mandelbrot, 1963. i Fama, 1965, koji empirijske studije baziraju na podacima vremenskih serija logaritamskih prinosa nekoliko američkih akcija) pokazuju da volatilnost prinosa vremenskih serija za većinu finansijskih instrumenata nije konstantna.

¹¹¹ Izvor: Campbell, R., Koedijk, K., Kofman, P. (2002): Increased Correlation in Bear Markets, *Financial Analysis Journal*, Vol. 58, No. 1, 92. Jorion, P. (2001): *Value at Risk: The New Benchmark for Managing Financial Risk*, 2nd ed, McGraw Hill Inc, 4.

¹¹² Izvor: Herold, U. (2003): Portfolio Construction with Qualitative Forecasts, *The Journal of Portfolio Management*, Vol. 30, No. 1, 64.

U modelima u kojima varijanse slučajnih greški nisu jednake, odnosno kada se očekuje rast varijabiliteta slučajne greške za različite vrednosti ili intervale vrednosti analiziranih podataka, prisutan je problem heteroskedastičnosti.¹¹³ Drugim rečima, volatilnosti nisu vremenski konstantne, tj. velike i male vrednosti logaritamskih prinosa imaju tendenciju grupisanja u klastere, što pokazuje da postoji zavisnost u krajevima distribucije. Mandelbrot je rekao: „Velike promene u prinosu prate velike promene prinosa i male promene prinosa prate male promene prinosa“.¹¹⁴ Prisustvo heteroskedastičnosti doprinosi pojavi leptokurtozisa raspodele kratkoročnih prinosa, ali se ispravnim modeliranjem volatilnosti dobija uslovna raspodela prinosa koja ne odstupa previše od Gauss-ove raspodele. Prvobitna istraživanja zasnovana na primeni konvencionalnih metoda za merenje rizika finansijske aktive, poput bezuslovne ili konstantne varijanse, nisu uvažavala mogućnost postojanja predvidivog obrasca kretanja volatilnosti tržišta akcija. Međutim, savremena empirijska istraživanja su u slučaju visoko frekventnih finansijskih podataka potvrdila heteroskedastičnost, odnosno da varijansa nije konstantna tokom vremena. Pristup koji se zasniva na pretpostavci o vremenski konstantnoj volatilnosti i koji vrši projekciju na osnovu volatilnosti iz prošlosti, osim što je uprošćen, nerealističan, on je i opasan, jer zamagljuje investitorovu sliku o potencijalnom riziku kojem se izlaže.

- **efekat leveridža:** prinosi finansijske aktive, poput akcija i berzanskih indeksa akcija pokazuju negativnu korelaciju sa varijansom, što se naziva efekat leveridža, koji proizilazi iz činjenice da će pad cena akcija povećati leveridž preduzeća sve dok dug ostaje konstant. Preko efekta leveridža moguće je objasnio povećanje varijanse koja je u vezi sa padom cena. Naime, F. Black je preko efekta leveridža objasnio tendenciju volatilnosti da više raste sledeći cenovni pad nego sledeći cenovni rast iste apsolutne vrednosti.¹¹⁵ Za prinose finansijske aktive, negativni šok ima veću uticaj na volatilnost nego pozitivan šok istog intenziteta.

- **dugoročnu zavisnost u podacima:** autokorelacija apsolutnih i kvadriranih vrednosti logaritamskih prinosa predstavlja serijsku zavisnost među podacima i grubo rečeno, govori koliko prinosi „ne zaboravljaju“ neposrednu prošlost. Koeficijenti autokorelacije su u finansijskim vremenskim serijama različiti od nule čak i na velikim pomacima, odnosno lagovima, što pokazuje prisustvo vremenski uslovljene zavisnosti u dugom roku. Autokorelacija vremenskih serija finansijskih podataka se meri regresijom tekućih stopa prinosa i stopa prinosa sa pomakom. Regresija između prinosa iste varijable se može opisati kao testiranje da li je moguće opisati današnji prinos kao linearnu funkciju prinosa od juče. Zatim se testira autokorelacija dobijenih reziduala iz regresije. Prisustvo autokorelacije znači da će se današnji prinos ne može precizno opisati kao linearna funkcija jučerašnjeg prinosa. Shodno tome, postoje i drugi faktori osim istorijskih prinosa koji utiču na današnji prinos. Samim tim, pristupi koji pokušavaju da predvide buduće prinose i rizike gledajući prošlost su manje efikasni.

¹¹³ Iako su ocene dobijene primenom metoda najmanjih kvadrata u prisustvu heteroskedastičnosti nepristrasne, ocena varijanse slučajne greške je potcenjena i intervali poverenja su uži nego što bi trebalo da budu i samim tim nepouzdati.

¹¹⁴ Izvor: Mandelbrot, B. (1963): The Variation of Certain Speculative Prices, *The Journal of Business*, No. 36, 396.

¹¹⁵ Izvor: Black, F. (1976): Studies of Stock Prices Volatility Changes, *Proceedings of the 976 Meeting of the American Statistical Association*, Business and Economic Statistics Section, 179.

- **tendenciju Gauss-ovom rasporedu sa produženjem vremenskog horizonta:** distribucije logaritamskih prinosa u dužem vremenskom periodu (mesečni, polugodišnji i godišnji podaci) približavaju se normalnom Gauss-ovom rasporedu u odnosu na frekventne podatke (dnevni i intradnevni logaritamski prinosi).

Navedene „stilizovane činjenice“ olakšavaju razumevanje predviđanja i modelovanja volatilnosti koje će biti obrađeno u nastavku rada. Imajući u vidu zaključke o karakteristikama finansijskih vremenskih serija, ekonometrijski izazov je na osnovu informacija iz prošlosti predložiti specifikaciju koja se može koristiti za predviđanje sredine i varijanse prinosa finansijske aktive. S obzirom na navedene probleme prilikom praktične implementacije optimizacije portfolia na koju su u svojim radovima ukazali mnogobrojni autori¹¹⁶, često se u analizama posmatra portfolio sa minimalnom varijansom jer je predviđanje prinosa vrlo nesigurno¹¹⁷, a posebno u kontekstu optimizacije portfolia.¹¹⁸ Metodološki je opravdano korišćenje portfolia sa minimalnim rizikom jer je to efikasan portfolio ako izuzmemo iz analize bezrizičnu hartiju od vrednosti¹¹⁹. Empirijska saznanja ukazuju da je predviđanje rizika i korelacija kao ulaznih parametara za optimizaciju u većoj meri pouzdano, posebno u slučajevima kraćih investicionih perioda.¹²⁰ Analize sprovedene na zrelim, razvijenim tržišta kapitala pokazuju da postoji mogućnost predviđanja volatilnosti finansijskih vremenskih serija.¹²¹

¹¹⁶ Izdvajamo najznačajnije: Michaud, R. O. (1989): The Markowitz Optimization Enigma: Is Optimized Optimal, *Financial Analysis Journal*, Vol. 45, 31-42; Lummer, S. L., Riepe, M. W., Siegel, L. B. (1994): Taming Your Optimizer: A Guide Through the Pitfalls of Mean-Variance Optimization, u knjizi: Lederman, J., Klein, R. A., *Global Asset Allocation: Techniques for Optimizing Portfolio Management*, John Wiley & Sons Inc; Frankfurter, G. M., Philips, H. E. (1995): Forty Years of Normative Portfolio Theory: Issues, Controversis and Misconceptions, JAI Press.

¹¹⁷ Izvor: Merton, R. C. (1980): On Estimating the Expected Return on the Market, *Journal of Financial Economics*, Vol. 8, 323-361.

¹¹⁸ Izvor: Best, M. J., Grauer, R. R. (1991): On the Sensitivity of Mean-Variance Efficient Portfolios to Change in Asset Means: Some Analytical and Computational Results, *Review of Financial Studies*, No. 4, 315-342, Chopra, V. K., Ziemba, W. T. (1993): The Effect of Errors in Means, Variances and Covariances on Optimal Portfolio Choice, *Journal of Portfolio Management*, Vol. 19, No. 2, 6-11.

¹¹⁹ Izvor: Sharpe, F. W. (1964): Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk, *Journal of Finance*, Vol. 19, No. 3, 425-442.

¹²⁰ Izvor: Merton, R. C. (1980): On Estimating the Expected Return on the Market, *Journal of Financial Economics*, Vol. 8, 323-361.

¹²¹ Izvor: Bollerslev, T., Chou, R. Y., Kroner, K. F. (1992): ARCH Modeling in Finance: A Selective Review of the Theory and Empirical Evidence, *Journal of Econometrics*, 52, 5-59.

3.2.1. Analiza prinosa

(pretpostavka o normalnosti distribucije prinosa i empirijske distribucije prinosa, viši momenti distribucije prinosa, korelacija prinosa i efikasnost tržišta)

Teorijske postavke i praksa Moderne portfolio teorije ukazuju na značajne probleme u ispunjavanju osnovnih pretpostavki modela.¹²² Pretpostavka osnovnog modela jeste da su prinosi akcija normalno distribuirani. Korišćenjem serije istorijskih prinosa vrši se procena parametara, odnosno aritmetičke sredine i standardne devijacije s kojima je moguće u potpunosti opisati normalnu distribuciju. Upravo je jednostavnost normalne distribucije, koja se ogleda u tome što je za poznavanje celog oblika normalne krive potrebno poznavati samo aritmetičku sredinu i standardnu devijaciju određene pojave, njena najprivlačnija karakteristika.

Za svaku slučajnu varijablu – x koja je normalno distribuirana¹²³ važi pravilo da je verovatnoća da uzme neku vrednost u rasponu od 1 standardne devijacije površine iznad ili ispod aritmetičke sredine 68,26 %. Verovatnoća da se slučajna varijabla pojavi u rasponu od 2 standardne devijacije ispod ili iznad aritmetičke sredine je 95,44 %, a u rasponu do 3 standardne devijacije 99,74 %.¹²⁴

Za svaku slučajnu varijablu – x , može se odrediti njena udaljenost od aritmetičke sredine – μ u terminima standardne devijacije – σ , odnosno z vrednosti:

$$z = \frac{x - \mu}{\sigma} \quad (3.1)$$

Na taj način se dobija normalna distribucija čija je srednja vrednost 0, a standardna devijacija 1. Normalna distribucija sa parametrima: aritmetička sredina $\mu = 0$ i standardnom devijacijom $\sigma = 1$, se naziva standardna normalna distribucija. Aritmetička sredina normalne distribucije je μ i distribucija je simetrična oko μ . Aritmetička sredina deli površinu ispod krive normalne distribucije tačno na dve polovine. Ako je poznata aritmetička sredina i standardna devijacija varijable – x koja je normalno distribuirana, verovatnoća da slučajna varijabla – x poprimi neku određenu vrednost se može očitati iz distribucije jednačine varijable z koja je normalno distribuirana.

¹²² Mandelbrot je u jednom od svojih poslednjih radova argument protiv Gauss-ove raspodele prinosa ilustrovao primerom, kada je 17.09.1998. godine cena akcije Alcatel-a u jednom danu opala za skoro 40 %. Alcatel je neposredno pre toga objavio izvještaj o smanjenju zarade u prethodnom kvrtalu. Istorijski posmatrano to je događaj koji se po zakonima verovatnoće trebao dogoditi jednom u više milijardi godina ako se posmatra istorijska standardna devijacija dnevnih prinosa akcije Alcatel-a koja je iznosila 3,2 %. Investitor koji poseduje akcijski portfolio sa jednakim udelima 20 različitih akcija uključujući i akcije Alcatel-a (udeo Alcatel-a u portfoliu tada iznosi 5 %), bi u slučaju da se cena ostalih 19 akcija u jednom danu nije značajno promenila, izgubio samo oko 2 % vrednosti portfolia (što nedvosmisleno govori o prednostima konstruisanja portfolia). Istorijski posmatrano, takav događaj može se očekivati jednom u par meseci što se i opaža. Mandelbrot, B., (1999): A Multifractal Walk Down Wall Street, *Scientific American*, 70-73.

¹²³ Slučajna varijabla – x , sa aritmetičkom sredinom – μ i standardnom devijacijom – σ , je normalno distribuirana ukoliko funkcija verovatnoće $f(x)$ da varijabla x poprimi vrednost X , prati sledeću

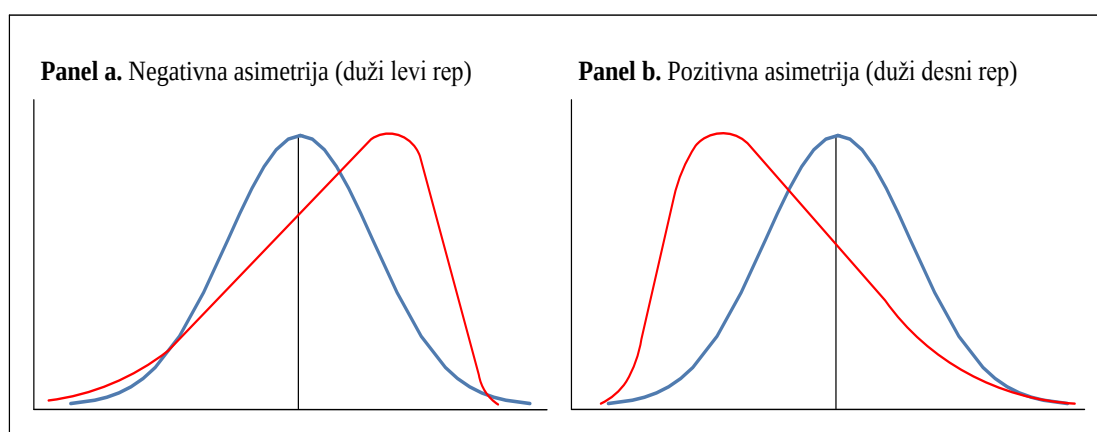
$$\text{funkciju verovatnoće: } f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2\right]$$

¹²⁴ Izvor: Luenberger, D. G. (1998): *Investment Science*, Oxford University Press, 150.

Karakteristike krive normalne distribucije su njen zvonast oblik, unimodalna je, proteže se od $-\infty$ do $+\infty$, aritmetička sredina je jednaka medijani i modusu, simetrična je tako da je mera simetrije $\alpha_3 = 0$, dok je mera spljoštenosti (kurtozis) $\alpha_4 = 3$. U narednom delu rada će se definisati **viši centralni momenti distribucije** verovatnoće i prikazati različiti testovi normalnosti.

Koeficijent asimetrije (engl. Skewness) ili treći momenat oko sredine opisuje odstupanja vrednosti numeričke varijable od aritmetičke sredine, kako bi se prikazao način razmeštanja vrednosti varijable oko sredine.¹²⁵ Drugim rečima, koeficijent asimetrije opisuje koncentraciju podataka vremenske serije oko tačke koja je veća ili manja od aritmetičke sredine. Raspodela je simetrična ako su podaci raspoređeni približno simetrično u odnosu na srednju vrednost. Koeficijent asimetrije je jednak nuli kod simetričnih raspodela, a oba repa su jednake dužine. Predznak koeficijenta asimetrije označava smer asimetrije. U slučaju asimetrije u desno (desnostrana, pozitivna asimetrija) koeficijent asimetrije je veći od nule (pozitivan predznak označava oštiji nagib i kratak rep distribucije na levoj strani i blaži nagib i produženi rep na desnoj strani distribucije). Ako je desni rep raspodele duži od levog repa, tada je raspodela asimetrična u desno: ispruženi rep se nalazi na desnoj strani dok je većina slučajeva na levoj strani, postoji više slučajeva u repu nego što se to predviđa normalnom distribucijom. Asimetriju u levo (levostrana, negativna asimetrija) prati koeficijent asimetrije manji od nule (negativan predznak označava oštiji nagib i kratak rep distribucije na desnoj strani i blaži nagib i produženi rep na levoj strani distribucije). Ukoliko je levi rep raspodele duži od desnog, raspodela je asimetrična u levo: ispruženi rep je na levoj strani dok se većina slučajeva nalazi na desnoj strani, postoji više slučajeva u repu nego što se to predviđa normalnom distribucijom.¹²⁶ Koeficijent asimetrije se izračunava prema izrazu:

$$\alpha_3 = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3}{(\sigma^2)^{\frac{3}{2}}} \quad (3.2)$$



Slika 3.1. Oblici distribucije sa negativnim i pozitivnim koeficijentom asimetrije¹²⁷

¹²⁵ Izvor: Lewis, E. (1973): *Methods of Statistical Analysis in Economics and Business*, Boston, Houghton Mifflin Company, 177.

¹²⁶ Izvor: Mladenović, Z., Nojković, A. (2008): *Analiza vremenskih serija: primeri iz srpske privrede*, Ekonomski fakultet, Beograd, 28.

¹²⁷ Izvor: Obrada autora.

Koeficijent asimetrije najčešće uzima vrednosti u intervalu ± 2 , a kada je reč o izrazito asimetričnom rasporedu prinosa, poprima i veće vrednosti. Distribucije kod kojih je vrednost koeficijenta asimetrije veća od dve standardne greške koeficijenta asimetrije se smatraju za statistički značajno asimetrične. Standardna greška

koeficijenta asimetrije se procenjuje korišćenjem izraza: $\sqrt{\frac{6}{N}}$.¹²⁸ Na primer, standardna greška koeficijenta asimetrije za vremensku seriju od 250 opažanja iznosi 0,1549. Apsolutne vrednosti koeficijenta asimetrije koje su veće od vrednosti dve standardne greške koeficijenta asimetrije, odnosno 0,3098, ukazuju na statistički značajnu asimetriju distribucije.

Koeficijent spljoštenosti (engl. Kurtosis) opisuje koncentraciju mogućih ishoda u repovima empirijske raspodele. U repovima distribucije su sadržane ekstremne vrednosti, a zadebljanost repova je povezana sa zaobljenošću vrha distribucije. Spljoštenost se uvek izražava u odnosu na spljoštenost normalne raspodele. Vrednost koeficijenta spljoštenosti kod normalne raspodele je tri. Ako je vrednost koeficijenta spljoštenosti manja od tri, onda su repovi raspodele lakši od repova normalne raspodele i ukazuje na postojanje malog broja ekstremnih slučajeva. Platykurtosis je naziv za distribuciju koja je manje zaobljena od normalne i ima lakše repove (krajevi distribucije su kraći i tanji). Ako je koeficijent spljoštenosti veći od tri, tada su repovi date raspodele teži od repova normalne raspodele i ukazuje na veliki broj slučajeva u repovima, odnosno ekstremnih vrednosti. Leptokurtosis je naziv za distribuciju sa oštrim vrhom i sa teškim repovima (krajevi distribucije su duži i deblji). Termin teški rep (engl. Fat tail) sugerise da se na repu empirijske raspodele nalazi veći deo jedinične verovatnoće nego što je to slučaj kod repova normalne raspodele. Teški repovi nastaju kao posledica postojanja ekstremnih događaja u kretanju vremenske serije.¹²⁹ Visok koeficijent spljoštenosti ukazuje na veću verovatnoću nastanka velikih gubitaka/dobitaka nego što to sugerise normalan raspored. Uočavanje teških repova je od ključnog značaja za upravljanje i modeliranje rizika. Koeficijent spljoštenosti se izračunava prema izrazu:

$$\alpha_4 = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^4}{(\sigma^2)^2} \quad (3.3)$$

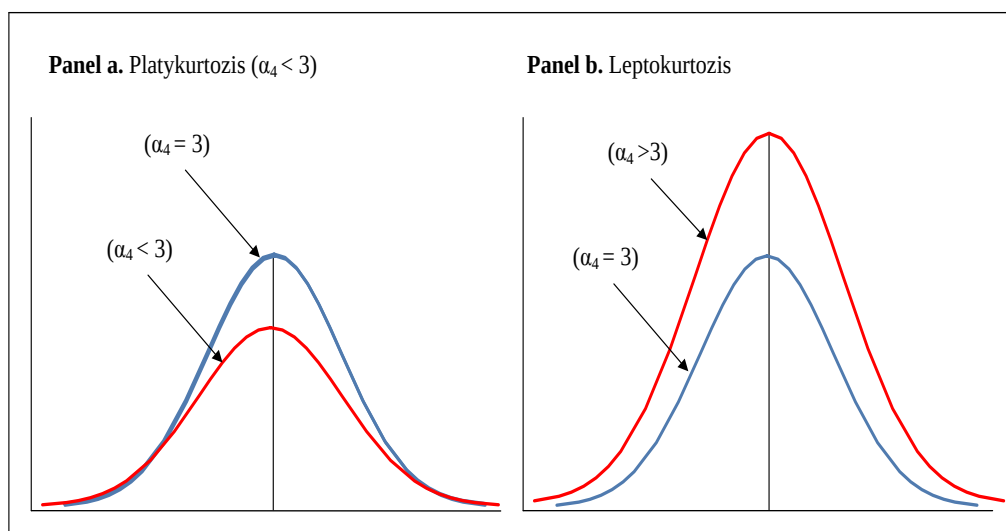
Distribucije kod kojih je vrednost koeficijenta spljoštenosti veća od dve standardne greške koeficijenta spljoštenosti se smatraju statistički značajno spljoštenim. Standardna greška koeficijenta spljoštenosti se procenjuje korišćenjem izraza:

$\sqrt{\frac{24}{N}}$.¹³⁰ Na primer, standardna greška koeficijenta spljoštenosti za vremensku seriju od 250 opažanja iznosi 0,3098. Apsolutne vrednosti koeficijenta spljoštenosti koje su veće od vrednosti dve standardne greške koeficijenta spljoštenosti, odnosno 0,6197, ukazuju na statistički značajnu vrednost koeficijenta spljoštenosti.

¹²⁸ Izvor: Tabachnick, B. G., Fidell, L. S. (1996): *Using Multivariate Statistics*, 3rd ed, New York, Harper Collins.

¹²⁹ Izvor: Mladenović, Z., Nojković, A. (2008): *Analiza vremenskih serija: primeri iz srpske privrede*, Ekonomski fakultet, Beograd, 28-29.

¹³⁰ Izvor: Tabachnick, B. G., Fidell, L. S. (1996): *Using Multivariate Statistics*, 3rd ed, New York, Harper Collins.



Slika 3.2. Oblici distribucije s obzirom na različite koeficijente spljoštenosti¹³¹

Brojne empirijske studije sprovedene od 1960. godine a koje su ispitivale validnost pretpostavke da su distribucije prinosa finansijskih instrumenata normalne nisu uspele da potvrde tu pretpostavku. Ova istraživanja su pokazala da serije prinosa imaju teške repove i da su asimetrične. Teški repovi empirijske raspodele ukazuju na ekstremne vrednosti. Na primer, ako posmatramo period istorijskih podataka od 30.000 trgovačkih dana, pod pretpostavkom normalne distribucije neće se pojaviti ni jedan ekstremni prinos veći od 5 standardnih devijacija. Pod pretpostavkom t distribucije ekstremnih prinosa bi u tom slučaju bilo od 29 do 49, dok je u stvarnosti takvih događaja 32. Zbog toga se u okviru Moderne portfolio teorije razvijaju novi koncepti koji zamenjuju varijansu novim merama rizika koje primerenije prikazuju rizik akcija. Na taj način je podstaknuto oblikovanje koncepcija koje nastoje da razviju model optimizacije portfolia koji će u sebi uračunati što manje nepredviđenih (ekstremnih) gubitaka.

Dakle, problem prilikom praktične primene Moderne portfolio teorije se odnosi na činjenicu da prisustvo viših momenata distribucije značajno utiče na formiranje portfolia. U uslovima kada postoje viši momenti, varijansa nije reprezentativna mera rizika. Ako distribucija prinosa portfolia zavisi od više od dva parametra, kao što je potvrđeno empirijskim nalazima (asimetrija i spljoštenost), optimalni izbor se ne može doneti samo na osnovu aritmetičke sredine i mere rizika. Empirijska istraživanja pokazuju da uključivanje asimetrije u odluku o izboru portfolia izaziva ogromnu promenu u konstrukciji optimalnog portfolia.

Testovi normalnosti: kada se ispituje distribucija empirijskih opservacija nije dovoljno samo ustanoviti da li podaci prate određenu teorijsku distribuciju, nego odrediti i u kojoj meri podudaranje između empirijske i teorijske distribucije dobro. U literaturi su razvijeni mnogobrojni postupci kojima se vrši testiranje normalnosti uzorka, među kojima su najvažniji: Q-Q graf, Kolmogorov-Smirnov test, Jarque-Bera test i Shapiro-Wilk test, koji su detaljnije obrađeni u nastavku rada:¹³²

¹³¹ Izvor: Obrada autora.

¹³² Izvor: Coin, D. (2008): A Goodness-of-Fit Test for Normality based on Polynomial regression, *Computational Statistics & Data Analysis*, Vol. 52, 2185-2198.

- **Q-Q graf** ili kvantil-kvantil dijagram predstavlja grafički prikaz razlike između empirijske i teorijske funkcije distribucije poređenjem standardizovanih vrednosti. Umesto prikazivanja vrednosti x i razlika vrednosti posmatrane dve funkcije distribucije, koristi se uporedna analiza kvantila empirijske i kvantila teorijske distribucije. Da bi se podaci sa različitom aritmetičkom sredinom i standardnom devijacijom mogli porediti vrši se linearna transformacija originalnih podataka korišćenjem obrasca 3.1. Tačke na grafikonu se porede sa linijom koja predstavlja izgled pravca u slučaju da uzorak potiče iz normalne distribucije. Poređenjem kretanja tačaka oko pravca koji predstavlja teorijsku distribuciju zaključuje se u kojoj meri empirijske vrednosti odstupaju od teorijskih.

- **Kolmogorov-Smirnov udaljenost**¹³³ (KS test, KS statistika) je neparametarski test koji koristi različite udaljenosti teorijske distribucije verovatnoće – p koja je data na osnovu nulte hipoteze i q funkcije distribucije uzorka. Apsolutna vrednost najveće razlike između kumulativne teorijske funkcije distribucije i kumulativne funkcije empirijske distribucije je KS razlika, odnosno – d . Ako su date dve distribucije verovatnoće p i q sa kumulativnim distribucijama f i g , procena udaljenosti između ove dve distribucije se vrši računanjem najveće udaljenosti između vrednosti $f(x)$ i $g(x)$ za različite x -eve. To matematički podrazumeva izračunavanje poslednje gornje granice skupa, odnosno supremuma razlike između f i g :

$$d(p, q) = \|f - g\|_{\infty} = \sup_x |f(x) - g(x)| \quad (3.4)$$

U zavisnosti od vrednosti n i razlike d , izračunava se p vrednost i odlučuje se o prihvatanju hipoteze. Za nivo pouzdanosti od 95 %, kritična vrednost KS statistike je 0,2647. Ako je vrednost KS statistike veća od kritične vrednosti odbacuje se hipoteza da su podaci generisani standardnom normalnom distribucijom. Nedostatak KS testa je što daje odgovor na pitanje da li su podaci generisani nekom specifičnom distribucijom, kao što je standardna normalna distribucija, ali ne pruža odgovor na pitanje da li su podaci generisani bilo kojom normalnom distribucijom.

- **Jarque-Bera test normalnosti distribucije** (JB test) se izračunava upotrebom sledećeg izraza:

$$JB = n \left[\frac{\hat{\gamma}^2}{6} + \frac{(\hat{k} - 3)^2}{24} \right] \quad (3.5)$$

Pri čemu je: $\hat{\gamma}$ – mera asimetrije uzorka (α_3), a $\hat{k}$ – mera spljoštenosti uzorka (α_4). Pod hipotezom da su r_i nezavisne opservacije iz normalne distribucije, JB ima χ^2 distribuciju. U tom slučaju se izračunata vrednost JB testa iz uzorka upoređuje sa 95 % kvantilom χ^2 distribucije koja iznosi 5,99. Ako se nultom hipotezom pretpostavi da su podaci iz normalne distribucije, vrednost JB testa će biti manja od 5,99, u suprotnom se hipoteza o normalnosti odbacuje. Dakle, JB ima χ^2 raspored sa brojem stepeni slobode. Kritična vrednost χ^2 rasporeda uz nivo signifikantnosti 1 % iznosi 9,21%. S verovatnoćom 99 % se može odbaciti nulta hipoteza o normalnom rasporedu stopa prinosa ako je izračunata vrednost JB statistike $> 9,21$. Dakle, visoke vrednosti JB statistike ukazuju na odstupanje od normalnog rasporeda.

¹³³ KS test i njegovu asimptotsku distribuciju pod nultom hipotezom je objavio Kolmogorov A (1933): Sulla determinazione empirica di una legge di distribuzione, *G. Ist. Ital. Attuari*, No. 4, 83–91, dok je tablicu distribucije objavio Smirnov, N. (1948): Table for estimating the goodness of fit of empirical distributions, *Annals of Mathematical Statistics*, No. 19, 279–281.

• **Shapiro Wilk test**¹³⁴ prilikom izračunavanja najpre se sortira n opservacija iz uzorka u rastućem nizu $r_{(1)}, r_{(2)}, \dots, r_{(n-1)}, r_{(n)}$ pri čemu je $r_{(1)}$ najmanja opažena vrednost, a $r_{(n)}$ najviša opažena vrednost. Potom se izračunava: $b = a_1 (r_{(n)} - r_{(1)}) + a_2 (r_{(n)} - r_{(2)}) + \dots$ gde su: $a_1, a_2, \dots$ dobijeni iz odgovarajuće tablice.¹³⁵ W statistika se računa prema sledećem izrazu:

$$W = \frac{b^2}{(n-1)s^2} \quad (3.6)$$

gde je: s – standardna devijacija n opservacija. Dobijena vrednost W testa se očitava u tablicama kako bi se zaključilo da li se postavljena hipoteza o normalnom rasporedu prihvata. Smatra se da je W test najbolji prilikom detektovanja asimetrije distribucije.

Autoregresivni modeli: Stacionarnost je svojstvo vremenske serije čije se kretanje tokom vremena odvija po ustaljenom obrascu u smislu nepromenljivosti srednje vrednosti i varijanse. Koncept stroge stacionarnosti vremenske serije podrazumeva da se njena svojstva ne menjaju transliranjem u vremenu. To znači da slučajne promenljive koje pripadaju strogo stacionarnoj vremenskoj seriji poseduju identičnu očekivanu vrednost, varijansu, kao i momente višeg reda.

Vremenska serija x_t je slabo stacionarna ako zadovoljava sledeće uslove: a) očekivana vrednost se ne menja tokom vremena: $E(x_t) = \mu = \text{const}$, $t = 1, 2, \dots$; b) homoskedastičnost: varijansa se ne menja tokom vremena: $\text{var}(x_t) = E(x_t - \mu)^2 = \text{const}$, $t = 1, 2, \dots$; c) odsustvo autokorelacije: kovarijansa između svaka dva člana slabo stacionarne vremenske serije je samo funkcija vremenskog rastojanja (docnje) između njih. Za datu vrednost docnje kovarijansa je, kao i očekivana vrednost i varijansa, invarijantna u odnosu na vreme: $\text{Cov}(x_t, x_{t-k}) = E(x_t - \mu)(x_{t-k} - \mu) = \gamma(k)$, $t = 1, 2, \dots$, $k = 1, 2, \dots$. Ukoliko je vremenska serija strogo stacionarna, onda je ona slabo stacionarna jedino ako poseduje konačnu varijansu. Obrnuto, slabo stacionarna vremenska serija ne mora biti strogo stacionarna. To se dešava samo kada slabo stacionarna vremenska serija nema stabilne momente višeg reda od 2.

Uslovi stroge i slabe stacionarnosti su ekvivalentni ako je zajednička raspodela razmatranog slučajnog niza normalna. Takav slučajni niz se naziva Gauss-ov slučajni proces. Kako je normalna raspodela u potpunosti određena sa prva dva momenta (srednja vrednost i varijansa), konstantnost srednje vrednosti i varijanse članova Gauss-ovog slučajnog niza podrazumeva i konstantnost njihove zajedničke raspodele.

Najjednostavniji stacionarni, potpuno slučajni proces se naziva beli šum (engl. White noise)¹³⁶, koji na izvestan način korespondira slučajnoj grešci linearnog modela.

¹³⁴ Izvor: Shapiro, S. S, Wilk, M. B. (1965): An analysis of variance test for normality (complete samples), *Biometrika*, No. 52 (3–4), 591–611.

¹³⁵ Izvor: Coin, D. (2008): A Goodness-of-Fit Test for Normality Based on Polynomial Regression, *Computational Statistics & Data Analysis*, Vol. 52, 2185–2198.

¹³⁶ Termin beli šum je izveden iz spektralne analize bele svetlosti.

Proces belog šuma ε_t , $t = 1, 2, \dots$ poseduje sledeća svojstva: a) proces beli šum predstavlja niz nekorelisanih slučajnih promenljivih sa nultom srednjom vrednošću: $E(\varepsilon_t) = 0$, $t = 1, 2, \dots$; b) konstantnom varijansom (homoskedastičnošću)¹³⁷: $\text{var}(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t)^2 = \sigma_\varepsilon^2 = \text{const}$, $t = 1, 2, \dots$; c) odsustvo autokorelacije: nekorelisanaost slučajnih promenljivih članova procesa belog šuma: $\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}) = E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-k}) = 0$, $t = 1, 2, \dots$, $k = 1, 2, \dots$. Ako se navedenim uslovima doda i uslov da su članovi niza nezavisne slučajne varijable, čija je zajednička raspodela normalna, tada je razmatrani slučajan proces Gauss-ov beli šum.¹³⁸ Međutim, empirijske analize svojstava finansijskih vremenskih serija pokazuju promenljivu volatilitnost u vremenu, odnosno heteroskedastičnost. Empirijski je dokazano i da se volatilitnost vremenske serije često grupiše u vremenu, odnosno da nakon malih vrednosti volatilitnosti tržišta često slede male, a nakon velikih vrednosti volatilitnosti često slede velike promene.

U teoriji se pretpostavlja da stope prinosa finansijskih vremenskih serija nisu međusobno značajno autokorelisane, odnosno da je vrednost autokorelacionog koeficijenta blizu nule. Ovo istovremeno znači da je raspored pozitivnih i negativnih vrednosti stopa prinosa slučajan i ne prati neki određen sistematski obrazac. U dosadašnjoj elaboraciji, videli smo da stope prinosa finansijskih vremenskih serija ne moraju da imaju simetričan raspored i da poseduju teške repove. U nastojanju da se utvrdi dinamika slučajne varijable radi uspešnijeg predviđanja, posebna pažnja se posvećuje autonomnom vremenskom razvoju promenljive, tako što se vrši posmatranje promenljive u određenim vremenskim trenucima t , $t = 1, 2, 3 \dots$ i nastoji da se na osnovu tako dobijenih podataka proceni vrednost promenljive u trenutku $t+1$. Opisani autoregresivni modeli (AR – modeli) predstavljaju oblik linearne regresije i vrsta su slučajnih procesa koji se koriste da bi se modeliralo i predvidelo kretanje ispitivane varijable. Autoregresivni proces AR(p) je regresioni proces u kome je zavisna promenljiva predstavljena članom vremenske serije u trenutku t , dok skup nezavisnih promenljivih čine članovi iste vremenske serije ali u trenucima $t-1$, $t-2$, ... $t-p$. Zavisna promenljiva se opisuje kao funkcija sopstvenih vrednosti vremenske serije iz prethodnog trenutka.¹³⁹ AR model reda p , u oznaci AR(p) se definiše narednim izrazom:

$$X_t = \mu + \sum_{j=1}^p \varphi_j X_{t-j} + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, 3 \dots \quad (3.4)$$

pri čemu je: μ – konstanta, $\varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_p$ – nepoznati parametri, ε_t – greška (proces belog šuma) koji se javlja prilikom sprovođenja navedene regresije. Najjednostavniji oblik AR(p) procesa je AR(1):

$$X_t = \mu + \varphi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, 3 \dots \quad (3.5)$$

$$\varepsilon_t \sim \text{i.i.d. } (0, \sigma^2), \quad |\varphi| < 1.$$

Drugim rečima, $E(\varepsilon_t) = 0$ i $\text{var}(\varepsilon_t) = \sigma^2$, vrlo česta je pretpostavka $E(X_t) = 0$, $t = 1, 2 \dots$ tj. da postoji stacionarnost u slabom smislu.

¹³⁷ Jedna od klasičnih pretpostavki linearne regresije predviđa da je varijansa greške konstantna i jednaka za sva opažanja, ili za sve vrednosti nezavisnih promenljivih, odnosno homoskedastična.

¹³⁸ Izvor: Rees, D. G. (2000): *Essential Statistics*, Chapman & Hall, 259.

¹³⁹ Izvor: Hamilton, J. D. (1994): *Time Series Analysis*, New Jersey. Princeton University Press.

Slučajan hod je proces čija trenutna vrednost zavisi od vrednosti iz prethodnog perioda i nezavisno i identično distribuiranog slučajnog člana ε_t čija je srednja vrednost 0, a varijansa σ_t^2 . Slučajan hod se može predstaviti sledećom jednačinom:

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

Samo u slučaju kada je $c = 1$ iz obrasca 3.5, proces je nestacionaran, odnosno sledi slučajan hod.

Neka je dat proizvoljan proces $\{Z_t, t \in T\}$. Operator L transformiše proces iz sadašnjeg vremenskog trenutka u isti proces u prethodnom vremenskom trenutku: $LZ_t = Z_{t-1}$. Koristeći definisani LZ_t za proces $\{Z_t, t \in T\}$ važi:

$$\begin{aligned} Z_{t-2} &= LZ_{t-1} = L^2 Z_t \\ Z_{t-3} &= LZ_{t-2} = L^2 Z_{t-1} = L^3 Z_t \\ Z_{t-m} &= LZ_{t-(m-1)} = \dots = LL^{m-1} Z_t = L^m Z_t \end{aligned} \quad (3.7)$$

Korišćenjem operatora L , proces $AR(p)$ se može prikazati kao:

$$\varphi(L)X_t = \varepsilon_t \quad (3.8)$$

Pri čemu je: $\varphi(L) = 1 - \varphi_1 L - \dots - \varphi_p L^p$ – karakterističan polinom AR procesa reda p .

Stepen korelisanosti slučajnih promenljivih tokom vremena prati se korišćenjem običnih i parcijalnih autokorelacionih koeficijenata na većem broju docnji. **Obični autokorelacioni koeficijent** (engl. Autocorrelation coefficient – AC) na docnji k se predstavlja koeficijentom korelacije – ρ_k između X_t i X_{t-k} .¹⁴⁰

$$\rho_k = \frac{\text{cov}(X_t, X_{t-k})}{\sqrt{\text{var}(X_t)\text{var}(X_{t-k})}}, k = 1, 2, \dots \quad (3.9)$$

Za slabo stacionarnu vremensku seriju važi:

$$\rho_k = \frac{\text{cov}(X_t, X_{t-k})}{\text{var}(X_t)}, k = 1, 2, \dots \quad (3.10)$$

Obična autokorelaciona funkcija označava niz autokorelacionih koeficijenata $\rho_1, \rho_2, \dots, \rho_k$. Za skup podataka $X_1, X_2, \dots, X_t$, stacionarne vremenske serije, sa aritmetičkom sredinom datog skupa podataka – $\bar{X}_t$, ocena običnog autokorelacionog koeficijenta ρ_k je:

¹⁴⁰ Izvor: Mladenović, Z., Nojković, A. (2008): *Analiza vremenskih serija: primeri iz srpske privrede*, Ekonomski fakultet, Beograd, 53.

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum_{t=k+1}^T (X_t - \bar{X}_t)(X_{t-k} - \bar{X}_t)}{\sum_{t=1}^T (X_t - \bar{X}_t)^2} \quad (3.11)$$

Pod pretpostavkom da su slučajne promenljive međusobno nezavisne i jednako raspodeljene, kao i da imaju konačnu varijansu, ocena $\hat{\rho}_k$ za $k \neq 0$ je asimptotski normalno raspodeljena sa parametrima 0 i $1/T$, tako da slučajna promenljiva $\sqrt{T}\hat{\rho}_k$ asimptotski poseduje normalnu standardizovanu raspodelu. Otuda se za ispitivanje validnosti hipoteze $H_0: \rho_k = 0$, protiv alternativne hipoteze $H_1: \rho_k \neq 0$ na nivou značajnosti 5 % koristi interval poverenja $\left(\frac{-2}{\sqrt{T}}, \frac{2}{\sqrt{T}} \right)$.

Autokorelacioni koeficijent na docnji k , može biti pod uticajem korelisanosti X_t i X_{t-k} , sa članovima vremenske serije na docnjama između vremenskih trenutaka t i $t-k$ ($X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-k+1}$). Eliminacijom uticaja $X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-k+1}$ dobija se pokazatelj čiste korelisanosti između X_t i X_{t-k} koji se naziva parcijalni autokorelacioni koeficijent (engl. Partial autocorrelation coefficient – PAC) koji se na docnji k obeležava sa ϕ_{kk} i predstavlja k -ti autoregresioni parametar u autoregresionom modelu reda k :¹⁴¹

$$X_t = \phi_0 + \phi_{11}X_{t-1} + \phi_{22}X_{t-2} + \dots + \phi_{kk}X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

Iz prethodne jednačine vidimo da je koeficijent parcijalne autokorelacije nagib koji pokazuje reakciju zavisne promenljive X_t na jediničnu promenu objašnjavajuće promenljive X_{t-k} , uz uslov da je uticaj ostalih objašnjavajućih promenljivih $X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-k+1}$ konstantan. Pod pretpostavkom da su slučajne promenljive međusobno nezavisne i jednako raspodeljene sa konačnom varijansom, ocena $\hat{\phi}_{kk}$ za $k \neq 0$ je asimptotski normalno raspodeljena sa parametrima 0 i $1/T$. Klasa $AR(p)$ procesa poseduje običnu autokorelacionu funkciju sa eksponencijalno ili oscilatorno opadajućim vrednostima koeficijenata. Parcijalni autokorelacioni koeficijenti uzimaju nenulte vrednosti za docnje $1, 2, \dots, p$ i jednaku su nuli za docnje koje su veća od reda autoregresionog procesa p .

Proces pokretnih sredina (engl. Moving average) predstavlja postupak izravnavanja vremenske serije. Pokretne sredine se izračunavaju na osnovu aritmetičke sredine i medijane. U nastavku rada prikazaće se izravnavanje vremenske serije korišćenjem aritmetičke sredine. Izravnavanjem se dobija vremenska serija približno iste aritmetičke sredine, ali sa znatno manjim varijabilitetom.¹⁴² Neka je dat niz podataka:

$X_1, X_2, \dots, X_T: X_1, \dots, X_{t-m}, \dots, X_{t-2}, X_{t-1}, X_t, X_{t+1}, X_{t+2}, \dots, X_T$

Svaki podatak X_t se zamenjuje novim podatkom Y_t dobijenim na sledeći način:

¹⁴¹ Izvor: Ibid, 54.

¹⁴² Izvor: Mladenović, Z., Nojković, A. (2008): *Analiza vremenskih serija: primeri iz srpske privrede*, Ekonomski fakultet, Beograd, 51-56.

$$Y_t = \sum_{i=-m}^m \alpha_i X_{t-i}, t = m+1, \dots, T-m, \sum_{i=-m}^m \alpha_i = 1 \quad (3.12)$$

Prikazani postupak izravnavanja se može primeniti više puta, a ovim postupkom se gubi prvih m i poslednjih m podataka. Proces $\{X_t, t \in T\}$ je proces pokretnih sredina reda q , $MA(q)$, ako se može predstaviti u obliku:

$$X_t = \mu + \varepsilon_t - \sum_{j=1}^q \theta_j \varepsilon_{t-j} \quad (3.13)$$

Gde je: $\mu = E(X_t)$, $\{\varepsilon_t, t \in T\}$ – proces belog šuma, θ_j , $j = 1, 2, \dots, q$ – nepoznati parametri. Klasa $MA(q)$ procesa karakteriše obična autokorelaciona funkcija koja poseduje nenulte vrednosti na dočnjama $1, 2, \dots, q$ i jednaku su nuli za dočnje koje su veća od reda procesa q . Koeficijenti parcijalne autokorelacione funkcije lagano opadaju tokom vremena.

Autoregresioni-integrisani model pokretnih sredina ARIMA model (engl. Autoregressive integrated moving average) za vremensku seriju X_t se može predstaviti u opštoj formi:

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p)(1 - L)^d X_t = (1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q) \varepsilon_t \quad (3.14)$$

gde je: L – operator dočnje prvog reda, $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ – parametri autoregresionog dela modela, $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ – parametri komponente pokretnih sredina, d – nivo integrisanosti serije, ε_t – proces beli šum. Za specifikaciju ovog tipa koristi se skraćenica $ARIMA(p, d, q)$ i opisuje kretanje vremenske serije koja nije stacionarna. Nestacionarnost vremenske serije je takva da se može eliminisati postupkom diferenciranja. Takav vid nestacionarnosti se naziva integrisanost vremenske serije. Ako je nivo integrisanosti vremenske serije X_t jedan ($d = 1$), tada se stacionarna reprezentacija serije dobija primenom postupka diferenciranja jedanput, $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$, pri čemu je Δ – operator difference prvog reda za koji važi: $\Delta = 1 - L$. U ovom slučaju ARIMA model se može predstaviti na sledeći način:

$$\Delta X_t = \phi_1 \Delta X_{t-1} + \phi_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \phi_p \Delta X_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (3.15)$$

Za $d = 0$, vremenska serija je stacionarna i tada je model $(1, 1)$ autoregresioni model pokretnih sredina $ARMA(p, q)$ model u kojem p predstavlja red regresione komponente, dok q označava red komponente pokretnih sredina: $AR(p) = ARMA(p, 0)$ i $MA(q) = ARMA(0, q)$. $\{X_t, t \in T\}$ je $ARMA(p, q)$ model ukoliko može da se predstavi na sledeći način:

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (3.16)$$

$$X_t = \sum_{j=1}^p \phi_j X_{t-j} + \varepsilon_t - \sum_{j=1}^q \theta_j \varepsilon_{t-j} \quad (3.17)$$

Za $q = 0$, ARMA(p,q) specifikacija se svodi na autoregresioni model reda p, AR(p):

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.18)$$

Ukoliko je $p = 0$, ARMA(p,q) model postaje model pokretnih sredina, MA(q):

$$X_t = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (3.19)$$

Autokorelacioni koeficijenti klase ARMA(p,q) modela pokazuju tendenciju opadanja i to nakon prvih (q-p) docnji kod obične i nakon prvih (p-q) docnji kod parcijalne autokorelacione funkcije.

Kada je $q = p = 0$, vremenska serija je proces beli šum.

Stacionarnost ARMA procesa zavisi od svojstava AR komponente modela. AR modelu reda p, opisanom jednačinom 3.18, može se pridružiti karakteristična jednačina oblika:

$$g_p - \phi_1 g_{p-1} - \phi_2 g_{p-2} - \dots - \phi_p = 0 \quad (3.20)$$

U kojoj su $g_1, g_2, \dots, g_p$ – rešenja (koreni) karakteristične jednačine. Stacionarnost vremenske serije koja je generisana AR(p) modelom zavisi od rešenja $g_1, g_2, \dots, g_p$ karakteristične jednačine. Ukoliko su svi koreni $g_1, g_2, \dots, g_p$ po modulu strogo manji od jedan, vremenska serija je stacionarna. Ukoliko postoji bar jedan koren $g_i, i=1,2,\dots,p$ koji je po modulu jednak vrednosti jedan, dok su drugi koreni po modulu strogo manji od jedan, vremenska serija je nestacionarna i takva vremenska serija se naziva vremenska serija sa jediničnim korenom. Broj jediničnih korena određuje koliko puta treba diferencirati vremensku seriju da bi ona postala stacionarna. Ukoliko postoji bar jedan koren $g_i, i=1,2,\dots,p$ koji je veći od vrednosti jedan, dok su drugi strogo manji od jedan (po modulu), tada je vremenska serija eksplozivna, što znači da je vremenska serija pod uticajem kumulisanog dejstva trajno rastućeg efekta neočekivanih slučajnih šokova. Za AR(1) model, $X_t = \phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$ navedeni uslovi postaju: a) $|\phi_1| < 1$, b) $|\phi_1| = 1$ i c) $|\phi_1| > 1$.¹⁴³

Ukoliko vremenska serija poseduje jedan jedinični koren, onda njena autokorelaciona funkcija lagano opada tokom vremena od vrednosti jedan, dok parcijalna autokorelaciona funkcija poseduje jedinu nenultu vrednost na prvoj docnji. Vremenska serija sa dva jedinična korena ima autokorelacionu funkciju koja se ponaša kao i obična autokorelaciona funkcija vremenske serije sa jednim jediničnim korenom, dok njenu parcijalnu autokorelacionu funkciju karakterišu dve nenulte vrednosti za prve dve docnje.¹⁴⁴

¹⁴³ Izvor: Ibid, 52.

¹⁴⁴ Izvor: Ibid, 55.

3.2.1. Analiza rizika

(alternativne mere rizika, opšta struktura modela volatilnosti, ARCH i GARCH modeli)

Regulatorni organi, akademska javnost i istraživači u oblasti finansijske ekonomije fokus svog interesovanja usmerili su na volatilnost cena akcija ubrzo nakon devastirajućeg berzanskog sloma 1987. godine. I nakon četvrt veka od dramatičnog pada berze, predviđanje volatilnosti je i dalje predmet velikog broja debata i empirijskih istraživanja akademske i stručne javnosti iz oblasti finansija. Izučavanje i predviđanje volatilnosti finansijskih tržišta posebno dobija na značaju tokom poslednje finansijske krize. Finansijske odluke se zasnivaju na odnosu između rizika i prinosa. Predviđanje volatilnosti cena akcija, kao kvantitativne reprezentacije rizika, od posebnog je značaja prilikom investicionog odlučivanja, utvrđivanja cena finansijskih derivata, upravljanja rizikom, selekcije portfolia i oblikovanja strategija trgovanja i hedžinga. Volatilnost nije sinonim za rizik, te je razumevanje volatilnosti od presudnog značaja prilikom donošenja finansijskih odluka zasnovanih na fluktuacijama prinosa. Predviđanje volatilnosti hartija od vrednosti jedan je od najvažnijih ulaznih parametara za određivanje cene finansijskih instrumenata, a posebno finansijskih derivata. Od objavljivanja Markowitz-evog algoritma, usledile su rasprave o valjanosti varijanse kao reprezentativne mere rizika i mnogi autori su svoja istraživanja usmerili ka pronalasku najbolje mere rizika koja bi se mogla primeniti u portfolio analizi. Sproveden je niz istraživanja u oblasti definisanja i merenja rizika, što je stvorilo korpus koncepcija, teorija i paradigmi. Poslednja finansijska kriza naglasila je potrebu za proučavanjem metoda alokacije sredstava i probudila svest šire investicione javnosti o značaju kontrole rizika u investicionom odlučivanju što je dovelo do razvijanja brojnih modela merenja tržišnog rizika. Uobičajeni tržišni rizik još je značajnije potenciran velikom finansijskom krizom svetskih razmera s početka 2008. godine, koja je rezultirala opasnošću od neočekivanih i nepredvidivih velikih promena cena akcija, a time i opasnijih padova vrednosti akcijskih portfolia na srpskom tržištu kapitala. Stoga se u narednom delu rada pažnja posvećuje merama rizika.

Shodno investitorovoj percepciji rizika, sve mere rizika se, u najopštijem smislu, mogu razvrstati u dve kategorije: simetrične i donje mere rizika.

- **Simetrične mere rizika:** se zasnivaju na disperziji i kvantifikuju rizik u terminima verovatnoće ponderisane disperzije rezultata oko neke određene referentne vrednosti, najčešće očekivane vrednosti. Mere rizika koje pripadaju ovoj grupi kažnjavaju negativne i pozitivne devijacije od unapred zadate veličine. Dve najpoznatije i najčešće korišćene simetrične mere rizika su varijansa, odnosno standardna devijacija i srednje apsolutno odstupanje od srednje vrednosti. Empirijski je potvrđeno da prinosi hartija od vrednosti nisu normalno distribuirani, i da stvarne distribucije prinosa imaju teške repove, odnosno veću verovatnoću pojavljivanja ekstremno pozitivnih i ekstremno negativnih prinosa. U navedenom smislu, najveći nedostatak varijanse kao mere rizika je upravo to što ne prepoznaje ekstremne vrednosti, već svim elementima niza daje istu težinu. Oblik distribucije je od izuzetne važnosti za investitora, jer iako dve distribucije imaju jednaku aritmetičku sredinu i varijansu, verovatnoće prinosa koji u značajnoj meri odstupaju od prosečnog prinosa mogu biti veoma različite.

MAD mera rizika (engl. Mean absolute deviation) koju su predložili Konno i Jamazaki¹⁴⁵ 1991. godine, ne pretpostavlja da su prinosi hartija od vrednosti normalno distribuirani. U svom radu, Konno i Yamazaki su kao osnovna ograničenja implementacije MV modela naveli komplikovanost rešavanja problema primenom kvadratnog programiranja, odbijanje investitora da se oslone na varijansu kao meru rizika¹⁴⁶, veliki broj rezultirajućih pondera sa vrednostima većim od nule u optimalnom portfoliu što dovodi do isuviše diversifikovanih portfolia koje je teško primeniti u praksu investiranja usled visokih transakcionih troškova.

MAD model, identično kao i MV model, nastoji da minimizira meru rizika, koja je u ovom slučaju prosečna vrednost apsolutnih odstupanja od aritmetičke sredine. Što je veća prosečna vrednost apsolutnih odstupanja rizik je veći, i obrnuto. Jednačina za izračunavanje MAD-a j-te akcije, pri čemu je: r_j – slučajni prinos na j-tu akciju, $\bar{r}_j$ – prosečna prinos, E – očekivanje u budućem periodu, glasi:

$$MAD_p = E[|r_j - \bar{r}_j|] \quad (3.21)$$

Na osnovu prethodne jednačine uočava se da je MAD teorijski jednak varijansi kada su prinosi normalno distribuirani.

Model optimizacije korišćenjem MAD mere rizika predstavljen je narednim izrazom.

$$\min \frac{\sum_{t=1}^T \left| \sum_{j=1}^n \alpha_{jt} w_j \right|}{T} \quad (3.22)$$

U MAD modelu se minimizira apsolutna devijacija, pri čemu su α_{jt} – dnevni, nedeljni ili mesečni prinosi, umanjani za prosečne prinose ($r_j - \bar{r}_j$) za svaku j-tu akciju u svakom vremenskom periodu – t, gde je T – vremenski period.

Ograničenja MAD modela su identična ograničenjima definisanim u MV modelu, pri čemu je: ρ – minimalna stopa prinosa koju zahteva investitor, dok w_j , $j = 1, 2, \dots, n$ – predstavlja pondere akcija u portfoliu.

$$\sum_{j=1}^n r_j w_j \geq \rho \quad (3.23)$$

$$\sum_{j=1}^n w_j = 1 \quad (3.24)$$

¹⁴⁵ Izvor: Konno, H., Yamazaki, H. (1991): Mean-absolute Deviation Portfolio Optimization Model and its Application to Tokyo Stock Market, *Management Science*, Vol. 37, No. 5, 519-531.

¹⁴⁶ Markowitz-ev model je validan (i konzistentan sa stohastičkim dominantnim redom) u slučaju kada su prinosi normalno distribuirani, ali se validnost postupka smanjuje u slučaju postojanja drugih oblika distribucija, posebno nesimetričnih.

Izvor: Kroll, Y., Levy, H., Markowitz, H. M. (1984): Mean Variance Versus Direct Utility Maximization, *Journal of Finance*, No. 39, 47-62.

$$w_j \geq 0, j = 1, 2, \dots, n \quad (3.25)$$

Konno i Yamazaki smatraju da MAD mera efikasno zamenjuje MV model, jer obuhvata sve njegove pozitivne osobine. Prednost korišćenja MAD modela je njegova jednostavnost, jer u formulaciji modela nema potrebe za izračunavanjem matrice varijansi i kovarijansi, čime se problem kvadratnog programiranja svodi na rešavanje linearnim programiranjem koje velike probleme izračunava brže i efikasnije.

Portfoliji konstruisani primenom MAD optimizacijskog algoritma imaju manji broj gradivnih hartija od vrednosti – manji je broj akcija u sastavu portfolia, što smanjuje transakcione troškovi pri reviziji strukture portfolia. Kritike koje su upućuju na račun upotrebe MAD modela se pretežno odnose na zanemarivanje matrice varijansi i kovarijansi, koje dovodi do većeg procenjenog rizika u odnosu na koristi pojednostavljenja izračunavanja.¹⁴⁷

U situacijama kada su koeficijenti korelacije veoma bliski vrednosti 1 (a toj vrednosti konvergiraju u situacijama povećanog sistemskog rizika, poput finansijske krize¹⁴⁸) MAD model ima opravdanost korišćenja jer je tada izračunavanje matrice varijansi i kovarijansi nepotrebno.

- **Donje mere rizika:** izračunavaju rizik ispod prosečnog ili očekivanog prinosa, i nazivaju se **LPM** (engl. Lower partial moment). Prednost LPM je što ovaj pristup ne pretpostavlja da su distribucije prinosa normalne, a i u skladu je sa činjenicom da su investitori neskloni riziku i da veći naglasak stavljaju na gubitke. Drugim rečima, investitori su u većoj meri zainteresovani za pad vrednosti finansijske aktive, nego na potencijalno povećanje vrednosti. Videli smo da varijansa, odnosno standardna devijacija prinosa oba odstupanja (pozitivno i negativno odstupanje od srednje vrednosti) tretira identično. Kada je distribucija simetrična oko aritmetičke sredine, očekivana stopa prinosa i standardna devijacija su prikladne da opišu distribuciju. Međutim, kada je distribucija serije prinosa asimetrična negativno, prinosi ispod očekivane vrednosti su veći nego pozitivni prinosi, i suprotno, kada je distribucija serije prinosa asimetrična pozitivno. Najčešće korišćena mera LPM je poluvarijansa koju je predložio Markowitz¹⁴⁹ 1959. godine i mera koju su razvili Bawa¹⁵⁰ 1975. godine i Fishburn¹⁵¹ 1977. godine.

Poluvarijansa (engl. Semi-variance) predstavlja statističku meru kvadratnog odstupanja vrednosti koje su manje od aritmetičke sredine, i stoga pripada kategoriji donjih mera rizika, a izračunava se prema sledećem obrascu:

¹⁴⁷ Izvor: Simaan, Y. (1997): Estimation Risk in Portfolio Selection: The Mean Variance Model Versus the Mean Absolute Deviation Model, *Management Science*, Vol. 43, No. 10, 1437-1446.

¹⁴⁸ Izvor: Jorion, P. (2001): *Value at Risk: The New Benchmark for Managing Financial Risk*, 2nd ed, McGraw Hill Inc, 4.

¹⁴⁹ Izvor: Markowitz, H. M. (1959): *Portfolio Selection – Efficient Diversification of Investments*, New Jersey, John Wiley & Sons Inc.

¹⁵⁰ Izvor: Bawa, V. (1975): Mean-lower Partial Moments and Asset Prices, *Journal of Financial Economics*, No. 6.

¹⁵¹ Izvor: Fishburn, P. C. (1977): Mean-risk Analysis with Risk Associated with Below-target Returns, *American Economic Review*, No. 66, 116-126.

$$x_i = \begin{cases} x_i - E(\bar{x}), & x_i < E(\bar{x}) \\ 0 & x_i \geq E(\bar{x}) \end{cases} \quad (3.26)$$

$$SV = E[(x_i)^2] \quad (3.27)$$

U slučaju simetričnih distribucija prinosa, varijansa i poluvarijansa kao mere rizika daju identične efikasne portfolije. Međutim, kada investitori koriste poluvarijansu, povećanje verovatnoće pojavljivanja prinosa iznad aritmetičke sredine ima neznatan uticaj na rizik, jer ima mali uticaj na povećanje aritmetičke sredine.

U nastojanju da objedine dotadašnja saznanja o merama rizika, Bawa i Fishburn su razvili model $k - \tau$, i dali opštu definiciju ispodciljnog rizika u obliku donjeg parcijalnog momenta. Parametar koji određuje momenat distribucije prinosa je $-k$ (koji mora biti veći od 0) i može ukazivati na različite sklonosti riziku, dok τ – predstavlja ciljani nivo prinosa.

$$\begin{aligned} LPM_{k,\tau}(x) &= \int_{-\infty}^{\tau} (\tau - x)^k f(x) dx \\ LPM_{k,\tau}(x) &= E\left(\min(x - \tau, 0)^k\right)^{1/k} = E\left(\max(\tau - x, 0)^k\right)^{1/k} \end{aligned} \quad (3.28)$$

Na primer, LPM prvog reda, u inostranoj literaturi poznat kao regret, predstavlja se izrazom:

$$LPM_{k,\tau}(x) = E(\max(\tau - x, 0)) \quad (3.29)$$

i predstavlja očekivanu isplatu (engl. Pay-off) na prodajnu opciju (engl. Put option) sa cenom izvršenja (engl. Strike price) jednakoj targetiranom prinosu $-\tau$. Poznato je da investitori kupuju put opciju radi osiguranja od rizika smanjenja cene osnovnog finansijskog instrumenta koji se nalazi u osnovi opcije.¹⁵²

Sa povećanjem parametra k , k -ti red donjeg parcijalnog momenta daje veću težinu ekstremno lošim prinosima. Ex-post donji parcijalni momenat zasnovan na uzorku $\{R_1, \dots, R_T\}$ za T broj prinosa izračunava se prema izrazu:

$$est. LPM_{k,\tau} = \left(T^{-1} \sum_{t=1}^T (\max(\tau - R_t, 0)^k) \right)^{1/k} \quad (3.30)$$

$LPM_{3,0}$ se naziva polusimetrija (engl. Semi-skewness), dok se $LPM_{4,0}$ naziva poluspljoštenost (engl. Semi-kurtosis).

¹⁵² Izvor: Alexander, C., (2008): *Market Risk Analysis IV, Value-at-Risk Models*, John Wiley & Sons Inc, 10-11.

Kada je distribucija prinosa normalna, LPM i standardna devijacija daju iste rezultate za optimalne portfolie. Međutim, kada prinosi hartija od vrednosti nisu normalno distribuirani, predstavljene donje mere rizika postaju validnije za donošenje investicionih odluka o diversifikaciji.

- **Vrednost pri riziku:** (engl. Value-at-Risk, VaR) predstavlja metodološki okvir za ocenu stepena izloženosti riziku učesnika na finansijskim tržištima. Iako se odnosi na različite vrste finansijskih rizika, VaR se najčešće primenjuje u analizi tržišnog rizika. VaR koncept je 1994. godine javnosti predstavila investiciona banka JP Morgan kao svoju metodologiju upravljanja tržišnim rizicima RiskMetrics.¹⁵³ Zadatak VaR-a je da pruži odgovor na pitanje: koliki se maksimalni očekivani gubitak finansijske pozicije može očekivati u određenom vremenskom periodu (u jednom danu, jednoj nedelji ili godini) uz datu verovatnoću.¹⁵⁴ Budući da je u pitanju ocena koja se računa sa određenim nivoom poverenja, o procenjenom gubitku možemo govoriti samo kao o potencijalnom, a nikako maksimalno mogućem i sigurnom gubitaku.

Dakle, VaR ne prikazuje potencijalne gubitke u slučaju nekih vanrednih okolnosti. Izračunata vrednost VaR daje odgovor na pitanje: sa α % verovatnoće, koliko novčanih sredstava možemo da izgubimo tokom narednih n dana.¹⁵⁵ Na primer, ako je interval poverenja zadat na nivou 95 %, izračunata vrednost govori o tome da investitor ne bi trebalo da izgubi više od navedenog iznosa u 95 % slučajeva, ali ta izračunata vrednost ne pokazuje šta bi moglo da se desi u preostalim 5 % slučajeva.¹⁵⁶ Finansijskim institucijama je na osnovu ovog pristupa omogućeno da odrede svoju izloženost prema riziku, a regulatornim institucijama da utvrde nivo kapitala kako bi odredile zahteve za kapitalom koji finansijskim institucijama osigurava poziciju u uslovima ekstremnih kretanja u narednom periodu.¹⁵⁷ Budući da je VaR ocena mogućeg gubitka, ona se odnosi na levi kraj distribucije prinosa. Učešće pozicija u portfoliu je fiksno, što znači da se VaR koristi samo prilikom procene potencijalnog gubitka ukoliko se struktura portfolia ne menja (pretpostavka da su učešća finansijskih instrumenata u portfoliu za koji se VaR izračunava fiksna može da bude ispravna samo u slučaju kratkih vremenskih intervala, dok sa produženjem horizonta za koji se računa VaR ova pretpostavka nije zadovoljena).

¹⁵³ Izvor: RiskMetrics (1996): Technical Document, J. P. Morgan Reuters, 4th ed, New York, 279.

¹⁵⁴ Izvor: Jorion, P. (2001): *Value at Risk: The New Benchmark for Managing Financial Risk*, 2nd ed, McGraw Hill Inc, 22.

¹⁵⁵ Izvor: Crouhy, M., Galai, D., Mark, R. (2006): *Essentials of Risk Management*, New York, McGraw Hill Inc, 187.

¹⁵⁶ VaR je funkcija dva parametra: n – vremenskog horizonta i α – stepena verovatnoće. Bazelski komitet je u svrhu upravljanja tržišnim rizicima propisao vremenski horizont držanja portfolia od 10 dana i stepen verovatnoće od 99 %.

Izvor: Jorion, P. (2001): *Value at Risk: The New Benchmark for Managing Financial Risk*, 2nd ed, McGraw Hill Inc, 64.

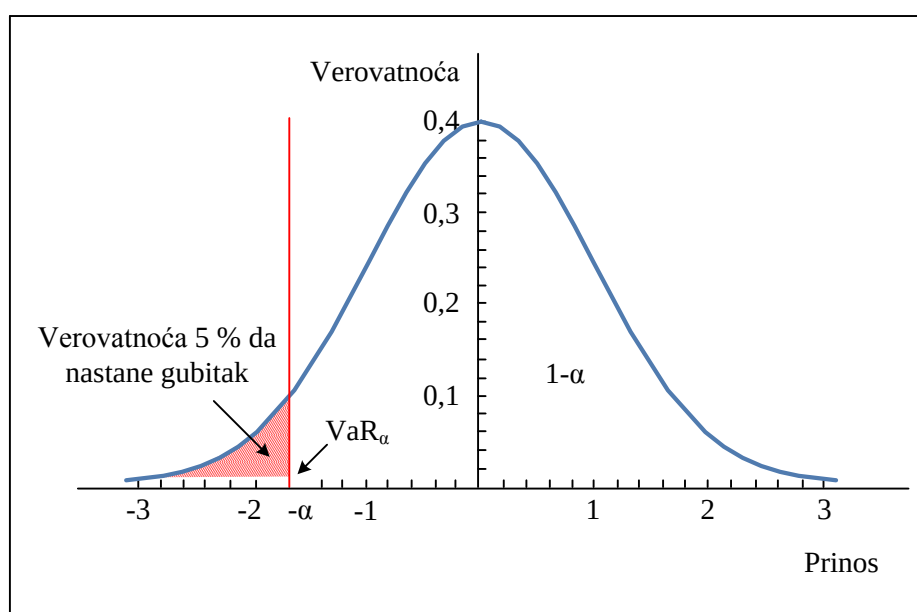
¹⁵⁷ Bazelski komitet (Bazel II iz 2004. godine uključio je amandmane za tržišne rizike iz 1996. godine) i nacionalne centralne banke su dopustile bankama da razviju interne metode na osnovu VaR metodologije prilikom izračunavanja potrebnih rezervisanja sredstava za tržišne rizike. VaR pomnožen sa koeficijentom dodatne zaštite $k = 3$ daje minimalni zahtevani kapital.

Vrednost VaR se utvrđuje na bazi statističkih metoda i modela, uz pretpostavku o obliku stohastičkog procesa kojima se opisuje i koji se nalazi u osnovi kretanja ključnih veličina na finansijskim tržištima (cena, odnosno prinos) kao i o rasporedu verovatnoće prinosa finansijskih instrumenata. Cilj je pronaći model koji najadekvatnije opisuje realno stanje. Često ovi modeli polaze od pojednostavljene pretpostavke, kao na primer pretpostavke da su prinosi normalno raspoređeni, koja u praksi nije zadovoljena.

VaR se može definisati i kao gubitak koji je premašen u određenom periodu sa verovatnoćom $1-\alpha$, odnosno VaR predstavlja maksimalni gubitak u određenom periodu sa verovatnoćom α . Parametar α se najčešće nalazi u intervalu $[0,95, 0,99]$. Definicija VaR_α slučajne varijable – x se zasniva na α – tom kvantilu, koji se uzima sa negativnim predznakom funkcije distribucije F_x . Vrednost VaR na određenoj granici α definisana je izrazom:

$$VaR_\alpha(x) = -\inf \{ x \mid F_x(x) \geq \alpha \} \quad (3.31)$$

Na osnovu prethodne jednačine vidimo da VaR predstavlja donju granicu prinosa na portfolio. Pretpostavlja se, uz vrlo visoke verovatnoće (na primer, 0,95 ili 0,99), da prinos portfolia neće opasti ispod nivoa VaR-a. Prilikom formiranja portfolia cilj je da se konstituiše portfolio sa visokim VaR-om, kako bi se prinosi pomerili u područje $1-\alpha$, odnosno što je moguće više na pozitivnu stranu. Naredna slika pokazuje dva područja: osenčeno područje α i neosenčeno područje $1-\alpha$ za normalnu distribuciju.



Slika 3.3. Funkcija standardne normalne raspodele sa odstupanjem 5 %

VaR kao mera rizika, u opštem slučaju, ne poseduje svojstvo subaditivnosti, jer se ulaganjem u portfolio finansijskih instrumenata može kreirati portfolio čiji je VaR veći od zbira VaR mere rizika pojedinačnih hartija od vrednosti iz sastava portfolia.¹⁵⁸

¹⁵⁸ Mera rizika je subaditivna ako je zbir rizika dve investicije veći ili jednak riziku portfolia dobijenog spajanjem tih investicija. Ako slučajne promenljive imaju normalnu raspodelu, VaR mera rizika je subaditivna, pa samim tim i konveksna.

Poslednjih godina, merenje izloženosti i upravljanje tržišnim rizicima poprimilo je veliku važnost kako od strane regulatornih institucija tako i od strane samih finansijskih institucija, prvenstveno usled sve većih finansijskih gubitaka prouzrokovanih lošim sistemima za merenje i upravljanje tržišnim rizicima. Istraživanja su prema tome, usmerena na VaR metodu koja bi mogla dati efikasnije rezultate za merenje tržišnih rizika, tako da su ta istraživanja dovela do razvoja različitih VaR metoda.

- **Uslovni VaR:** (engl. Conditional Value at Risk – CVaR, Expected shortfall – ES) je primer koherentne mera rizika koja se zasniva na kvantilima prinosa, i naziva se očekivani gubitak.¹⁵⁹ CVaR $_{\alpha}$ je očekivani gubitak koji prelazi VaR $_{\alpha}$, tj. srednja vrednost $(1-\alpha) \times 100\%$ najvećih gubitaka, dok je VaR $_{\alpha}$ najveći od $\alpha \times 100\%$ najmanjih gubitaka. Na primer, ako je $\alpha = 0,99$, CVaR je prosečna vrednost 1% najvećih gubitaka.

Postoji nekoliko razloga zbog kojih je CVaR prihvatljivija mera rizika od VaR-a. Prednost CVaR-a u odnosu na VaR jeste osobina subaditivnosti CVaR-a. VaR ne pruža informacije o gubicima koji prelaze VaR, a definicija CVaR-a garantuje da je $CVaR \geq VaR$, i iz tog razloga portfolio koji ima nizak CVaR, ima i nizak VaR. U opštem slučaju, osim što je koherentna mera rizika, CVaR je konveksna funkcija, pa se može optimizovati koristećenjem tehnike linearnog programiranja. CVaR na nivou α se izražava:

$$ES_{\alpha}(X) = -\frac{1}{\alpha} \int_0^{\alpha} F_X^{-1}(p) dp \quad (3.32)$$

Iz jednačine 3.32. vidimo da CVaR ili ES matematički predstavlja ponderisanu aritmetičku sredinu koja se izračunava iz uređenog niza prinosa i izračunava se iz istorijskih podataka o prinosu portfolia.

ES se može objasniti preko VaR-a jer za kontinuiranu distribuciju prinosa na akcije on se povezuje sa očekivanjem u donjem repu distribucije:

$$ES_{\alpha}(X) = -E^P[X | X \leq -VaR(X)] \quad (3.33)$$

Izraz 3.33. definiše uslovno očekivanje u donjem repu distribucije i odgovara prosečnoj vrednosti prinosa ispod VaR-a na nivou α . Drugim rečima, investitorima pruža informaciju o gubicima ispod VaR-a.¹⁶⁰

Prilikom optimizacije portfolia, minimizira se CvaR portfolia:

$$\min_x CVaR(L(w, r)) \quad (3.34)$$

uz uslov ograničenog iznosa sredstava:

¹⁵⁹ Izvor: Uryasev, S. (2002): *Conditional Value-at-Risk: Algorithms and Applications*, Working Paper, University of Florida.

¹⁶⁰ Izvor: Rachev, S. T., Menn, C., Fabozzi, F. J. (2005): *Fat-Tailed and Skewed Asset Return Distributions - Implications for Risk Management, Portfolio Selection, and Option Pricing*, New Jersey, John Wiley & Sons Inc, 215-246.

$$\sum_{i=1}^n w_i = 1 \quad (3.35)$$

ograničenje na očekivanu stopu prinosa portfolia:

$$\sum_{i=1}^n \bar{r}_i w_i \geq r \quad (3.36)$$

i portfolio pondere:

$$w_i \geq 0, i = 1, \dots, n \quad (3.37)$$

Pri čemu je: n – broj akcija u portfoliu. $i = \{1, \dots, n\}$ je redni broj akcije u portfoliu, r_{ij} – stopa prinosa i -te akcije po j -tom scenariju rizika, $w = (w_1, \dots, w_n)$ – vektor portfolio pondera akcija, $\bar{r}_i$ – očekivana stopa prinosa i -te akcije, $r = (r_1, \dots, r_n)$ – slučajni vektor prinosa akcija, $r_j = (r_{1j}, \dots, r_{nj})$ – vektor stopa prinosa na akcije $i = 1, \dots, n$ po scenariju j , $L(w, r) = -\sum_{i=1}^n r_{ij} x_i$ – gubitak po scenariju j , α – nivo pouzdanosti prilikom izračunavanja CVaR-a, dok je r – donja granica prinosa.

Teorijskom elaboracijom različitih mera rizika, nastalih u cilju otklanjanja nedostataka varijanse kao mere rizika, potvrđena je izvedena **hipoteza 4: Investiciona teorija i praksa osporavaju valjanost varijanse kao reprezentativne mere rizika.**

Matematičko modelovanje volatilnosti: kao što je do sada navedeno, vremenske serije na finansijskim tržištima poseduju sledeće dve karakteristike: a) empirijska raspodela ima krajeve koji su teži od krajeva normalne distribucije, i b) vremenska promenljivost varijabiliteta. U dosadašnjem delu rada detaljno je obrađeno prvo svojstvo, dok se u nastavku rada daje prikaz promenljivosti varijabiliteta stopa prinosa finansijskih instrumenata. Prilikom utvrđivanja prave, ili tzv. fer vrednosti opcije, Black-Scholes su koristili volatilnost osnovnog finansijskog instrumenta kao osnovni ulazni parametar opcionog modela. Pristup koji pretpostavlja vremensku konstantnost volatilnosti i vrši projekciju na osnovu volatilnosti iz prošlosti, osim što je uprošćen, nerealističan, on je i opasan, jer zamagljuje investitorovu sliku o riziku sa kojim je suočen. Pored toga, upravljanje rizikom postalo je obavezna procedura finansijskih institucija još 1996. godine, usvajanjem Bazelskog sporazuma I, koji definiše zahtevani minimalni iznos rezervi kapitala koje finansijske institucije drže proporcionalno veličini procenjenog rizika. U poslednjoj deceniji, predviđanje volatilnosti dobija poseban značaj u finansijsko-ekonomskoj praksi prevashodno kao posledica njegove dominantne uloge prilikom obračuna vrednosti pri riziku. Na svaku novopristiglu informaciju investitori reaguju tako što na berzi prodaju ili kupuju nove akcije. Ove prodaje i kupovine vrše uticaj na promenu cene akcija, a time i na promenu stopa prinosa. Kasnije, obuhvatnije sagledavanje novopristigle vesti može prouzrokovati pad obima transakcija i dovesti do stabilizacije berze. Priliv nove informacije na tržište utiče na povećanje varijabiliteta stopa prinosa, koji se vremenom smanjuje. Ponovni rast varijabiliteta javiće se sa pristizanjem nove informacije na tržište.

Vidimo da stope prinosa finansijskih instrumenata prolaze kroz faze niskog i visokog varijabiliteta. Pri tome, postoji veći stepen korelisanosti između varijabiliteta prinosa nego između nivoa prinosa. U zavisnosti da li investitori novu informaciju tretiraju kao pozitivnu stepen varijabiliteta je manji, a ako je vest negativna stepen varijabiliteta je izraženiji. Korišćenjem terminologije teorije verovatnoće opisana pojava se naziva uslovna varijansa. Uсловna varijansa se menja tokom vremena tako da se često koristi i ekonometrijski termin koji označava nestabilnu varijansu slučajne greške – uslovna heteroskedastičnost.¹⁶¹

Heteroskedastičnost može biti uzrokovana greškama specifikacije modela (na primer, izostavljanjem nekog važnog regresora čiji će uticaj biti obuhvaćen greškom) ili pogrešnom funkcionalnom formom modela. Sve i da nema grešaka u specifikaciji, samo postojanje ekstremnih vrednosti u uzorku može prouzrokovati heteroskedastičnost. Reč je o outlier-ima, posmatranjima koja veoma odstupaju (veoma male ili veoma visoke vrednosti) od drugih opservacija u uzorku. Uključivanje ili isključivanje takvih posmatranja, posebno ako je uzorak malog obima, mogu značajno da izmene rezultate regresione analize. Sledeći mogući izvor heteroskedastičnosti je odstupanje empirijske raspodele od normalne raspodele jedne ili više slučajnih promenljivih koje su uključene u model.

Prisustvo heteroskedastičnosti ne dovodi do toga da su ocene dobijene metodom najmanjih kvadrata pristrasne, ali uzrokuje da ocene nemaju minimalnu varijansu, tj. nisu efikasne. Zato, ako je prisutna heteroskedastičnost, ni predviđanja na osnovu ocena originalnog modela neće biti efikasna.

Volatilnost se javlja kao posledica slučajnih promena cena finansijskih instrumenata. Ona predstavlja meru disperzije prinosa finansijske aktive u nekom vremenskom intervalu i odnosi se na varijansu – σ^2 ili standardnu devijaciju – σ uzorka opservacija.

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{t=1}^N (r_t - \bar{r})^2 \quad (3.38)$$

pri čemu je; r_t – prinos finansijske aktive u vremenu t , dok je $\bar{r}$ – prosečan prinos u toku vremenskog intervala t , a N – broj dana trgovanja. U istraživanjima se koriste logaritamske serije prinosa.¹⁶²

U teoriji i praksi se primenjuje veliki broj specifikacija za opisivanje i predviđanje srednje vrednosti prinosa aktive. Međutim, tek sa uvođenjem ARCH/GARCH modela dolazi do razvoja specifikacija za opisivanje uslovne varijanse tih prinosa. Ovi modeli prisustvo heteroskedastičnosti ne tretiraju kao problem koji je neophodno otkloniti ili korigovati, već kao nejednake varijanse koje je moguće modelovati. Primena ovih modela otklonila je manjkavost metode najmanjih kvadrata i potvrdila mogućnost predviđanja varijanse svake od slučajnih grešaka.

¹⁶¹ Izvor: Mladenović, Z., Mladenović, P., Ocena parametara vrednosti pri riziku: ekonometrijska analiza i pristup teprije ekstremnih vrednosti, Ekonomski anali, Vol. 51, No. 171, 32-73.

¹⁶² Logaritamski prinosi se, umesto relativnih prinosa, koriste usled posedovanja svojstva aditivnosti. Pored toga, GARCH model zahteva prinose umesto cena, tako da se logaritmovanjem prinosa vrši transformacija podataka u stacionarnu vremensku seriju.

Pre uvođenja ARCH modela korišćen je metod klizeće standardne greške (engl. Rolling standard error) koji je izračunavao standardnu grešku na osnovu informacija koje najskorije prethode trenutku posmatranja. Na primer, standardna greška se za svaki dan izračunava korišćenjem podataka iz prethodnog meseca (poslednja 22 dana). Metod pretpostavlja da je varijansa sutrašnjih prihoda ponderisan prosek kvadrata reziduala poslednja 22 dana, pri čemu je ponder za svaki dan isti. Međutim, kako su događaji iz bliže prošlosti relevantniji za sadašnju vrednost prihoda, neophodno je dodeliti im veći ponder. Pored toga, nedostatak modela je i u pretpostavci da opservacije stare više od mesec dana treba ponderisati nulom.¹⁶³

Robert F. Engle¹⁶⁴ je 1982. godine dao prvu formulaciju tzv. ARCH (engl. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity – Autoregresiona uslovna heteroskedastičnost) modela kojim je eksplicitno prikazao vremenski promenljivu uslovnu varijansu. ARCH model opisane pondere posmatra kao parametre koje je potrebno oceniti i omogućava da se na osnovu podataka iz uzorka odrede najbolji ponderi za potrebe predviđanja varijanse. Osnovni tip modela uslovnog varijabiliteta je model uopštene autoregresione uslovne heteroskedastičnosti – GARCH model.

GARCH parametrizacija, koju je predložio Tim Bollerslev¹⁶⁵ 1986. godine (engl. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity – Uopštena autoregresiona uslovna heteroskedastičnost) predstavlja uopšteniji model u odnosu na ARCH model¹⁶⁶, autoregresivan je jer opisuje feedback mehanizam koji povezuje prošle sa sadašnjim vrednostima, uslovni jer varijansa zavisi od prošlih informacija i obuhvata vremensku nestabilnost varijanse (tj. u nekim periodima varijansa može biti relativno niska, dok u drugim može biti relativno visoka). GARCH je tehnika modelovanja vremenskih serija, koja, koristeći se prošlim vrednostima varijansi i prošlim predviđanjima varijanse, predviđa vrednosti varijanse u budućnosti. Model pretpostavlja ponderisani prosek kvadrata reziduala iz prošlosti, pri čemu opadajuća vrednost pondera za podatke u prošlosti ne dostiže vrednost nula. Najčešće primenjivana specifikacija GARCH modela afirmisala je predviđanje varijanse u narednom periodu pomoću ponderisanog proseka dugoročnog kretanja varijanse, varijanse predviđene za tekući period i nove informacije sadržane u kvadratu reziduala poslednje opservacije. Navedeno pravilo ažuriranja informacija predstavlja primer adaptivnog ponašanja i može se tretirati kao Bayes-ov pristup ažuriranja informacija. Osnovna ideja GARCH modela je razlikovanje uslovne i nezavisne varijanse inovacionog procesa (ε_t). Termin uslovna govori o eksplicitnoj zavisnosti od prošlih operacija, dok se nezavisnost varijanse odnosi na nepostojanje eksplicitnog znanja o prošlosti koje bi značajno uticalo na dugoročna ponašanja u budućnosti. Uslovna varijansa, prema GARCH modelu, ima autoregresivnu strukturu i pozitivnu korelisanost sa prošlim vrednostima. Stoga se uslovna varijansa GARCH modela (σ_t – standardna devijacija u trenutku t) definiše kao funkcija odsečka (ω – konstantni član), šoka iz prethodnog perioda (α – parametar koji određuje koliko jako promena prinosa utiče na volatilnost) i varijanse iz prethodnog perioda (β – parametar koji određuje promenu volatilnosti u vremenu).

¹⁶³ Izvor: Engle, R. (2001): The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics, *Journal of Economic Perspectives*, No. 15, 160.

¹⁶⁴ Izvor: Engle, R. (1982): Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of United Kingdom Inflation, *Econometrica*, No. 50, 987-1008.

¹⁶⁵ Izvor: Bollerslev, T. (1986): Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, No. 31, 307-327.

¹⁶⁶ GARCH model volatilitnost opisujemo preko grešaka modela iz prošlosti (kao i kod ARCH modela), ali i preko prošlih varijansi, što i predstavlja generalizaciju ARCH modela.

GARCH model ima fleksibilniju parametarsku strukturu nego ARCH i pripada klasi determinističkih uslovnih heteroskedastičnih modela u kojima je uslovna varijansa funkcija promenljivih koje su dostupne u trenutku t . Za vremensku seriju kažemo da poseduje GARCH efekat ako je heteroskedastična, tj. ako joj se varijansa menja u vremenu, ako je varijansa konstantna u vremenu vremenska serija je homoskedastična.

ARCH (1) model: ARCH model uslovnu varijansu predstavlja kao linearnu kombinaciju grešaka iz prošlosti, ε_t , $t = 1, 2, \dots$, gde je r_t – prinos u trenutku t , dok je ε_t – greška koja se pravi prilikom linearne regresije.¹⁶⁷

$$r_t = \mu_t + \sigma_t \varepsilon_t \quad (3.39)$$

$$\mu_t = \mu$$

$$\text{ARCH}(1) : \sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (3.40)$$

$$\text{ARCH}(m) : \sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_m \varepsilon_{t-m}^2 \quad (3.41)$$

$$\alpha_t = \sigma_t \varepsilon_t \quad (3.42)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, 1), \text{ i.i.d.}^{168}$$

Uslovna varijansa šoka u trenutku t je funkcija kvadrata šokova (novosti ili grešaka, ε) iz prošlosti, pri čemu je potrebno da uslovna varijansa bude nenegativna. Ako je $\alpha_1 = 0$, uslovna varijansa je konstantna i uslovno homoskedastična. Pretpostavka da α_m budu nenegativni je lako narušiva. Primetno je da pozitivni i negativni šokovi imaju isti efekat na volatilitnost, odnosno da ne postoji efekat leveridža.

GARCH (1,1) model: realniji GARCH model je razvijen kao odgovor na teškoće prilikom ocenjivanja ARCH(p) modela, i što ρ (ε_{t-2}^2 , ε_{t-3}^2), ρ (ε_{t-3}^2 , ε_{t-4}^2), itd. opadaju veoma sporo.¹⁶⁹

$$\text{GARCH} : \sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2, \quad \varepsilon_t | I_{t-1} \succ N(0, \sigma^2) \quad (3.43)$$

$$\text{GARCH}(p, q) : \sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^p \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 + \sum_{k=1}^q \beta_k \sigma_{t-k}^2 \quad (3.44)$$

Uslovna varijansa se predviđa na osnovu prošlih predviđanja varijanse (σ_{t-1}^2) i realizacija same varijanse u prošlosti (ε_{t-1}^2). Jednačina 3.43. opisuje GARCH (p, q) model. Kada je $p = 0$, imamo ARCH (q) model, koga je razvio Engle. Kada je $p = 0$ i $q = 0$, varijansa procesa je beli šum sa varijansom ω .

¹⁶⁷ Izvor: Engle, R. (1982): Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of United Kingdom Inflation, *Econometrica*, No. 50, 987-1008.

¹⁶⁸ Skraćenica i.i.d. označava "Independently and identically distributed", odnosno slučajne promenljive ε_t imaju istu raspodelu i nezavisne su.

¹⁶⁹ Da bi ARCH model bio precizniji i bolji potrebno je dosta veliko q (broj sabiraka u ARCH modelu), dok je praksa pokazala da je GARCH (1,1) dovoljan da bi se prilično precizno opisao veliki broj finansijskih serija.

Izvor: Bollerslev, T. (1986): Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, No. 31, 307-327.

Jednačine 3.43. i 3.44. matematički prikazuju i fenomen grupisanja volatilnosti, kada veliki poremećaji, nezavisno od predznaka, imaju tendenciju postojanosti i uticaja na predviđanja volatilnosti. Docnje dužine p i q, određene su intenzitetima koeficijenata α_j i β_k koji utiču na stepen postojanosti.

GARCH model sa manjim brojem članova ima bolje performanse nego ARCH model sa mnogo parametara. Korisnost GARCH specifikacije je da takva specifikacija dozvoljava da se varijansa razvije u vremenu na sveobuhvatniji način nego što je to slučaj u jednostavnoj specifikaciji ARCH modela.

Najpoznatiji model, koji ima i najveću primenu je GARCH (1,1) model koji sadašnju volatilnost povezuje sa volatilnošću iz prethodnog perioda, kao i sa kvadratom prinosa:¹⁷⁰

$$\text{GARCH}(1,1): \sigma_{t+1}^2 = \omega + \alpha \varepsilon_t^2 + \beta \sigma_t^2 \quad (3.45)$$

On se može napisati i u izmenjenom obliku koji je lakši za primenu:

$$\text{GARCH}(1,1): \sigma_t^2 = \omega + \left[1 + \sum_{k=1}^{\infty} \prod_{i=1}^k (\alpha_1 \varepsilon_{t-i}^2 + \beta_1) \right] \quad (3.46)$$

Oznaka (1,1) je standardna notacija, u kojoj prvi broj označava broj uključenih autoregresionih lagova, odnosno ARCH članove jednakosti, dok se drugi broj odnosi na broj uključenih lagova pokretnih proseka i predstavlja broj GARCH članova u jednakosti.¹⁷¹ Da bi se obezbedila ograničenost i pozitivnost nezavisne varijanse uvodi se ograničenja na parametre: $\omega > 0$, $\alpha + \beta < 1$. Pored toga, potrebno je da se ograniče i moguće vrednosti GARCH parametara tako da uslovna varijansa uvek bude pozitivna.

Uslov stabilnosti GARCH (1,1) procesa je:

$$\omega > 0, \alpha, \beta \geq 0, (\alpha + \beta) < 1 \quad (3.47)$$

Odsečak (ω) je jednak γV_L pri čemu je V_L prosečna varijansna stopa.

$$\gamma + \alpha_1 + \beta_1 = 1 \quad (3.48)$$

Prosečna varijansa stopa u dugom roku je:

$$V_L = \frac{\omega}{1 - \alpha_1 - \beta_1} \quad (3.49)$$

Na osnovu prethodnih obrazaca možemo da zaključimo da se prosečna varijansna stopa povećava sa povećanjem odsečka, uslovne varijanse i varijanse iz prethodnog perioda.

¹⁷⁰ Izvor: Ibid.

¹⁷¹ Ponekad je za modele u koje je uključeno više od jednog laga neophodno pronaći adekvatnu prognozu varijanse.

Parametri u GARCH modelu se najčešće ocenjuju metodom maksimalne verodostojnosti¹⁷² (engl. Maximum-likelihood) koji uključuje iterativnu proceduru da bi se odredile vrednosti parametara maksimizirajući funkciju verodostojnosti. Procedura ocenjivanja parametara zasnovana na maksimizaciji funkcije verodostojnosti pretpostavlja da je raspodela za ε_t , $t=1,2 \dots$ takva da sve slučajne promenljive imaju isto očekivanje i disperziju i da su međusobno nezavisne. Neka je L verovatnoća da se uz date parametre α , β i ω dogodi određena vremenska serija prinosa. U obrnutom slučaju, parametre možemo pronaći ako nađemo maksimum funkcije L , uz ograničenja definisana uslovima 3.47.

Maksimizacija funkcije L po parametrima modela vrši se pomoću numeričkog algoritma za traženje maksimuma funkcije uz zadate uslove na parametre:¹⁷³

$$\ln L(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left[\ln(\sigma_t^2) + \left(\frac{\varepsilon_t}{\sigma_t} \right)^2 \right] \quad (3.50)$$

pri čemu: θ – predstavlja parametre iz jednačine uslovne varijanse.

Potpuno ekvivalentno, problem možemo svesti na postupak minimizacije:¹⁷⁴

$$-2 \ln L(\theta) = \sum_{t=1}^T \left[\ln(\sigma_t^2) + \left(\frac{\varepsilon_t}{\sigma_t} \right)^2 \right] \quad (3.51)$$

U simetričnom GARCH modelu $\theta = (\omega, \alpha \text{ i } \beta)$. Zavisnost logaritamske verodostojnosti od ω , α i β se javlja jer je σ_t data jednačinom 3.42.

Pored navedenih prednosti GARCH modela, neophodno je istaći i ograničenja prilikom njegove praktične implementacije. Prinosi nisu uvek ili za sve serije stacionarni, ne opisuju efekat leveridža (te se u tu svrhu preporučuje korišćenje E-GARCH) i fraktalnost u serijama. Budući da su opisani modeli parametarski modeli oni bolje rezultate daju u stabilnim tržišnim uslovima. Velike i nagle promene tržišnih uslova (poput tržišnih kriza) zahtevaju strukturne promene modela. Heteroskedastičnost ne opisuje sva ponašanja karakteristična za teške repove. Prema tome, ARCH/GARCH modele bi trebalo koristiti u sklopu većih sistema za podršku finansijskom odlučivanju.

IGARCH model sa dugom memorijom: obrazac 3.43. možemo iskazati i u modifikovanoj formi:¹⁷⁵

$$\text{GARCH}(1,1): \sigma_{t+1}^2 = \omega + \alpha(r_t^2 - \sigma_t^2) + (\alpha + \beta) \sigma_t^2 \quad (3.52)$$

¹⁷² Metoda maksimalne verodostojnosti predstavlja metodu izbora jedne vrednosti parametara modela kao ocene parametara, ali tako da funkcija verodostojnosti ima što je moguće veću vrednost.

¹⁷³ Izvor: Alexander, C., (2008): *Market Risk Analysis II, Practical Financial Econometrics*, John Wiley & Sons Inc, 137.

¹⁷⁴ Izvor: Ibid, 138.

¹⁷⁵ Izvor: Ibid, 157.

pri čemu: član $(r_t^2 - \sigma_t^2)$ predstavlja šok u seriji, dok parametar α određuje jačinu tog šoka na volatilitnost u budućnosti. Recipročna vrednost sume parametara $\alpha + \beta$ pokazuje kolikom se brzinom taj efekat guši. Ukoliko je $\alpha + \beta$ mali broj, tada se procena varijabilnosti brzo približava bezuslovnoj varijabilnosti. Kada je $\alpha + \beta = 1$, to ukazuje da će se pojaviti jedinični koren u uslovnoj varijansi i dobijamo IGARCH model (engl. Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity). Drugim rečima, šokovi iz prošlosti neće iščeznuti već će ostati perzistentni veoma dugo u vremenu.¹⁷⁶

$$\text{IGARCH: } \sigma_{t+1}^2 = \omega + (1 - \beta_1) \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (3.53)$$

Model koji se često u praksi koristi za kratkoročna predviđanja je nešto jednostavniji metod eksponencijalno ponderisanih pokretnih proseka (engl. Exponentially Weighted Moving Average, EWMA). Poznata metodologija J. P. Morgan RiskMetrics koristi ovaj model prilikom određivanja rizika).

Polazna pretpostavka modela je da skorije inovacije više utiču na volatilitnost u trenutku $t+1$. Inovacijama iz prošlosti se dodeljuju različiti ponderi¹⁷⁷

$$\text{EWMA: } \sigma_{t+1}^2 = \lambda \sigma_t^2 + (1 - \lambda) \varepsilon_t^2 \quad (3.54)$$

Parametar λ predstavlja faktor gušenja, tj. njena recipročna vrednost pokazuje koliko daleko inovacija ili slučajni šok u jednom periodu utiče na volatilitnost u budućim periodima. EWMA model predstavlja specijalni slučaj IGARCH modela, uz $\omega = 0$.

E-GARCH (1,1)-GED: Daniel Nelson¹⁷⁸ je 1991. godine predstavio eksponencijalni ili E-GARCH model koji dozvoljava pojavu asimetričnih šokova u volatilitnosti.

$$\text{E - GARCH (1,1): } \log(\sigma_t^2) = \omega + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \left[\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (3.55)$$

Pri čemu je: γ – koeficijent leveridža, odnosno asimetrična komponenta modela.

¹⁷⁶ Izvor: Ibid, 121.

¹⁷⁷ Izvor: RiskMetrics (1996): Technical Document, J. P. Morgan Reuters, 4th ed, New York, 79.

¹⁷⁸ Izvor: Nelson, D. B. (1991): Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach, *Econometrica*, Vol. 59, 347-370.

4. ANALIZA STANJA NOVONASTAJUĆEG TRŽIŠTA KAPITALA REPUBLIKE SRBIJE: BEOGRADSKA BERZA

Krajem 1960-ih i početkom 1970-ih godina, autori su, pored sektorske diversifikacije, počeli da razmatraju i potencijale međunarodne diversifikacije. Prvi radovi o međunarodnoj diversifikaciji su radovi Grubel (1968)¹⁷⁹, Levy i Sarnat (1970)¹⁸⁰ i Lessard (1973)¹⁸¹. Godinama unazad investitori na razvijenim tržištima kapitala koriste mogućnosti koje im pruža međunarodna diversifikacija portfolia.¹⁸² Početkom sedamdesetih godina 20. veka, primećeno je da uključivanje akcija inostranih kompanija u portfolio može redukovati rizik uz istovremeno zadržavanje očekivanih prinosa, usled manje korelacije kretanja prinosa akcija na inostranim tržištima kapitala u odnosu na akcije na domaćem tržištu. Usled rastućeg udela novonastajućih tržišta u svetskom tržištu, koja su još manje korelisana sa razvijenim tržištima, porastao je i značaj tržišta kapitala u nastajanju kao investicione alternative globalnih portfolio menadžera. U mnogim zemljama, tržišta hartija od vrednosti brzo su se razvila od plitkih tržišta malog obima transakcija, sa ograničenim brojem međunarodnih učesnika, do značajnog izvora kapitala sa impresivnim podacima o prinosima akcija, doduše u kratkom vremenskom periodu trgovanja. Potencijal tržišta u nastajanju, u poslednje vreme je privukao pažnju globalnih portfolio menadžera, ali i finansijskih ekonomista koji naglašavaju značaj diversifikacije koja tržišta u nastajanju imaju.

U cilju istraživanja karakteristika novonastajućih tržišta kapitala sprovedene su brojne empirijske studije sa predmetom analize: volatilnost, odgovor na eksterne informacije i odnos prinosa-rizik. Studija koju su 1992. godine sproveli Divecha, Drach i Stefek¹⁸³ obuhvatila je 23 novonastajuća i 3 zrela tržišta kapitala. Zaključak navedene studije je da novonastajuća tržišta kapitala imaju veću volatilnost prinosa akcija u poređenju sa zrelim tržištima. Ova povećana volatilnost ukazuje na veću izloženost riziku investiranja. Pored toga, studija je potvrdila nisku korelaciju prinosa novonastajućih i zrelih tržišta kapitala, kao i nisku korelaciju između različitih novonastajućih tržišta (osim Malezije, Hong Konga i Singapura), ali i visok stepen korelacije između analiziranih razvijenih tržišta kapitala. Povećani rizik investiranja u novonastajuća tržišta kapitala usled volatilnosti prinosa može se smanjiti kreiranjem dobro diversifikovanih portfolia sa nekorelisanim tržišnim indeksima. Autori studije su nisku korelisanost slabo razvijenih tržišta objasnili malim obimima trgovine a time i manjim stepenom ekonomske integracije.

¹⁷⁹ Izvor: Grubel, H. G.: (1968): Internationally Diversified Portfolios: Welfare Gains and Capital Flows, *American Economic Review*, No. 58, 1299-1314.

¹⁸⁰ Izvor: Levy, H., Sarnat, M. (1970): International Diversification of Investment Portfolios, *American Economic Review*, No. 60, 668-675.

¹⁸¹ Izvor: Lessard, D. R. (1973): International Portfolio Diversification: a Multivariate Analysis for a Group of Latin American Countries, *Journal of Finance*, Vol. 28, No. 3: 619-633

¹⁸² Izvor: Jorion, P. (1985): *International Portfolio Diversification with Estimation Risk*, *The Journal of Business*, Vol. 58, No. 3, 259-278; Elton, E. J., Gruber, M. J. (1995): *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*, 5th ed, John Wiley & Sons Inc, New York.

¹⁸³ Izvor: Divecha, A. B., Drach, J., Stefek, D. (1992): Emerging Markets: A Quantitative Perspective, *Journal of Portfolio Management*, Vol. 19, No. 1, 41-52.

Rezultati drugih istraživanja pokazali su da su korelacije prinosa između pojedinih razvijenih tržišta kapitala veće nego korelacije između razvijenih i tržišta u nastajanju.¹⁸⁴ Niski koeficijenti korelacije između pojedinačnih tržišta u nastajanju, ali i između tržišta u nastajanju i razvijenih tržišta zemalja OECD-a, govore u prilog investiranja u tržišta u nastajanju.

Studija koju je Harvey¹⁸⁵ sproveo 1995. godine, a koja je obuhvatila više od 800 akcija kompanija iz zemalja Latinske Amerike, Azije, Evrope, Afrike i Srednjeg Istoka, pokazala je da dodavanje portfolia tržišta u nastajanju diversifikovanom portfoliu razvijenog tržišta kapitala smanjuje ukupnu rizičnost portfolia za oko 6 % uz održavanje konstantnog očekivanog prinosa. Međutim, uz dobitke zbog međunarodne diversifikacije uključivanjem akcija novonastajućih tržišta kapitala pojavili su se i izvesni problemi koji se odnose na specifičnosti ovih nedovoljno razvijenih, visoko fragmentisanih tržišta kapitala. Naime, tržišta u nastajanju imaju viši nivo rizika nego razvijena tržišta. U odnosu na razvijena tržišta kapitala, na kojima se trguje velikim brojem likvidnih hartija od vrednosti, tržišta u nastajanju imaju veću volatilnost, ali i niz drugih specifičnosti, prvenstveno više prosečne stope prinosa, malu korelaciju sa razvijenim tržištima i veću predvidivost prinosa.¹⁸⁶

Zaključci koje su Goetzman i Jorion¹⁸⁷ 1999. godine izveli na osnovu komparativne analize prinosa i rizika 19 razvijenih tržišta i 11 tržišta u nastajanju pokazuju da su razvijena tržišta u analiziranim periodima imala prosečan dolarski prinos od 6,9 % i rizik od 19,8 %, dok su tržišta u nastajanju imala prosečan dolarski prinos od 9,1 % i rizik od 34,8 %. Prosečan prinos tržišta u nastajanju, meren u periodu od 1975. do 1996. godine, bio je tri puta veći od prosečnog prinosa razvijenih tržišta merenog od 1920-tih godina do 1996. godine. U periodu od 1975. do 1996. prosečan dolarski prinos za sva tržišta kapitala u nastajanju (klasifikovana prema International Finance Corporation – IFC), iznosio je 18,4 %, dok je rizičnost iznosila 41,6 %.¹⁸⁸ Predstavljeni rezultati potvrđuju pretpostavku o značajno većoj nestabilnosti tržišta kapitala u nastajanju u odnosu na razvijena tržišta, koja je kompenzovana višim stopama prinosa.

¹⁸⁴ Izvor: Dailami, M., Atkin, M. (1990): *Stock Markets in Developing Countries*. Country Economics Department - The World Bank and Economics Department - International Finance Corporation. Working Paper 515, 38.

¹⁸⁵ Izvor: Harvey, C. R. (1995): Predictable Risks and Returns in Emerging Markets, *The Review of Financial Studies*, No. 8, 773-816. Studijom je obuhvaćena Argentina, Brazil, Čile, Kolumbija, Meksiko, Venecuela, Indija, Indonezija, Koreja, Malezija, Pakistan, Filipini, Tajvan, Tajland, Grčka, Portugal, Turska, Jordan, Nigerija i Zimbabve

¹⁸⁶ Izvor: Bekaert, G., Harvey C. R. (1997): Emerging Equity Market Volatility, *Journal of Financial Economics*, No.43:1, 29-78. Istraživanje je sprovedeno na uzorku od 20 tržišta u nastajanju prema klasifikaciji IFC.

¹⁸⁷ Prilikom dobijanja podataka o prosečnim prinosima i rizičnosti dve grupe zemalja autori su koristili različite vremenske intervale za svaku zemlju, u zavisnosti od raspoloživih podataka. Za većinu zemalja iz grupe razvijenih tržišta, korišćeni su podaci od 1920-1996. godine (SAD, Kanada, Belgija, Francuska, Holandija, Španija, Švedska, Velika Britanija), Nemačka (1920-44, 1950-96), Japan (1920-44, 1949-96), Austrija (1924-96), Danska i Švajcarska (1925-96), Norveška (1927-96), Italija (1928-96), Finska, Australija i Novi Zeland (1930-96), Irska (1933-96). Za jedanaest tržišta u nastajanju uključenih u istraživanje, podaci su dostupni u kraćem vremenskom periodu: Čile (1927-71, 1973-96), Portugal (1930-74, 1977-96), Meksiko (1934-96), Kolumbija (1936-96), Venecuela (1937-96), Indija (1939-1996), Peru (1941-52, 1957-77, 1988-96), Argentina (1947-66, 1975-96), Filipini (1954-96), Pakistan (1960-96), Brazil (1961-96).

¹⁸⁸ Izvor: Goetzmann, W. N., Jorion, P. (1999): Re-Emerging Markets, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 34, No. 1, 1-32.

Opsežnije istraživanje sprovedeno na tržištima u razvoju u periodu od 1995. do kraja 2007. godine obuhvatilo je 26 zemalja, i analizom kretanja nedeljnih prinosa tržišnih indeksa akcija potvrdilo je njihovu međusobno nisku korelaciju, kao i nisku korelisanost sa tržištima akcija razvijenih zemalja.¹⁸⁹ U navedenoj studiji najpre je prikazana deskriptivna statistika makroekonomskih performansi država obuhvaćenih studijom, kako bi se statističkom metodom potvrdile međusobne razlike koje mogu da obezbede dobro diversifikovan međunarodni portfolio. Primenjena metodologija predstavlja analizu glavnih komponenti nad prinosima tih tržišta, koja za rezultat ima šest značajnih faktora. One države koje pripadaju istom faktoru ostvaruju slične performanse prinosa pa autori ne preporučuju ulaganje u sve akcije istog faktora. Autori pomenute studije su naveli primere nekoliko država koje imaju relativno visoka faktorska opterećenja za više od jednog faktora. S obzirom da su prinosi tih država u korelaciji s prinosima zemalja iz više faktora, investitorima se ne preporučuju ulaganja u zemlje u kojima su međusobne korelacije tržišta relativno visoke.

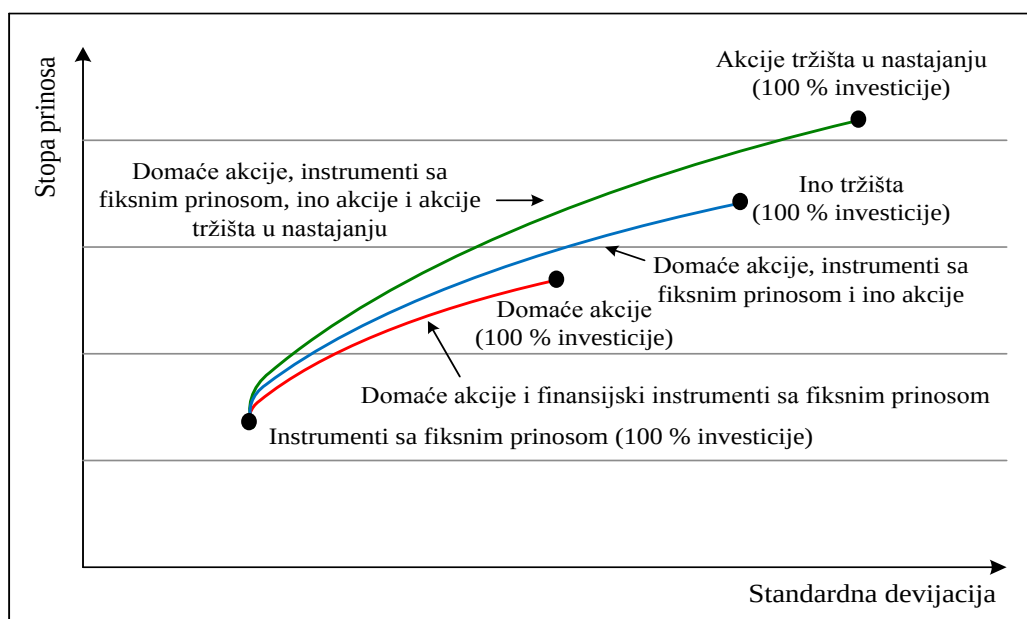
Slična studija sprovedena 2012. godina¹⁹⁰ imala je za predmet ocenu mogućnosti međunarodne diversifikacije Indije i njenih najznačajnijih trgovinskih partnera (Kina, Nemačka, Hong Kong, Izrael, Malezija, Holandija, Singapur, Švajcarska, Velika Britanija i SAD), kako bi ocenili mogućnosti investiranja između tih zemalja. Kao metodološka aparatura korišćena je analiza glavnih komponenti nad mesečnim prinosima tržišnih indeksa zemalja obuhvaćenih istraživanjem u periodu od januara 2000. do decembra 2010. godine. Rezultati ove studije su pokazali da bi za indijske investitore najefikasnije bilo ulaganje u indekse onih država koje ne pripadaju faktoru u kojem se nalazi Indija (to su na primer, Nemačka, Holandija, Velika Britanija, Švajcarska i SAD).

Visoke stope prinosa i niska korelacija sa razvijenim tržištima, dovode do pomeranja efikasne granice standardnog Markowitz-evog modela spolja, što je ilustrovano slikom 4.1. na kojoj su prikazane granice efikasnosti različitih kombinacija finansijske aktive i investicionih strategija. Pored toga, prilikom međunarodne diversifikacije portfolio investitori moraju uzeti u razmatranje i rizik promene deviznog kursa. Svaka nagla depresijacija nacionalne valute zemlje sa novonastajućim tržištem kapitala, drastično povećava izloženost valutnom riziku ukupnog portfolia (konstruisanog od akcija zrelih i novonastajućih tržišta). Takođe, pojavom globalnih kriza na tržištima kapitala, a usled sve veće integrisanosti međunarodnih finansijskih tokova drastično je povećana korelacija između pojedinih nacionalnih tržišta kapitala i umanjene prednosti efikasne alokacije finansijske aktive konstruisanjem međunarodnog portfolia.

¹⁸⁹ Istraživanje je obuhvatilo sledeće države: Argentinu, Brazil, Čile, Kolumbiju, Meksiko, Peru, Venezuelu, Kinu, Indiju, Indoneziju, Južna Koreju, Maleziju, Pakistan, Filipine, Tajland, Tajvan, Češku, Mađarsku, Poljsku, Rusiju, Tursku, Egipat, Izrael, Jordan, Maroko i Južnoafričku Republiku, a kao razvijeno tržište autori su koristili SAD.

Izvor: Meric, I., Prober, L. M., Eichorn, B. H., Meric, G. (2009): A Principal Components Analysis of the Portfolio Diversification Benefits of Investing in Emerging Stock Markets, *Middle Eastern Finance and Economics*, No. 4, 110-116.

¹⁹⁰ Izvor: Harper, A., Jin, Z. (2012): Comovements and Stock Market Integration Between India and its Top Trading Partners: a Multivariate Analysis of International Portfolio Diversification, *International Journal of Business and Social Science*, Vol 3., No. 3, 50-56.



Slika 4.1. Efikasna granica različitih kombinacija finansijske aktive i investicionih strategija

Finansijska tržišta u nastajanju karakterišu sledeći specifični rizici, koji za ishod imaju visoku volatilnost ovih tržišta i značajno otežavaju praktičnu primenu MV modela:

- tržišta kapitala u nastajanju predstavljaju plitka tržišta na kojima mali broj akcija dominira u strukturi tržišnog indeksa, te je na ovim tržištima uočljiv problem nelikvidnosti.¹⁹¹ Problem nelikvidnosti akcija se ogleda u velikom broju dana bez cenovnih signala, tzv. nesinhronom trgovanju¹⁹², nedostatku stabilnih i visokih dnevnih prometa, visokoj volatilnosti cena i mogućnosti uticaja na cenu pri izvršenju transakcija velikog obima. Nelikvidnost smanjuje sigurnost i povećava rizik da investitori neće biti u mogućnosti da zatvore svoje pozicije bez velikog gubitka uložene imovine. Nelikvidnost domaćeg tržišta posledica je činjenice da ono ne vrši svoju osnovnu funkciju - mesta prikupljanja kapitala, već predstavlja ambijent na kome se vrši preuzimanje kompanija. Na strani ponude dominantno učestvuju individualni vlasnici, koji su akcije stekli, najčešće besplatnom podelom u procesu masovne privatizacije, dok na strani tražnje dominantno učestvuje korporativni sektor, što prouzrokuje značajnu koncentraciju vlasništva i nestajanja finansijskog materijala sa tržišta. Usled nedostatka dovoljno velikog broja likvidnih akcija otežano je postizanje diversifikacije, dok korekcija funkcije korisnosti za nelikvidnost granicu efikasnosti standardnog Markowitz-evog modela skraćuje i pomera udesno. Posebna pažnja se mora posvetiti interpolaciji nedostajućih cenovnih signala kod nesinhronog trgovanja, nasuprot metodu prepisivanja poslednje zabeleženog cenovnog signala koji stvara privid negativne korelisanosti i kreira kvazi-optimalne portfolije.

¹⁹¹ Tržište je likvidno ukoliko se transakcije velikog obima mogu trenutno i kontinuirano realizovati bez većih promena cene. Nelikvidnost i povećani transakcioni troškovi osnovni su simptomi neefikasnosti tržišta hartija od vrednosti.

Izvor: Bekaert, G., Harvey, C. R. (2005): *Capital Markets: An Engine for Economic Growth*, Catalyst Monograph Series, Catalyst Institute.

¹⁹² Nesinhrono trgovanje (engl. Nonsynchronous trading) se definiše kao beleženje cenovnih signala u jednakim vremenskim intervalima iako su oni zapravo zabeleženi u različitim intervalima. Izvor: Campbell, J. Y., Lo, A. W., MacKinlay, A. C. (1997): *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton, Princeton University Press.

Prisustvo malog broja velikih institucionalnih investitora iluzornim čini očekivanje da se cena neke nelikvidne akcije neće promeniti pod uticajem takvog aktera na tržištu. Na domaćem tržištu izraženiji je i rizik ocene ulaznih parametara zbog malog broja dostupnih akcija, što granicu efikasnosti pretvara u pojas. Individualni investitori nastoje da ostvare kapitalne dobitke, ali je broj akcija kojima se frekventno trguje u slobodnom prometu neznatan (svega 10 do 20 %). Dnevni obim trgovanja je nizak, što izaziva veću rizičnost akcija. U danima kada se ne trguje nekom hartijom, nema ni registrovane cene (nesinhrono trgovanje), što posebno otežava ekonometrijska testiranja (nadomešćivanje nedostajućih podataka u prekinutim vremenskim serijama).

- Problem prilikom određivanja tržišnog proxy-a: na razvijenim tržištima kapitala kao tržišni benčmark najčešće se koriste berzanski indeksi. Na malim, visokofragmentisanim tržištima našeg regiona, poput Beogradske berze, mali je broj akcija kojima se trguje, promena nivoa kapitalizacije nije reprezentativna mera likvidnosti nastajućih tržišta, a nelikvidnost akcija dovodi do čestih revizija strukture indeksne korpe. Izbor tržišnog portfolia posebno u uslovima ograničenog broja likvidnih hartija i velikog učešća akcija iz sektora finansijskog posredovanja u tržišnoj kapitalizaciji ujedno je i otežavajući faktor praktične implementacije Modela vrednovanja kapitala (CAPM) i pouzdane procene beta koeficijenata.

- Efikasnost finansijskog tržišta predstavlja spornu tačku u savremenoj ekonomskoj teoriji, posebno naglašenu kod novonastajućih tržišta: hipoteza efikasnog tržišta podrazumeva da se zbog velikog broja učesnika i konkurencije na tržištu, cene trenutno prilagođavaju aktuelnim informacijama i da je njihova tržišna vrednost jedino merodavna. Na domaćem tržištu kapitala, većina dostupnih informacija nije pouzdana, a racionalno ponašanje investitora otežava i netransparentnost domaćeg tržišta, na kojem nisu uspostavljena stroga pravila izveštavanja javnosti. Niski zahtevi za otkrivanje poslovanja i naglašena informaciona asimetrija onemogućavaju validnu procenu pouzdanosti informacije i olakšavaju manipulacije plasiranjem glasina. Na domaćem tržištu se akcijama većih kompanija u većoj meri i trguje, tako da se novopristigle informacije najpre odražavaju na cene akcija velikih kompanija, a kasnije na akcije malih izdavalaca. Pomenuta vremenska razlika dovodi do pozitivnog kretanja cena akcija, odnosno serijalnosti prinosa kada trenutne opservacije predstavljaju deo serije promena cene i prinosa koje nisu slučajne varijable. Navedene karakteristike umanjuju transparentnost tržišta. Naime, pravilima berzi, često nije predviđen adekvatan nivo otkrivanja informacija, a računovodstveni standardni često nisu kompatibilni sa međunarodnim standardima, ili izostaje puna primena međunarodnih računovodstvenih standarda.

- Neispunjenost pretpostavke o normalnoj distribuciji prinosa: MV model se zasniva na pretpostavkama o normalno distribuiranim prinosima ili na kvadratnoj funkciji korisnosti investitora. Klasična teorija pretpostavlja da su prinosi finansijske aktive slučajne promenljive, a u dužim vremenskim periodima raspodela prinosa poprima oblik Gauss-ove normalne raspodele. Međutim, za kratkoročne periode, istorijske raspodele su asimetrične i poseduju osobinu teških repova, pa je mogućnost pojavljivanja ekstremnih vrednosti veća nego što to predviđa normalna raspodela, što je izraženo i na razvijenim tržištima kapitala. Istraživanje sprovedeno 1997. godine¹⁹³ pokazalo je da su stope prinosa većine tržišta kapitala obuhvaćenih studijom (osim Nemačke, Japana i Švajcarske) pozitivno asimetrične.

¹⁹³ Izvor: Chunhachinda, P., Dandapani, K., Hamid, S., Parakash, A. J. (1997): Portfolio Selection and Skewness: Evidence from International Stock Markets, *Journal of Banking & Finance*, 21, 143-167.

Za mesečne stope prinosa negativne koeficijente asimetrije ostvarili su prinosi akcijskih indeksa Italije, Holandije i Švajcarske. Korišćenjem Shapiro-Wilk W-testa, hipoteza o normalnom rasporedu empirijskih distribucija prinosa odbačena je za pet tržišta: Hong Kong, Italija, Japan, Holandija i Singapur na nivou pouzdanosti od 10 %. Analiza mesečnih stopa prinosa pokazala je da se na nivou pouzdanosti od 10 % hipoteza o normalnom rasporedu empirijskih distribucija prinosa prihvata za samo tri analizirana tržišta: Holandija, Nemačka i Velika Britanija. Od 14 analiziranih tržišta kapitala obuhvaćenih studijom, čak 11 je pokazalo značajne koeficijente asimetrije distribucije prinosa. Studija koja je za predmet analize imala komparativnu analizu empirijskih distribucija prinosa tržišta kapitala južnoameričkih zemalja i vodećih industrijskih zemalja sveta sprovedena 2001. godine¹⁹⁴ pokazala je da su tržišta kapitala industrijskih zemalja Kanade, Nemačke, Velike Britanije i SAD-a prošla JB testa normalnog rasporeda prinosa, dok prinosi tržišta kapitala Japana i Australije nisu prošli JB test normalnog rasporeda empirijskih distribucija prinosa. Među južnoameričkim tržištima kapitala obuhvaćenih studijom (Argentina, Brazil, Čile i Meksiko), samo su prinosi tržišta kapitala Čilea prošli test normalnog rasporeda distribucije prinosa. Studija u kojoj je izvršena analiza asimetrije i spljoštenosti distribucije prinosa, sprovedena od aprila 1987. do marta 1997. godine,¹⁹⁵ pokazala je da prosečan mesečni prinos tržišnih indeksa novonastajućih tržišta kapitala ima pozitivnu u slučaju Argentine (3,32), Brazila (0,25), Čilea (0,28), Kolumbije (1,63), Grčke (1,76), Indije (0,72), Jordana (0,17), Nigerije (1,49), Pakistana (1,23), Filipina (0,67), Portugala (2,35), Južne Koreje (0,59), Tajvana (0,59), Turske (0,97), Venecuele (0,25), Zimbabvea (0,02), dok su negativni koeficijenti asimetrije zabeleženi u tri zemlje: Malezija (-0,86), Meksiko (-1,01) i Tajland (-0,19). Mera spljoštenosti za većinu zemalja je značajno veća od 3: Argentina (20,22), Kolumbija (4,14), Grčka (6,33), Meksiko (5,41), Nigerija (19,64), Pakistan (4,27), Filipini (3,69), Portugal (12,91), dok je mera asimetrije manja od 3 zabeležena za naredne zemlje: Brazil (1,09), Čile (-0,07), Indija (1,11), Jordan (1,53), Malezija (2,79), Južna Koreja (0,42), Tajvan (1,45), Tajland (1,81), Turska (1,04), Venecuela (2,23), Zimbabve (1,25). U pomenutoj studiji izvršeno je i testiranje koeficijenata autokorelacije prvog reda. Pozitivni koeficijenti autokorelacije prvog reda zabeleženi su za prinose: Čilea (0,29), Kolumbije (0,45), Grčke (0,13), Indije (0,15), Meksika (0,34), Pakistana (0,26), Filipina (0,21), Južne Koreje (0,26), Tajvana (0,05), Tajlanda (0,09), Turske (0,15), Venecuele (0,12) i Zimbabvea (0,29). Negativni koeficijenti autokorelacije prvog reda uočeni su u slučaju prinosa Argentine (-0,08), Brazila (-0,08), Jordana (-0,05), Malezije (-0,03) i Nigerije (-0,02). Analizom uticaja različitih varijabli na koeficijent asimetrije, autori studije su pronašli negativnu korelisanost između visine koeficijenta asimetrije i ICRG rejtinga zemlje (Political Risk Services: International Country Risk Guide – Composite), tržišne kapitalizacije i rasta GDP-a: niži ICRG rejting, niži nivo tržišne kapitalizacije i niža stopa rasta GDP-a povećava šanse za većom pozitivnom asimetrijom prinosa. Koeficijent asimetrije je snažno pozitivno korelisan sa stopom inflacije, B/P raciom i beta koeficijentom u odnosu na MSCI svetski indeks. Na sličan način, autori su pronašli negativnu korelaciju spljoštenosti sa ICRG rejtingom, tržišnom kapitalizacijom i rastom GDP-a, dok je koeficijent spljoštenosti takođe pozitivno korelisan sa stopom inflacije, B/P raciom i beta koeficijentom u odnosu na MSCI svetski indeks.

¹⁹⁴ Izvor: Susmel, R. (2001): Extreme Observations and Diversification in Latin America Emerging Equity Markets, *Journal of International Money and Finance*, No. 20, 971-986.

¹⁹⁵ Izvor: Bekaert, G., Erb, C., Harvey, C. R., Viskanta. T. (1998): *The Behavior of Emerging Market Returns*. Richard Levich ed. (1998): *The Future of Emerging Market Capital Flows*, Kluwer Academic Publishers, Boston, Chapter 5, str. 107-173.

Finansijske serije pored asimetrije, poseduju i osobinu heteroskedastičnosti koja doprinosi spljoštenosti raspodele kratkoročnih prinosa. Iz tog razloga je neophodno ispitati svojstva empirijskih distribucija prinosa domaćih akcija i modele optimizacije koji ne pretpostavljaju teorijski oblik distribucije. Izvesna istraživanja su odbacila i pretpostavku o kvadratnoj funkciji korisnosti, smatrajući je neadekvatnom jer podrazumeva rastuću apsolutnu averziju prema riziku. Da bismo pojasnili širi kontekst i bolje razumeli sprovedeno istraživanje, u narednom delu rada prezentovani su osnovni makroekonomski indikatori, dat je kratki prikaz tržišne mikrostrukture, razvoja i trenutnog stanja tržišta hartija od vrednosti u Srbiji.

4.1. Hronološki pregled razvoja, delatnost i organizacija Beogradske berze

Osnivanje i organizacija Beogradske berze: začetak ideje o uspostavljanju institucije čija bi osnovna funkcija bila kontrolisanje kretanje vrednosti novca u Srbiji pronalazimo tridesetih godina 19. veka. Srpsko trgovačko udruženje iniciralo je donošenje Zakona o javnim berzama, koji je Narodna skupština 03.10.1886. godine usvojila, a koji je proglasio i objavio tadašnji kralj Srbije Milan M. Obrenović.¹⁹⁶ U tadašnjoj Srbiji osnivanje berze je imalo nacionalni i ekonomski značaj, i predstavljalo potvrdu državnosti Srbije i osnivanje samostalnih institucija. Osam godina nakon usvajanja Zakona, Berza je počela da radi. Osnivačka skupština je održana 21.10.1894. godine, na kojoj je izabrana stalna uprava i berzanski posrednici. Berza je svečano otvorena 01.01.1895. godine, a dva dana kasnije je počela sa radom.¹⁹⁷ Cilj osnivanja Berze i osnovna premisa Zakona o javnim berzama je bila: unapređenje, olakšanje i regulisanje trgovinskog prometa: robe (naročito poljoprivrednih proizvoda), svih hartija od vrednosti čije je kotiranje dopušteno, čekova i bonova, kovanog i papirnog novca. Berza je imala dva komesara – jednog koji je imao nadzorno-kontrolnu ulogu, da bi se sprečile eventualne zloupotrebe, i drugog koji je nadgledao pravilnu primenu naredbi za trgovanje valutama, devizama i HOV.

Tokom početnog perioda rada, Beogradska berza je postigla značajne rezultate. Prvobitno je pokušano sa razvojem produktivne berze, radi formiranja tržišnih cena poljoprivrednih proizvoda. Prvi berzanski sastanci održani su u hotelu „Bosna“ na obali Save, gde su se sastajali izvoznici i ugovarali isporuku mesnate slanine, pasulja i suvih šljiva. Tada se održavao samo jedan berzanski sastanak i u jednom odeljenju sklapani su svi berzanski poslovi (valute, efekti i roba). Valutno-devizno trgovanje je uspešno radilo od samog početka, a sa razvojem menjačkih poslova valutno-devizni poslovi su beležili rast. Uporedo sa razvojem trgovanja, formira se Odeljenje za robu, koje ostaje na obali Save kao Produktna berza, i Odeljenje za valute i efekte, Valutna berza, prešla je u prostorije hotela „Srpska Kruna“ u Knez Mihajlovoj ulici. Tu je berza radila sve do početka Prvog svetskog rata. U tom periodu, Beogradska berza je važila za najbolje organizovanu privrednu ustanovu, bila je jedna od najstarijih berzi u Evropi, a cene koje su utvrđivane bile su reperne cene proizvoda na drugim evropskim berzama.

¹⁹⁶ Izvor: *Monografija Beogradske berze 1894 – 1994*, objavljena povodom stogodišnjice Beogradske berze, 12-15.

¹⁹⁷ Izvor: *Ibid*, 15-20.

Skupština je bila najviši organ Beogradske berze, a upravni odbor je rukovodio njenim radom. Sekretar i pomoćno osoblje su obavljali stručno-administrativne poslove, a finansijsku kontrolu, knjiženje i poslove blagajne je vršio finansijski odbor berze. Član berze je mogao da postane domaći državljanin, vlasnik firme ili član ortačke firme, a strani državljani su mogli postati članovi berze na bazi reciprociteta u njihovoj zemlji. Berzanski sastanci su održavani svakog dana u određeno vreme, osim subote. Svi zaposleni su imali berzansku kartu za rad na berzi. Poslove su obavljali berzanski posrednici, a na Produktivnoj berzi ovlašćeni berzanski agenti. Berzanski posrednici su vodili table sa ponudom i tražnjom i glasno objavljivali cenu po kojoj je posao zaključen. Zvanične kurseve na Berzi je utvrđivala Kursna komisija. Berza je imala neku vrstu trezora za smeštaj HOV koje su deponovane kao obezbeđenje za zaključene poslove. Klirinška služba je pravila petnaestodnevne obračune i preko blagajne isplaćivala razliku između kupljenih i prodatih vrednosti. Član ili posetilac Berze koji je želeo da obavlja terminske poslove bio je obavezan da deponuje kauciju i obračunske razlike u gotovom novcu ili HOV. Kurs za terminske poslove je utvrđivan svakih sedam dana. Berza je imala izabrani sud (šezdeset sudija podeljenih u četiri grupe), radi rešavanja berzanskih sporova. Sud je rešavao sve sporove nastale u vezi sa berzanskim poslovima. Berza je donela i uzanse za valute, devize i efekte, po osnovu kojih su sklapane zaključnice odmah posle unošenja podataka u dnevnik. Devize su beležene u dinarima, osim onih koje su evidentirane u američkim dolarima ili francuskim francima. Promptni poslovi su izvršavani odmah, ili najkasnije sledećeg radnog dana do 11 časova. Terminski poslovi su ugovarani za tačno određeno vreme isporuke berzanskog materijala, ali rok nije mogao biti duži od 6 meseci. Početkom XX veka, na Berzi su se kotirale različite hartije od vrednosti. Najtraženije i najstabilnije bile su državne hartije, jer je poverenje u državu bilo veće nego u akcionarska društva. Na Berzi su se kotirale akcije preko 140 novčanih zavoda.

Beogradska berza između dva svetska rata: Beogradska berza je obnovila rad po stvaranju Kraljevine Srba, Hrvata i Slovenaca i pripajanja teritorija koje su bile u sastavu Austrougarske. Po nastavku rada Beogradske berze, osnivaju se i druge berze: Zagrebačka (1919), Novosadska (1921), Ljubljanska (1924), Somborska (1925) i Skopljanska (1928). S obzirom na to da je postojala velika razlika u strukturi privrede i nivou razvijenosti, izrađen je Pravilnik o osnivanju Delegacije berzi. Cilj je bio da se okupe sve domaće berze i olakša poslovanje po berzanskim pravilima, odnosno da se širi i podigne princip vere i poštenja u razvoju moralnog kodeksa. Beogradska berza je počela rad u Knez Mihajlovoj br. 37, zatim se preselila u zgradu br. 46, u istoj ulici, a kasnije u Palatu Akademije nauka u Jakšićevoj ulici br. 2, gde je ostala sve do useljenja u sopstvenu zgradu. Berza je 1934. godine dobila sopstvenu zgradu na Kraljevom trgu br. 13, između Univerziteta i Dubrovačke ulice (danas Kralja Petra). U periodu između dva svetska rata, posle pauze od četiri godine i u izuzetno teškoj privrednoj situaciji, Berza ponovo pokreće aktivnosti – priprema pravne regulative, nove uzanse i, shodno tome, postižu se i novi rezultati. Najintenzivnije trgovanje ostvareno je od 1923. do 1930. godine. To je i period konsolidacije privrede i stabilizacije dinara. Ovaj period je po razvojnim karakteristikama bio najobimniji i najintenzivniji, sve do velike svetske krize, koja se odrazila i na poslovanje naše privrede. Posle toga je evropske zemlje zahvatila kriza, započeta u SAD, te je u tom vremenu prevlađivao klirinški način plaćanja. U drugoj polovini tridesetih godina su sve evropske zemlje počele pripreme za Drugi svetski rat, što je nepovoljno uticalo i na rad Beogradske berze.

Izgradnjom nove zgrade na Kraljevom trgu br. 13, u koju je Berza useljena 1934. godine, obezbeđeni su savremeni uslovi za rad, nove tehničke mogućnosti, upotreba savremenih sredstava komunikacije, funkcionisanje berzanskog suda. Promet Berze se povećavao, berzansko poslovanje beležilo je uspon, svakoga dana Berzu je posećivalo 100-150 lica, a kursni list se štampao u hiljadu primeraka na tri jezika. Tadašnja Beogradska berza je postigla veliki ugled i svrstala se među vodeće evropske berze tog vremena. Ratne pretnje su otežale rad svih berzi, pa i Beogradske. Tako je poslednja godišnja skupština sa rezultatima za 1939. godinu održana 1940. godine. Posle 10 meseci zemlja je okupirana i Beogradska berza je po drugi put prestala sa radom. Poslednji sastanak Upravnog odbora održan je 18.03.1941. godine.

Obeležja finansijskih tržišta posle Drugog svetskog rata: za vreme Drugog svetskog rata finansijska tržišta nisu mogla normalno da funkcionišu. Aktivnosti su bile svedene u okvire nacionalnih granica, pa su neke berze obustavile rad. Sve do 1953. godine su trajali naponi da se svetski monetarni sistem i finansijska tržišta oporave. Od tada počinje uspon finansijskih tržišta koji traje do danas. U zemljama sa kapitalističkim privrednim sistemima trajale su aktivnosti na obnavljanju finansijskih tržišta, a u zemljama realnog socijalizma se odvijao suprotan proces. Finansijsko tržište, naročito sekundarno tržište HOV, je proglašeno nepovoljnom tvorevinom. Sekundarno finansijsko tržište je ukinuto, a banke i finansijske institucije su postale servis države sa zadatkom da distribuiraju sredstva i akumulaciju u skladu sa planovima razvoja. U bivšoj Federalnoj državi sa socijalističkim uređenjem berze nisu radile, već samo banke i federalni fondovi. Beogradska berza je prestala sa radom 1953. godine. Neke hartije od vrednosti se ukidaju – akcije, a neke su zadržane – ček, menica, obveznica, ali više nisu bile predmet sekundarne trgovine. Promet se realizovao na relaciji: izdavalac (dužnik) – korisnik (poverilac). Mnogi poznati trgovci, bankari i članovi Berze nestali su tokom rata, ili su nakon rata osuđeni kao neprijatelji režima. Na taj način, sa Berzom su otišli i ljudi koji su osnovali Berzu, odnosno, omogućavali njen rad. Mnogima je oduzeta imovina, a uništen je i veliki deo dokumentacije i materijala iz zgrade stare Beogradske berze. Jedino se može reći da je donekle bilo organizovano Tržište novca i HOV, osnovano 1967. godine pri Udruženju banaka Jugoslavije. Cene HOV bile su propisane u visini eskontne stope.

Treći početak rada Beogradske berze: nakon Drugog svetskog rata pa sve do 1990-tih godina, u Republici Srbiji tržište hartija od vrednosti praktično nije postojalo. Tradicija emitovanja hartija od vrednosti radi formiranja kapitala u Srbiji je skromna, a dugi niz godina, bankarski zajmovi su predstavljali najvažniji izvor eksternog finansiranja. Krajem 1980-tih godina, promenom opšte klime u društvu i početkom privrednih reformi, pojavljuju se znaci ponovnog stvaranja ovog sektora osnivanjem berze 1989. godine kao Jugoslovenskog tržišta kapitala koje je poslovalo u skladu sa Zakonom o tržištu novca i tržištu kapitala. Jugoslovensko tržište kapitala je pravna naslednica berze iz 1894. godine, jedne od najvećih evropskih berzi tog doba. Afirmacija tržišne privrede, krajem osamdesetih godina 20. veka, ali sa društvenom svojinom, uslovila je i ubrzani razvoj finansijskog tržišta. Usvojeni su značajni zakoni: Zakon o preduzećima (dopušta osnivanje akcionarskih društava); Zakon o Narodnoj banci Jugoslavije; Zakon o HOV; Zakon o tržištu novca i kapitala (regulisano osnivanje berze); Zakon o sanaciji, stečaju i likvidaciji banaka i drugih finansijskih organizacija, Zakon o Agenciji federacije za osiguranje depozita i sanaciju banaka itd. Ovim i drugim zakonima omogućena je rekonstrukcija finansijskog sistema.

Zakon o HOV je omogućio osnivanje Komisije za hartije od vrednosti, kao samostalne i nezavisne organizacije, odgovorne za promet i kvalitet HOV. Komisija je tada delovala na prostoru Jugoslavije i davala dozvole za početak rada Beogradske, Ljubljanske, Sarajevske i Montenegro berze. Tržište novca i kratkoročnih hartija od vrednosti počelo je 14.11.1989. godine u prostorijama Udruženja banaka Jugoslavije. Tržište kapitala, odnosno berza dugoročnih hartija od vrednosti, počelo je svoje aktivnosti po održavanju Osnivačkog Odbora u Beogradu, 1989. godine. Potom je 27.12.1989. godine održana Osnivačka skupština Jugoslovenskog tržišta kapitala u Beogradu, koje je maja 1992. godine promenilo naziv u Beogradska berza.

Iako ima tradiciju dugu preko 100 godina, Beogradska berza je radila 50 godina. Svoju treću, novu organizaciju poslovanja i delovanja na srpskom tržištu kapitala u regionalnom okruženju je počela kao akcionarsko društvo. Beogradsku berzu su osnovale 32 najveće poslovne banke i osiguravajuća društva sa teritorije bivše Jugoslavije kao organizaciju finansijskog posredovanja s potpunom odgovornošću. Osnovana je sa ciljem da reguliše, olakša i unapredi promet hartija od vrednosti i drugih finansijskih instrumenata, da obezbedi otvoreno, javno, ravnopravno, efikasno i ekonomično tržište hartija od vrednosti, da omogući poštovanje pravičnih principa i sprovođenje poštene i korektne procedure na organizovanom tržištu.¹⁹⁸ Članove berze čine i brokersko-dilerska društva (više od 70) sa licencom Komisije za HOV. Među članovima berze nalazi se više banaka sa dozvolom za rad Narodne banke Srbije za obavljanje posredničkih poslova na berzi. Efektuiranje transakcija obavljenih na Beogradskoj berzi obavlja Centralni registar pri Narodnoj banci Srbije (samostalno od januara 2004. godine), uključujući depo i kliring HOV.

U periodu osnivanja Beogradske berze, 1989. i 1990. godine, nepovoljna ekonomsko-politička situacija i uslovi neadekvatne zakonske regulative koja nije stimulisala transformaciju društvene svojine, primorali su Berzu da oformi tržište hartija od vrednosti. Banke i druge finansijske institucije nisu bile spremne da se aktivnije uključe u poslove sa hartijama od vrednosti. Tokom 1990-tih godina, sektor hartija od vrednosti u Srbiji je imao sledeće karakteristike:¹⁹⁹

- tržište hartija od vrednosti je uglavnom funkcionisalo kao primarno tržište;
- prosečan rok dospeća HOV je bio veoma kratak: od 15 do 30 dana;
- nije postojala sekundarna trgovina kratkoročnim hartijama od vrednosti;
- glavni finansijski instrumenti bili su: komercijalni zapisi preduzeća (96% od transakcija, 67% od prometa), blagajnički zapisi banaka (2% od transakcija i 4% od prometa), blagajnički zapisi Narodne banke Jugoslavije (1% od transakcija i 26% od prometa) i depozitni sertifikati (1% od transakcija i 2% od prometa);
- Savezna komisija za hartije od vrednosti i finansijsko tržište su imali ulogu jedinog regulatornog tela;
- investicione banke nisu postojale;
- niski zahtevi za otkrivanje poslovanja i naglašena asimetrija informacija.

¹⁹⁸ Izvor: Statut Beogradske berze a.d. Beograd (Službeni glasnik RS br. 13/04, 116/04 I 69/05), izmene i dopune inkorporirane u prečišćen tekst Statuta od 20. oktobra 2005. godine na koje je Komisija za hartije od vrednosti dana 27.10.2005. godine, dala saglasnost.

¹⁹⁹ Izvor: Šoškić, D., (2003): The Development of Financial Services in the State Union of Serbia and Montenegro, *Policy and Legal Advice Center, SCEEP AIA Report No.5, Belgrade.*

Na Beogradskoj berzi se tokom 1990-ih godina uglavnom trgovalo kratkoročnim dužničkim hartijama od vrednosti preduzeća, državnim obveznicama i sl. Iako je 1991. godine obavljeno prvo trgovanje akcijama (preduzeća Sintelon i Auto kuće Kikinda), značajniji pomak u trgovanju na Berzi ostvaren je tek 2000. godine, kada su u sekundarno trgovanje uključene akcije iz prethodnih postupaka privatizacije, a trgovanje se još intenzivnije nastavlja od 2001. godine. Tokom 1990-tih godina izostale su privredne reforme, nije izvršeno potrebno restrukturiranje državnih preduzeća, pa je tržište hartija od vrednosti u Srbiji početkom novog veka bilo u početnom stadijumu razvoja. Od 2001. do 2007. godine sektor hartija od vrednosti u Srbiji karakteriše trend povećanog interesovanja za korporativnim investiranjem, kao posledica sprovedenih reformi i modernizacije sektora koje se odnose na: uvođenje Beokliringa, centralnog depozita za hartije od vrednosti; unapređenje kompjuterskog sistema trgovanja na Beogradskoj berzi i uvođenje kontinuiranog metoda trgovine; dematerijalizaciju hartija od vrednosti; uvođenje dugoročnih državnih obveznica (po osnovu zamrznute devizne štednje građana) u sekundarnoj trgovini; sekundarnu trgovinu akcijama privatizovanih preduzeća; aukcije kratkoročnih državnih obveznica.²⁰⁰

Godina	1990.
Broj transakcija	26
Vrednost prometa	0,074.274 miliona dinara
Struktura prometa, inovacije i specifičnosti	Članovi Berze su banke osnivači. Održana su 43 berzanska sastanka na kojima se trgovalo obveznicama Republike Srbije.
Godina	1991.
Broj transakcija	66
Vrednost prometa	600 miliona dinara
Struktura prometa, inovacije i specifičnosti	U trgovanje su uvedene kratkoročne hartije kojima je ostvaren najveći promet. Razlozi ovakve strukture trgovine bili su: niska likvidnost i stabilnost tržišta, neizvesnost naplate i visok rizik plasmana. U manjoj meri se trgovalo akcijama i dugoročnim obveznicama RS. Primarno tržište hartija od vrednosti i dalje je nerazvijeno.
Godina	1992.
Broj transakcija	1.643
Vrednost prometa	93.000 miliona dinara
Struktura prometa, inovacije i specifičnosti	Najveće učešće u prometu imali su: komercijalni zapisi, blagajnički zapisi, obveznice RS i Federacije (99% prometa), a neznatan promet ostvaren je vlasničkim hartijama od vrednosti – akcijama banaka. U maju, Jugoslovensko tržište kapitala promenilo je ime u Beogradska berza.
Godina	1993.
Broj transakcija	9.153
Vrednost prometa	108 miliona DM
Struktura prometa, inovacije i specifičnosti	Smanjenje privredne aktivnosti, eskalacija inflatornih kretanja i sankcije međunarodne zajednice oslabili su interes za finansijska ulaganja. U strukturi prometa najzastupljenije su kratkoročne hartije od vrednosti. Na Berzi se trgovalo hartijama od vrednosti preko 200 preduzeća i 80 banaka.

²⁰⁰ Izvor: Ibid.

Godina	1994.
Broj transakcija	4.180
Vrednost prometa	343 miliona dinara
Struktura prometa, inovacije i specifičnosti	Donet je Zakon o berzama, berzanskom poslovanju i berzanskim posrednicima koji je postavio nove zadatke i kriterijume berzanskog poslovanja i omogućio osnivanje berzanskih posrednika.
	Preko 90% prometa realizovali su komercijalni i blagajnički zapisi.
	Broj preduzeća i banaka čijim se akcijama trgovalo iznosio je 380.
Godina	1995.
Broj transakcija	8.252
Vrednost prometa	718 miliona dinara
Struktura prometa, inovacije i specifičnosti	Trgovalo se kratkoročnim hartijama od vrednosti. U trgovanje su uvedene obveznice Narodne banke Jugoslavije, sa učešćem od 5% u ukupnom prometu, a kao najčešći kupci javile su se banke.
Godina	1996.
Broj transakcija	7.943
Vrednost prometa	2.178 miliona dinara
Struktura prometa, inovacije i specifičnosti	U junu, Beogradska berza postala je mešovita finansijska berza koja objedinjuje finansijski i robni promet.
	Formirana su odeljenja za berzanske funkcije: listing, trgovanje, kliring i informisanje i time poboljšani uslovi trgovanja.
	Najveći promet ostvaren je obveznicama Narodne banke Jugoslavije (44%) i komercijalni zapisima (35%), a ostatak su činili sertifikati o depozitu, žiralni novac i robno-komercijalni zapisi.
	Novitet su robno-komercijalni zapisi Direkcije za robne rezerve Republike Srbije sa podlogom u pšenici, kukuruzu, šećeru i ulju.
	Povećan je broj članova Berze na 14 brokerskih i dilerskih kuća i 6 banaka
Godina	1997.
Broj transakcija	7.778
Vrednost prometa	3.900 miliona dinara
Struktura prometa, inovacije i specifičnosti	Ponovo počinje trgovanje obveznicama Savezne Republike Jugoslavije, koje su kao i obveznice Narodne banke Jugoslavije, zbog malog rizika privukle pažnju investitora, iako im je kamatna stopa bila dvostruko niža od stope ostvarene u transakcijama komercijalnim i blagajničkim zapisima.
	Trgovalo se akcijama 19 banaka.
	Najveće učešće u prometu imale su obveznice Narodne banke Jugoslavije sa 39% i komercijalni zapisi sa 30%, dok je najveći broj transakcija zaključen komercijalnim zapisima – 85%.
	Kreiran je indeks Beogradske berze na kratkoročne dužničke hartije od vrednosti.

Tabela 4.1. Pregled razvoja tržišta kapitala Republike Srbije od 1990. do 2003. godine²⁰¹

Prave finansijske transakcije sa instrumentima finansijskog tržišta kapitala obavljaju se tek od 2001. godine. Sa promenom političko-ekonomskih prilika u Srbiji, Beogradska berza menja svoju organizacionu strukturu, usmeravajući tržište na organizaciju poslovnih aktivnosti na trgovanje instrumentima tržišta kapitala, odnosno na trgovanje akcijama i dugoročnim dužničkim hartijama od vrednosti koje je emitovala država.

²⁰¹ Izvor: Obrada autora prema podacima: Specijalni dodatak Biltena Beogradske berze, (2004): Beogradska berza od 1989. do 2004. godine - Decenija i po rada Beogradske berze, Beograd.

Tokom 1996. godine na Beogradskoj berzi trgovalo se i robno-komercijalnim zapisima Direkcije za robne rezerve sa podlogom u pšenici, kukuruzu, šećeru i ulju. U 2000. godini u promet na Berzi uključene su prve opštinske obveznice i blagajnički zapisi Narodne banke Jugoslavije. Dodatni podasticaј razvoju domaćeg tržišta kapitala dalo je uvođenje obveznica Republike Srbije 2001. godine, za pokriće duga države po osnovu stare devizne štednje. Tokom 2003. i 2004. godine unapređen je BELEX sistema za trgovanje, uvedeno je kontinuirano i daljinsko trgovanje i intenzivirana međunarodna saradnja sa razvijenim berzama i berzama u okruženju.

Prvi indeks Beogradske berze BELEXfm objavljen je krajem 2004. godine. U toku 2005. godine prioritetni cilj je unapređenje informisanja i izveštavanja sa Berze, a u rad su pušteni i prvi informacioni servisi za distribuciju podataka iz trgovanja u realnom vremenu. U toku 2006. godine otpočeo je i proces edukacije najšire javnosti, kao i unapređenje saradnje sa izdavaocima hartija od vrednosti, što je u aprilu 2007. godine dovelo i do prvog listiranja akcija. U prvoj polovini 2008. godine u rad je pušten BELEXFIX informacioni sistem, zasnovan na FIX protokolu, a krajem iste godine jedan od članova Beogradske berze postao je prvi market meјker na domaćem tržištu kapitala. Sredinom 2010. godine u trgovanje na Beogradskoj berzi uključene su i prve akcije javnih preduzeća Srbije, čime je domaće tržište kapitala dospelo u centar pažnje najšire javnosti.²⁰²

Delatnost Beogradske berze: u skladu sa Zakonom o klasifikaciji delatnosti (Službeni glasnik RS br. 104/2009) i Uredbom o klasifikaciji delatnosti ("Službeni glasnik RS", br. 54/2010), pretežna delatnost Beogradske berze je: 6611 – Finansijske i robne berze. Ona obavlja poslove organizatora tržišta u skladu sa Zakonom o tržištu kapitala (Službeni glasnik RS br. 31/11, u daljem tekstu: ZTK) i upravlja, odnosno obavlja delatnost u vezi sa funkcionisanjem regulisanog tržišta i multilateralne trgovačke platforme (MTP).²⁰³

Članom 7, Statuta Beogradske berze definisani su poslovi Berze, na regulisanom tržištu, dok se na MTP primenjuju odredbe stava 1. tač. 1), 2) i 3) podtač. (1) – (4) ovog člana.

1) povezivanje ili olakšavanje povezivanja različitih interesa trećih lica za kupovinom i prodajom finansijskih instrumenata na tržištu, a u skladu sa obavezujućim pravilima tržišta i na način koji dovodi do zaključenja ugovora u vezi sa finansijskim instrumentima uključenim u trgovanje;

2) čuvanje i obelodanjivanje informacija o tražnji, ponudi, kotaciji i tržišnim cenama finansijskih instrumenata, kao i drugih informacija značajnih za trgovanje finansijskim instrumentima, kako pre, tako i posle izvršene transakcije, a u skladu sa odredbama ZTK i aktima Komisije za hartije od vrednosti;

3) uspostavljanje i sprovođenje, u skladu sa aktima i odobrenjem Komisije za hartije od vrednosti:

(1) uslova članstva za investiciono društvo na regulisanom tržištu;

(2) uslova za uključanje finansijskih instrumenata u trgovanje na regulisano tržište, isključenje iz trgovanja i privremenu obustavu trgovanja takvim finansijskim instrumentima;

²⁰² Izvor: www.belex.rs

²⁰³ Izvor: Statut Beogradske berze a.d. Beograd (04/1 br. 467-1/12), član 6.

- (3) uslova za trgovanje finansijskim instrumentima koji su uključeni u trgovanje na regulisano tržište ;
 - (4) tržišnog nadzora nad trgovanjem finansijskim instrumentima koji su uključeni na regulisano tržište u cilju sprečavanja i otkrivanja nepostupanja po pravilima u vezi sa regulisanim tržištem, odredbama ZTK i aktima Komisije za hartije od vrednosti, a naročito nepostupanje po odredbama ZTK koje regulišu zloupotrebe na tržištu;
 - (5) procedura za pokretanje disciplinskih postupaka protiv investicionih društava i ovlašćenih fizičkih lica u investicionom društvu koji se ponašaju suprotno odredbama opšteg akta regulisanog tržišta, odnosno organizatora tržišta, odredbama ZTK i akta Komisije za hartije od vrednosti;
 - (6) procedura za rešavanje sporova između investicionih društava koja su članovi na regulisanom tržištu, a u vezi sa transakcijama finansijskim instrumentima koji su uključeni u trgovanje na regulisano tržište;
- 4) obavljanje drugih poslova u vezi sa regulisanim tržištem u skladu sa Zakonom i aktima Komisije za hartije od vrednosti.

U skladu sa članom 8, Statuta Beogradske berze, Berza može da obavlja i dodatne poslove: unapređenje promocije i razvoja tržišta kapitala u Republici Srbiji; prodaja i licenciranje tržišnih podataka, uključujući formiranje, prodaju, licenciranje i trgovanje finansijskim instrumentima, na osnovu tržišnih podataka ili drugih finansijskih mera; edukacija investitora; edukacija, izdavanje i plasman publikacija, časopisa i knjiga.

Saglasno članu 9. Statuta Beogradske berze, a u skladu sa Zakonom o tržištu kapitala, Berza ne može da trguje finansijskim instrumentima. Izuzetno od ovog člana, Berza može da ulaže u finansijske instrumente koje izdaju Republika Srbija, Narodna banka Srbije, jedinice lokalne samouprave ili odgovarajuće strane institucije. Berza, niti bilo ko od njegovih članova organa Berze, direktor Berze ili zaposleni Berze, ne smeju da pružaju savete o kupovini i prodaji finansijskih instrumenata ili o izboru investicionog društva.

Hartije od vrednosti: iako se na Beogradskoj berzi u analiziranom periodu trgovalo akcijama i obveznicama Republike Srbije, predviđeno je trgovanje sledećim tržišnim materijalima: drugim dužničkim hartijama od vrednosti, varantima za kupovinu akcija ili obveznica i drugih hartija od vrednosti koji daju pravo na kupovinu akcija ili obveznica, derivatima, depozitnim potvrđama i drugim finansijskim instrumentima kojima se u skladu sa Zakonom može trgovati na Berzi.

Prijem na tržište: Zakonom o tržištu kapitala (član 38) definisano je da je izdavalac dužan da, ukoliko je uključenje hartija od vrednosti u trgovanje na regulisano tržište, odnosno MTP obavezno, u roku od tri radna dana od dana prijema obaveštenja od Centralnog registra o okončanim postupcima upisa i prenosa hartija od vrednosti na račune zakonitih imalaca, podnese zahtev organizatoru tržišta, odnosno MTP za uključenje u trgovanje. Beogradska berza organizuje i upravlja: a) regulisanim tržištem koje čine segmenti listinga – Prime Listing i Standard Listing i segment koji nije listing – Open Market i b) multilateralnom trgovačkom platformom – MTP Belex. Na regulisano tržište, hartije od vrednosti mogu biti uključene na zahtev izdavaoca na jedan od segmenata koji je opredeljen datim zahtevom.

Uslovi i postupak uključenja hartija od vrednosti na listinge regulisanog tržišta, kao i druga pitanja u vezi sa listingom regulisanog tržišta uređena su Pravilnikom o listingu Beogradske berze. Hartije od vrednosti koje ne ispunjavaju uslove za uključenje na listing, ili je zahtevom izdavaoca opredeljen segment regulisanog tržišta koji nije listing uključuju se na Open Market, u skladu sa Pravilima poslovanja Beogradske berze. U slučaju da hartija od vrednosti ne ispunjava uslove za uključenje ni na jedan od segmenata regulisanog tržišta, hartije od vrednosti se uključuju na MTP Belex. Poslove koji se odnose na rešavanje i odlučivanje o uključenju hartija od vrednosti na Open Market i MTP Belex, kao i o drugim poslovima u vezi sa ovim segmentom regulisanog tržišta i MTP Belex, obavlja direktor Berze.

	Prime Listing	Standard Listing
Dužina poslovanja	3 godine	3 godine
Poslovni rezultat	Pozitivan	-
Mišljenje revizora	Pozitivno mišljenje	Pozitivno mišljenje ili mišljenje za rezervom
Opšti uslovi tokom perioda listiranja	Minimalni iznos kapitala	
	20 miliona evra	4 miliona evra
	Izveštaj o reviziji godišnjeg finansijskog izveštaja sa izraženim pozitivnim mišljenjem ili mišljenjem sa rezervom	
	Internet stranica izdavaoca na srpskom i engleskom jeziku	
Posebni uslovi za akcije i depozitne potvrde na akcije izdavaca	U slobodnom prometu u javnosti (free float) nalazi se alternativno:	
	- najmanje 25% akcija od ukupno emitovanih akcija izdavaoca - akcije minimalnog iznosa kapitala 10 miliona evra koje su u vlasništvu najmanje 500 akcionara;	- najmanje 25% akcija od ukupno emitovanih akcija izdavaoca, - akcije minimalnog iznosa kapitala 2 miliona evra, koje su u vlasništvu najmanje 250 akcionara; akcije koje su u vlasništvu najmanje 500 akcionara.
	Da su isplaćene dividende po prioritetnim akcijama, ako su izdate – na način utvrđen odlukom o njihovom izdavanju	
	Minimalni nivo tržišne likvidnosti akcija	
	prosečnu dnevnu vrednost prometa najmanje 500 hiljada RSD i prosečan dnevni broj zaključenih transakcija najmanje pet transakcija mereno tokom poslednjih šest meseci	-
	-	
Posebni uslovi za dužničke HOV	da izdavalac po poslednjem godišnjem finansijskom izveštaju, nije poslovao sa gubitkom	-
	Vrednost emisije	
	najmanje 10 miliona evra	najmanje 1 milion evra
	da račun izdavaoca nije bio u blokadi u poslednjih 180 dana	da račun izdavaoca nije bio u blokadi u poslednjih 60 dana

Tabela 4.2. Uslovi za listing Regulisanog tržišta

Faze trgovanja: trgovanje na Beogradskoj berzi se obavlja svakog radnog dana, od ponedeljka do petka, prema sledećem rasporedu:

Regulisano tržište	
U okviru berzanskog sastanka, pojedinačni berzanski sastanci za trgovanje svim vrstama HOV na svim tržišnim segmentima organizuju se metodom kontinuiranog trgovanja sa rasporedom trajanja pojedinih faza:	
9:30 – 10:00	faza predotvaranja, sa podfazama:
9:30 – 9:55	prijem naloga
9:55 – 10:00	random period
10:00	otvaranje
10:00 – 13:00	kontinuirano trgovanje
13:00	zatvaranje
MTP BELEX	
Na MTP, u okviru berzanskog sastanka, pojedinačni berzanski sastanci za trgovanje:	
1. Na tržišnom segmentu - MTP akcije - metodom preovlađujuće cene, sa sledećim rasporedom trajanja faza:	
09:30 – 12:00	faza predotvaranja, sa podfazama:
9:30 – 11:55	prijem naloga
11:55 – 12:00	random period
12:00	aukcija
12:00	trgovanje
2. Na tržišnom segmentu - MTP obveznice - metodom kontinuiranog trgovanja, sa sledećim rasporedom trajanja faza:	
9:30 – 10:00	faza predotvaranja, sa podfazama:
9:30 – 9:55	prijem naloga
9:55 – 10:00	random period
10:00	otvaranje
10:00 – 12:00	kontinuirano trgovanje
12:00	zatvaranje

Tabela 4.3. Faze trgovanja na Beogradskoj berzi²⁰⁴

²⁰⁴ Izvor: Odluka o dužini trajanja faza trgovanja u okviru pojedinog metoda trgovanja, www.belex.rs.

4.2. Makroekonomsko okruženje Republike Srbije (period od 2004. do 2013. godine)

Berze su ključni faktor privrednog razvoja nacionalne ekonomije i predstavljaju najznačajnije privredne institucije tržišnog društva. One su fundament svake razvijene privrede, jer se na berzi alokira višak neangažovanih slobodnih novčanih sredstava koja su ključna za privredni rast, tj. za materijalnu proizvodnju robe i usluga. Zadatak berzi je upravljanje regulisanim tržištima hartija od vrednosti na kojima se utvrđuje vrednost imovine efikasnim otkrivanjem cena. Sučeljavanjem ponude i tražnje na javnom tržištu određuje se vrednost korporativne imovine na fer i transparentan način. Javno utvrđena cena predstavlja osnovnu informaciju za celokupnu ekonomiju. Od svog nastanka, berze su bile aktivni učesnici nacionalne ekonomije i olakšavale transformaciju biznisa. Stoga, nivo aktivnosti berze daje najbrži uvid u ekonomsko stanje jedne zemlje. Ekonomsko-finansijski razvoj Srbije preduslov je razvoja Beogradske berze, kao centralne institucije tržišta kapitala, te je u narednom delu rada izvršena analiza makroekonomskog okruženja. Promene u makroekonomskom okruženju od presudnog su uticaja na funkcionisanje i pozicioniranje stabilnog tržišta kapitala Srbije. Privredno i finansijsko okruženje sagledaće se kroz nekoliko pokazatelja: privredni rast, rast cena na malo, strane direktne investicije, porast zarada, zaposlenost i privatizacija. Makroekonomsko okruženje Srbije je od 2000. godine, setom sprovedenih ekonomskih reformi, značajno unapređeno u odnosu na turbulentno stanje tokom 1990-ih godina, kada se realna vrednost bruto domaćeg proizvoda – BDP prepolovila. Tokom 1990-ih, veliki fiskalni deficit i eksterne neravnoteže, su prouzrokovale inflaciju i visok spoljni dug, dok su propadanje devizne štednje građana i piramidalne šeme banaka u potpunosti uništile štednju građana. Društvena preduzeća, suočena sa mekim budžetskim ograničenjima, finansirana su kreditima banaka. U takvom okruženju, 1990-ih godina je onemogućen razvoj finansijskog sektora. Od 2000. godine, naponi na uspostavljanju tržišne privrede, implementacijom ekonomskih reformi i programa restrukturiranja koji je uključio deregulaciju i privatizaciju, doveli su do poboljšanja ekonomskih performansi i razvoja srpskog tržišta hartija od vrednosti. U nastavku rada, dat je kratak pregled osnovnih makroekonomskih indikatora u periodu od 2004. do 2013. godine.

Tokom 2004. godine privreda Srbije je zabeležila stopu privrednog rasta od 8 %. Cene na malo su porasle 13,7 %. Strane direktne investicije iznosile su 800 miliona evra. Zabeležen je realan porast zarada od 10 %. Privatizovano je 323 preduzeća, od kojih 37 na tržištu kapitala. Kreditni rejting zemlje bio je na nivou B+. ²⁰⁵

U prilog ubrzanog razvoja tržišta kapitala Srbije, tokom 2005. godine govori rast vrednosti prometa u odnosu na 2004. godinu, kao i promena strukture prometa u korist akcija. Iz izveštaja Ministarstva finansija Republike Srbije za 2005. godinu, saznajemo da je, po prvi put u novijoj istoriji finansija Republike Srbije, smanjenjem državne potrošnje, zabeležen budžetski suficit od 26,8 mlrd. dinara. Ostvareni suficit je omogućio finansiranje podsticajnih programa privrednog rasta i vraćanje državnih dugova. U 2005. godini, ukupni javni prihodi zabeležili su vrednost od 733,0 mlrd. dinara. Godišnja inflacija je iznosila 16,5 %. Narodna banka Srbije je objavila da su devizne rezerve na kraju 2005. godine iznosile oko 5,5 mlrd. evra, pokrivajući novčanu masu za 292 %. Pored toga, dinar je nominalno depresirao prema evru za 7,5 %.

²⁰⁵ Izvor: Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2004. godinu, Beograd, 13.

U devizne rezerve se tokom 2005. godine od privatizacije slilo 298 miliona evra, od kredita 276 miliona evra, od donacija 81 milion evra, a od deblokade deviznih sredstava 64 miliona evra. Prema podacima Agencije za privatizaciju, 2005. godine privatizovano je 501 preduzeće sa ukupnom realizovanom cenom od 390,6 miliona evra. Objavljeno je 32 tendera i tenderski privatizovano 15 preduzeća. Za privatizaciju 204 preduzeća obavljene su javne aukcije, od kojih je 48 % bilo uspešnih. Od prodaje paketa akcija iz portfolia države ostvaren je prinos od 122,3 miliona evra. Strane direktne investicije iznosile su 1,286 mlrd. USD, prevashodno u novcu i delimično u opremi.²⁰⁶

Privreda Srbije je tokom 2006. godine ostvarila odlične rezultate. Nova monetarna strategija Narodne banke Srbije (ciljanje inflacije) je smanjila stopu inflacije sa 18 % na kraju 2005. godine i ostvarila stabilizaciju cena, koja je na kraju 2006. godine iznosila 6,6 %. Čvrsta monetarna politika dovela je do povećanja deviznih rezervi Narodne banke Srbije. Monetarna politika bila je usmerena na smanjenje inflatornih pritisaka i snižavanje mesečnih stopa inflacije. U borbi protiv inflacije, Centralna banka je najčešće koristila kamatnu stopu na repo transakcije i stopu obavezne rezerve. U istom periodu devizni kurs je bio neznatno apresiran. Prema izveštaju Evropske banke za obnovu i razvoj (EBRD), stopa rasta BDP-a u 2006. godini je iznosila oko 5,7 % u odnosu na 2005. godinu.²⁰⁷ Snažan upliv stranih investicija podstakao je razvoj duvanske industrije i industrije osnovnih metala. Rast sektora usluga u 2006. godini je iznosio oko 30%, a sektora građevinarstva 35 %. Privatni sektor je u ukupnom BDP-u, iste godine učestvovao sa 55 %. Industrijska proizvodnja zabeležila je značajan rast (oko 5,5 %), a posebno u delu prerađivačke industrije (rast oko 6,4 %). Povećan je izvoz (oko 27,8 %), a usporen rast uvoza (rast od oko 22 %) i spoljnotrgovinskog deficita (rast od oko 17,1 %), smanjena je ponuda novca i zaustavljen rast inflacije. Rast izvoznog sektora i visok upliv transfera iz inostranstva pomogli su u pokrivanju deficita tekućeg računa koji je u 2005. godini iznosio više od 10 % BDP-a, a u 2006. godini oko 17 % BDP-a. U 2005. i 2006. godini, država je uspela da poveća fiskalne prihode. Međutim, ukupan iznos državnih rashoda i dalje je na visokom nivou, čak 40 % BDP-a, pa je najveći izazov sa kojim se domaća privreda suočavala smanjenje deficita javne potrošnje. U 2006. godini za potrebe servisiranja duga neophodno je bilo izdvojiti 2 mlrd. USD. Ukupni rezultati reformi i institucionalnog sistema u Srbiji, u Izveštaju EBRD iz 2006. godine, ocenjeni su kao najbrža tranzicija u regionu. Prema Izveštaju Svetke banke, Srbija je popravila uslove za poslovanje i od 175 zemalja sa 92. pozicije prešla na 68. poziciju, što je bio pozitivan signal za investitore. Zajedno sa Slovačkom, Rumunijom i Litvanijom, Srbija se našla u vrhu zemalja prema sprovedenim reformama poslovnog ambijenta.²⁰⁸ Međunarodna agencija za utvrđivanje kreditnog boniteta Fitch, dodelila je dugoročnom dugu Republike Srbije rejting BB– (ocenivši istovremeno perspektive rejtinga kao stabilne; reč je o globalnim obveznicama koje dospevaju 2024. godine, emitovanim kao pokriće duga Londonskom klubu, kao i domaćim obveznicama u evrima, emitovanim za izmirenje obaveza po osnovu devizne štednje), dok je kratkoročni dug dobio rejting B. Prethodno je, agencija Standard&Poor's Srbiji dodelila rejting B+, koji je slabiji od Fitch-ovog.²⁰⁹ Usvajanje Zakona o tržištu hartija od vrednosti i drugih finansijskih instrumenata, Zakona o preuzimanju i Zakona o investicionom fondovima u 2006. godini značajno je unapredilo investicioni ambijent u Srbiji.

²⁰⁶ Izvor: Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2005. godinu, Beograd, 7-8.

²⁰⁷ Izvor: Country Factsheet – Serbia: (2007), European Bank for Reconstruction and Development, 1-4.

²⁰⁸ Izvor: The World Bank Annual Report, 2006, Regional perspectives, 43.

²⁰⁹ Izvor: Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2006. godinu, Beograd, 6.

U 2007. godini, ekonomska kretanja okarakterisana su visokim rastom privredne aktivnosti, izvoza, uvoza i zarada, uz rast inflacije od marta meseca. Ostvarena makroekonomska kretanja mogu se oceniti kao povoljna, izuzev visokog spoljnotrgovinskog deficita, koji je generisan većim rastom tražnje usled fiskalne ekspanzije u četvrtom kvartalu 2006. godine, a zatim i ubrzanog rasta zarada, posebno u javom sektoru. Rast domaćih i stranih kredita u 2007. godini, doprineo je povećanju domaće tražnje iznad nivoa privredne aktivnosti i većem spoljnotrgovinskom deficitu. Stopa rasta BDP-a za 2007. godinu iznosila je 7,3 %, što 1,6 procentnih poena više u odnosu na 2006. godinu. Tokom 2007. godine došlo je do ubrzanja ukupne inflacije na nivo od čak 10,1 %, mada je bazna inflacija zadržana u planiranom okviru od 4 do 8 % (iznosila je 5,4 %). Generatori ubrzanja nebazne inflacije bili su administrativno otklanjanje dispariteta cena, rast cena derivata nafte usled rasta cena sirove nafte u svetu, kao i rast cena poljoprivrednih i industrijskih prehrambenih proizvoda (uslovljen sušom tokom 2007. godine). Prema podacima Ministarstva finansija, strane direktne investicije do oktobra 2007. godine iznosile su 960 miliona evra.²¹⁰

Svetska ekonomska kretanja su u velikoj meri uticala na kretanje domaće ekonomije tokom 2008. godine. Na makroekonomskom nivou u Srbiji je došlo do usporavanja rasta privrednih aktivnosti i realnih zarada, uz istovremeni rast spoljnotrgovinskog i fiskalnog deficita. Osnovne makroekonomske neravnoteže u 2008. ogledaju se u visokom fiskalnom deficitu koji je iznosio oko 2 % BDP-a, visokom deficitu tekućeg računa oko 18,3 % BDP-a, visokoj inflaciji i visokoj stopi nezaposlenosti oko 18,6 %, upozoravajući na mogućnost duboke ekonomske i platnobilansne krize u zemlji. Deficit tekućeg računa nije mogao biti kompenzovan suficitom ostvarenim u finansijskim i kapitalnim transakcijama što je rezultiralo smanjenjem deviznih rezervi Narodne banke Srbije, čiji je nivo pao na 12,85 mlrd. USD, što je za 3,22 mlrd. USD niži nivo u odnosu na 2007. godinu. Kurs dinara prema evru je, uprkos restriktivnoj monetarnoj politici Narodne banke, u drugoj polovini godine zabeležio snažan pad. Poslednjeg dana 2008. godine srednji kurs je iznosio 88,60 dinara za evro, što je pad od 11,8 % na godišnjem nivou. Dodatni pritisak na kurs dinara prouzrokovao je i bržim rastom uvoza od izvoza u 2008. godini u kojoj je spoljnotrgovinski deficit za prvih 11 meseci iznosio 7,5 mlrd. evra. Usporavanje privrednih aktivnosti uz pad cena sirovina, pre svega cena nafte na svetskom tržištu, kao i cena poljoprivrednih proizvoda, dovelo je do usporavanja inflacije i cena na malo u drugoj polovini 2008. godine, pa je bazna inflacija dostigla nivo od 10,1 % uz rast cena na malo od 6,8 %. Tokom 2008. godine u uslovima globalne finansijske krize u Srbiji je došlo do smanjenja domaće tražnje kroz smanjenje javne i privatne potrošnje koja je prouzrokovana smanjenjem rasta zarada i dostupnosti kredita. Po podacima Ministarstva finansija, strane direktne investicije su u 2008. godini bile nešto više nego u prethodnoj godini, ali je nivo od 1,7 mlrd. evra dvostruko niži od rekordne 2006. godine. Pogoršanje likvidnosti i poskupljenje kredita dovelo je usporavanja rasta usluga finansijskog sektora, a rast nesigurnosti kod stanovništva je kao posledicu imao smanjenje štednje u bankama. Na sprečavanje efekata nepoverenja u bankarski sistem i štednju reagovalo se usvajanjem izmena i dopuna Zakona o osiguranju depozita, u kojem se država obavezala na garantovanje depozita do nivoa od 50.000 evra. Stopa rasta BDP-a u 2008. iznosila je oko 6 %, što je smanjenje rasta u odnosu na 2007. godinu za više od jednog procenta, međutim imajući u vidu globalne okolnosti rast je zadržan na prilično visokom nivou.

²¹⁰ Izvor: Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2007. godinu, Beograd, 6-7.

Spoljni dug Srbije, zaključno sa novembrom 2008. godine iznosi je 28 mlrd. USD. Rast je u daleko većoj meri zabeležen u segmentu privatnog duga, kao posledica dugoročnog zaduživanja domaćih preduzeća i banaka u inostranstvu. Tokom 2008. godine odobren je „stand-by“ aranžman sa MMF-om radi očuvanja makroekonomske i finansijske stabilnosti u zemlji. Ovaj aranžman je bio pozitivan signal za strane kreditore i investitore da ulažu u Srbiju, i izvršio je zaokret u fiskalnoj politici u pravcu smanjenja prekomerne potrošnje na svim nivoima. Aranžman je MMF-u omogućio da nadgleda sprovođenje ekonomske politike i strukturnih reformi, osigurava deviznu likvidnost i smanji finansijski rizik Srbije.²¹¹

Svetska ekonomska kriza, koja je u Srbiju stigla u poslednjem kvartalu 2008. godine, punom snagom je zahvatila Srbiju tokom 2009. godine. Nakon stope rasta BDP-a, koja je bila preko 5 % u 2008. godini, u 2009. godini svi segmenti poslovanja zabeležili su značajan pad. Procene se kreću od 3,5 % do 4 % pada BDP-a. Industrijska proizvodnja je u prvom polugodištu bila manja za 18 % u odnosu na isti period 2008. godine, a spoljna trgovina zabeležila je pad od skoro 40 % u istom periodu. Usled smanjenja domaće tražnje smanjio se i uvoz, tako da se i trgovinski deficit smanjio u apsolutnom iznosu. Recesija je doprinela smanjenju inflatornih pritisaka, svodeći inflaciju na planirani nivo, pri čemu su cene proizvoda pod kontrolom države za 50 % više od cena koje se slobodno formiraju na tržištu. Ukupna zaposlenost je pala za oko 100.000, što je dodatno pogoršalo stopu nezaposlenosti sa 14,4 % na 16,4 %. Veliki deo deviznih kredita ili kredita indeksiranih u stranoj valuti u portfolijima srpskih banaka bio je povod za zabrinutost (oko 75 % svih kredita), dok su nenaplativi krediti porasli sa 4,7 % početkom godine na 7,6 % ukupno odobrenih kredita do kraja septembra. Kolaps spoljnotrgovinske razmene, tokom kojeg je uvoz doživeo posebno oštar pad, pokrenuo je korekciju deficita tekućeg računa platnog bilansa u prva tri kvartala 2009. Izvoz je bio niži za 25 % (u evrima) u prva tri kvartala 2009, dok je uvoz nastavio da pada za čak 31 % u odnosu na isti period 2008. Rizici su ublaženi velikim udelom likvidnih sredstava bankarskog sektora (24,8 % u septembru 2009) i visokim nivoom kapitala (ratio adekvatnosti kapitala je u septembru bio 21,3 %). Devizni depoziti domaćinstava takođe su se oporavili i do polovine novembra vratili na nivo na kojem su bili pre izbijanja krize.²¹²

Nastavak krize svetskog finansijskog sistema i ekonomske recesije u 2010. godini, doveo je do povećanja budžetskog deficita i zaduženosti zemlje pod nepovoljnim uslovima, porasta nezaposlenosti, pada investicionih aktivnosti i porasta inflacije. Privredna aktivnost je zabeležila nastavak trenda opadanja u mnogim privrednim sektorima, izazvana opštim padom potrošnje. Privatizacija javnih preduzeća inicijalnom javnom ponudom je odložena. Izvršena je besplatna podela 15 % akcija NIS-a građanima Srbije i uključenje ove kompanije na Prime market Beogradske berze. Kurs domaće valute tokom 2010. godine zabeležio je značajne promene.²¹³

Tokom 2011. godine, ekonomska kriza se snažno manifestovala u svim segmentima ekonomije, na geografski tako širokom prostoru da je dobila karakteristike svetske ekonomske krize.

²¹¹ Izvor: Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2008. godinu, Beograd, 3-7.

²¹² Izvor: Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2009. godinu, Beograd, 2-3.

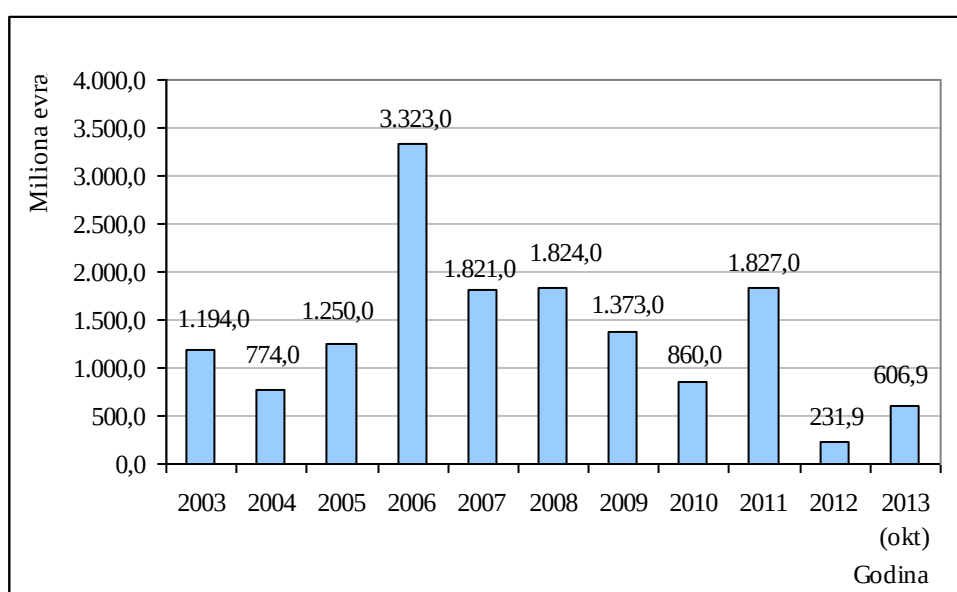
²¹³ Izvor: Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2010. godinu, Beograd, 1.

Od finansijske krize u Americi, preko krize evropskih država koja se manifestovala u smanjenju mogućnosti vraćanja državnih dugova, kriza je tokom četiri godine duboko zahvatila eurozonu dovodeći u pitanje opstanak zajedničke valute, pa i organizacije Evropske unije. Pad kreditnog rejtinga najvećih banaka, ali i ekonomski značajnijih evropskih zemalja unosio je nepoverenje među investitore čije su panične reakcije „ljuljale” berzanske indekse. Globalizacijom uslovljena ekonomska povezanost zemalja nije ostavila širi prostor investitorima za preusmerenje ulaganja na nerizičan teren. Kako ekonomija Srbije ima visok stepen zavisnosti od ekonomija zemalja EU, direktno ili preko ekonomija zemalja regiona, 2011. godina je ekonomiju Srbiju učinila dodatno nestabilnom. Najvažniji makroekonomski agregat, BDP koji meri ukupne ekonomske aktivnosti svih rezidentnih institucionalnih jedinica, ima procenjen realan rast u odnosu na prethodnu godinu, ali niži od planiranog.

Broj zaposlenih u 2011. godini bio je manji u odnosu na 2010. godinu za 2,8 %, a stopa nezaposlenosti iznosila je preko 22 %. Zarade su realno veće nego 2010. godine za 0,3 %. Fiskalni deficit je povećan, a javni dug je porastao do nivoa maksimalne zakonske granice. Srbija, sa inače niskim kreditnim rejtingom, dostigla je nivo duga od 45 % BDP-a, uz otežavajuću okolnost visokog učešća kratkoročnog duga po osnovu trezorskih zapisa u strukturi što je dovelo do zavisnosti od raspoložjenja investitora za nova ulaganja. Inflacija od 7 % nije značajnije odstupila od planirane, mada je tokom 2011. godine prosečno iznosila 11 %, i ponovo Srbiju učinila zemljom sa najvišom stopom inflacije u regionu. Devizni kurs je krajem godine iznosio 104,65 RSD/evro, što je više od prosečne godišnje vrednosti koja je bila 101,95 RSD/evro. Velika aktivnost države na finansijskom tržištu u ulozi ponuđača, apsorbovala je značajan deo inače visoke likvidnosti banaka, a privatnu ponudu učinila neatraktivnom. Preduzeća, uključujući i javna su u stanju opšte nelikvidnosti i pored standardno visoke likvidnosti banaka uzdržanih prema dodatnom kreditiranju privrede. U takvim privrednim okolnostima Beogradska berza je ostvarila ukupan promet od nešto više od 280 miliona evra, odnosno oko 24 % više od vrednosti prometa ostvarenog tokom 2010. godine. Oba indeksa Beogradske berze, posmatrajući početak i kraj godine, izgubila su na vrednosti oko 23 %, a tokom godine su beležila prilično neravnomerna kretanja rasponom od čak 40 %, što ukazuje na priličnu nervozu investitora. Zavisnost tržišta akcija od stranih investitora je pojačana u odnosu na prethodnu godinu, dok je njihov interes za ulaganje u obveznice opao. Pad investicionih aktivnosti uticao je na dalji pad broja članova Berze.²¹⁴ Projekcije makroekonomskih indikatora Evropske komisije ukazuju na stagnaciju oporavka zemalja EU sa velikim rizikom ulaska u novu recesiju tokom 2012. godine. MMF je projektovao blagu recesiju privredne aktivnosti EU u 2012. godini i skroman oporavak u 2013. godini (0,5 %). Nepovoljna investiciona kretanja i rizik od brzog širenja krize javnog duga uticali su da projekcije rasta privredne aktivnosti za većinu zemalja za 2012. i 2013. godinu budu revidirane naniže. Politika kursa dinara od početka godine je bila izložena pritiscima ka obaranju vrednosti domaće valute. Depresijajskim pritiscima u julu i prvoj polovini avgusta znatno je doprinelo i smanjenje kreditnog rejtinga Srbije od strane agencije Standard&Poor's, kao i promena izgleda sa stabilnih na negativne od strane agencije Fitch. Na zaustavljanje depresijajskih pritisaka u drugoj polovini avgusta i jačanje dinara u septembru uticao je i početak odobravanja subvencionisanih kredita privredi i mere monetarne politike Narodne banke Srbije.

²¹⁴ Izvor: Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2011. godinu, Beograd, 1.

Izmenom regulative o obaveznoj rezervi oslobođen je deo deviznih sredstava banaka, a njihova potreba za dinarskom likvidnošću je povećana. U prvih devet meseci zabeležen je nizak nivo kreditne aktivnosti banaka sa velikim udelom problematičnih kredita u ukupno odobrenim kreditima privredi i stanovništvu. Kreditna aktivnost banaka u septembru je ubrzana zahvaljujući odobravanju novog paketa subvencionisanih kredita privredi, nakon višemesečnog usporavanja kreditnog rasta. Ovi efekti su se odmah preneli na kretanja kursa i doveli do apresijacije u poslednjem kvartalu, istovremeno otvarajući pitanje o efektima koji se tokom 2013. godine mogu očekivati kada nastupi istek pomenutih mera. Padu aktivnosti prerađivačke industrije doprineo je značajno i odlazak U.S. Steel-a sa domaćeg tržišta, koji je u prethodnom periodu bio značajan igrač u spoljnotrgovinskom prometu i bilansu Srbije. Takođe, tokom 2012. zabeležen je rekordno nizak nivo stranih investicija (slika 4.2), dok je stopa zaduživanja drastično povećana.²¹⁵

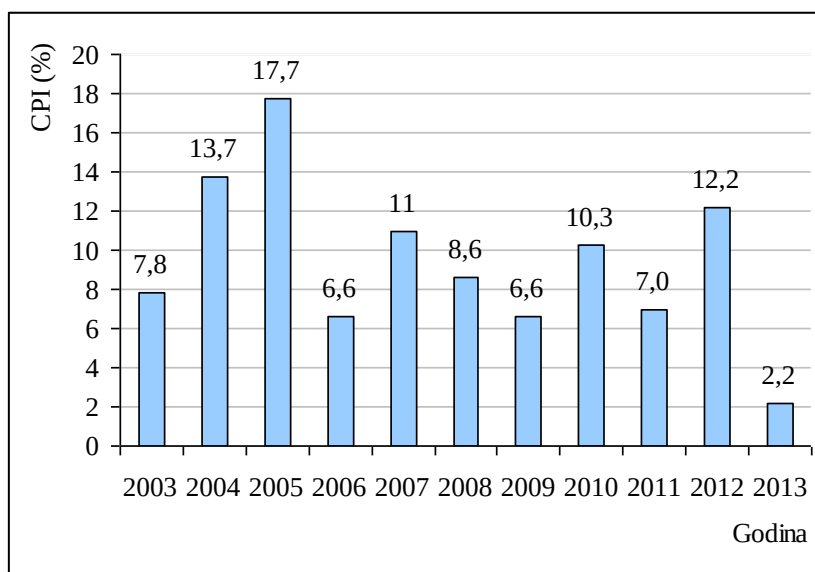


Slika 4.2. Strane direktne investicije u milionima evra²¹⁶

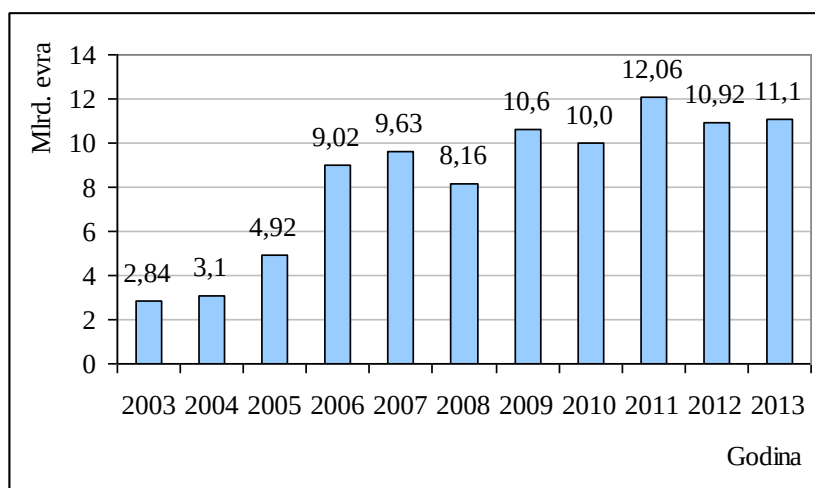
Posmatrajući osnovne makrekonomske indikatore, tokom 2013. godine u Srbiji se javljaju određene pozitivne tendencije vezane za oporavak privredne aktivnosti, prevashodno vođene rastom industrije, ubrzanjem rasta izvoza i smanjenjem spoljnotrgovinskog i tekućeg deficita platnog bilansa, kao i značajnim usporavanjem inflacije. U 2013. godini inflacije je zabeležila rekordno nisku vrednost ispod donje granice ciljanog režima (slika 4.3). Tome je doprinela stabilnost cena hrane, relativna stabilnost deviznog tržišta, niska agregatna tražnja i stabilizacija inflatornih očekivanja.

²¹⁵ Izvor: Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2012. godinu, Beograd, 2-3.

²¹⁶ Izvor: Ministarstvo finansija Republike Srbije.



Slika 4.3. Stopa godišnje inflacije²¹⁷

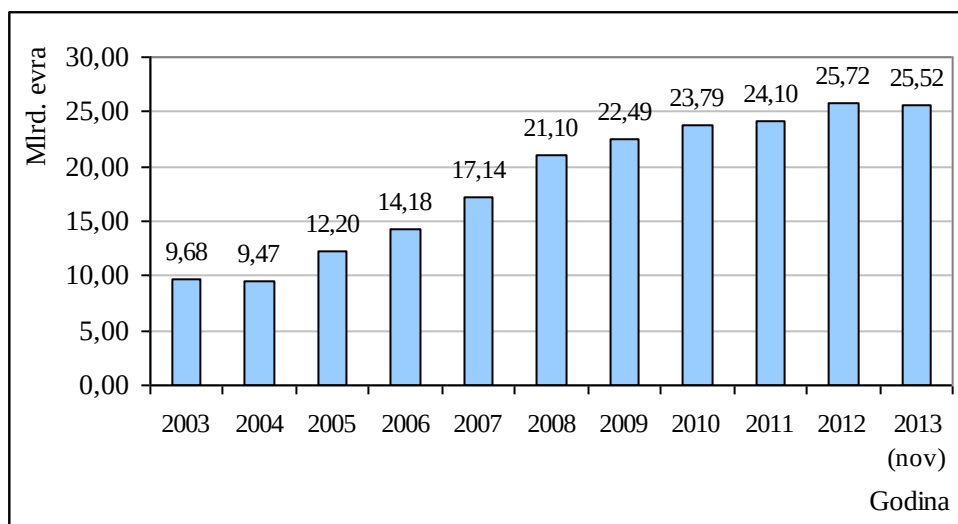


Slika 4.4. Devizne rezerve u mlrd. evra²¹⁸

Sa druge strane, u ovom periodu nastavljene su i nepovoljne tendencije vezane za opadanje proizvodnje i zaposlenosti u većem delu privrede, strukturnu nelikvidnost i nesolventnost, nepovoljna kretanja u kapitalnom bilansu vezana za niske strane direktne investicije, razduživanje banaka i preduzeća, pad kreditne aktivnosti banaka, opadanje realne vrednosti kredita privredi i rast nenaplativih kredita, visoku nezaposlenost, realni pad prosečne neto zarade, rast fiskalnog deficita i javnog duga.

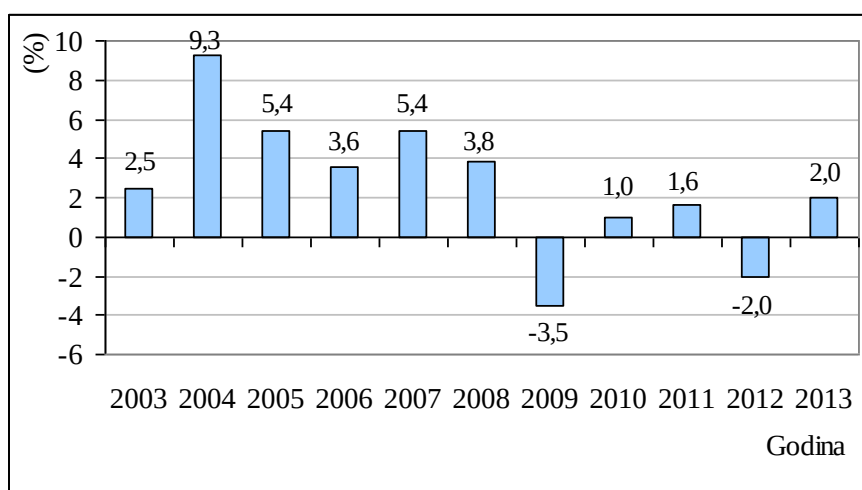
²¹⁷ Izvor: Ministarstvo finansija Republike Srbije.

²¹⁸ Izvor: Narodna banka Republike Srbije.



Slika 4.5. Spoljni dug u mlrd. evra²¹⁹

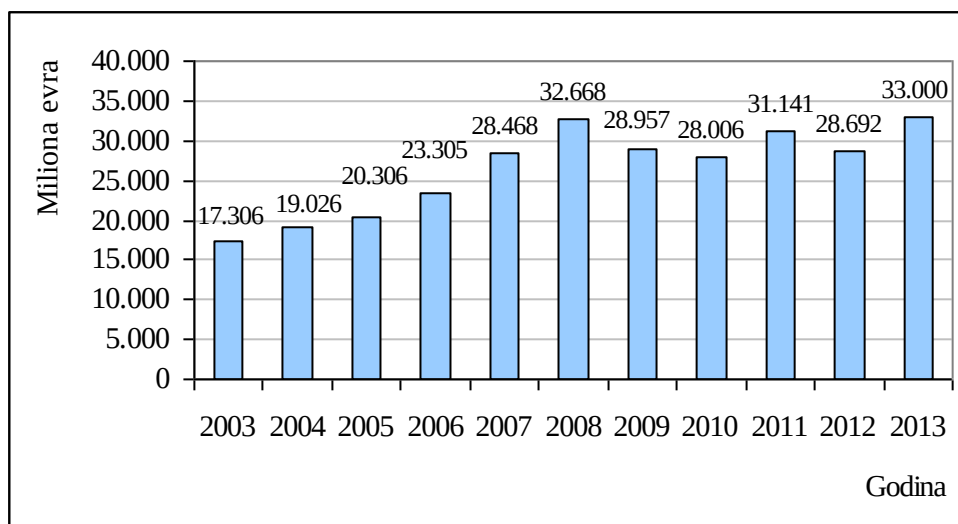
Ključni rezultat ekonomske politike u 2013. godini je rast industrijske i poljoprivredne proizvodnje i rast neto izvoza. Nakon recesije u 2012. godini, u prvih jedanaest meseci 2013. godine privreda je ostvarila realni međugodišnji rast BDP-a od 2 % i to u uslovima pogoršanih ekonomskih izgleda evro zone i regiona kao ključnih spoljnotrgovinskih partnera Srbije (slika 4.6).



Slika 4.6. Međugodišnji rast BDP-a²²⁰

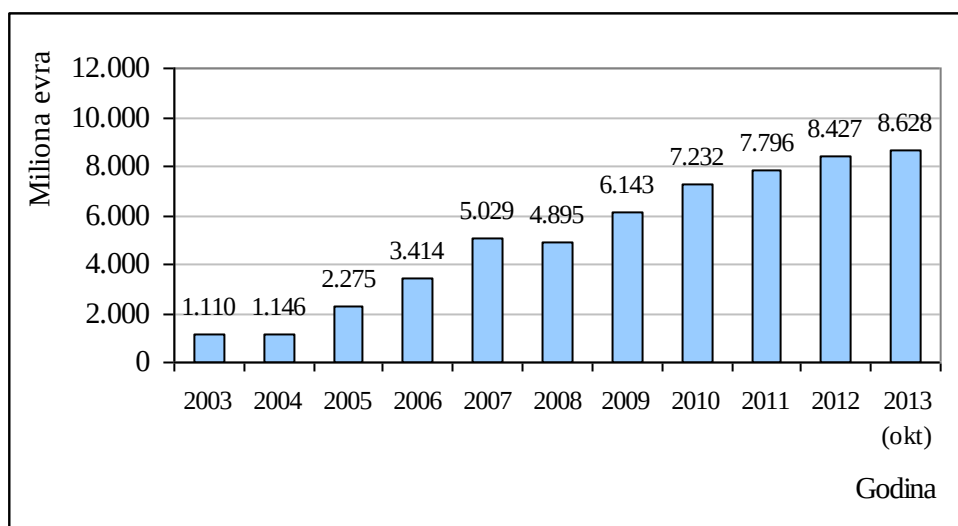
²¹⁹ Izvor: Narodna banka Republike Srbije.

²²⁰ Izvor: Ministarstvo finansija Republike Srbije.



Slika 4.7. Vrednost BDP-a u milionima evra²²¹

Vlada Republike Srbije je početkom oktobra 2013. godine usvojila paket mera za stabilizaciju javnih finansija i oporavak privrede. Prema fiskalnoj strategiji za jačanje privrede potrebna je konsolidacija javnih finansija i sprovođenje fiskalne politike koja je bazirana na principu odgovornog fiskalnog upravljanja i fiskalnim pravilima koja jačaju fiskalnu disciplinu, poboljšavaju fiskalnu koordinaciju između različitih nivoa vlasti, smanjuju ukupne rizike i obezbeđuju dugoročnu održivost sistema. Smanjenje lične i javne potrošnje u velikoj meri je rezultat sprovođenja mera fiskalne konsolidacije. Potrošnja stanovništva zabeležila je pad i u 2013. godini od 1,2 %. Oporavak lične potrošnje i dalje je ograničen visokom stopom nezaposlenosti i ograničenim realnim rastom zarada u javnom sektoru i penzija kao glavnih izvora potrošnje.



Slika 4.8. Devizna štednja stanovništva u milionima evra²²²

²²¹ Izvor: Ministarstvo finansija Republike Srbije.

²²² Izvor: Ibid.

Državna potrošnja i državne investicije nastavljaju pad i u 2013. godini i doprinose padu domaće tražnje. Neto izvoz je glavni pokretač rasta i u 2013. godini. Pad domaće tražnje u 2013. godini u potpunosti kompenzovan je rastom neto izvoza. Snažan rast neto izvoza rezultat je ekspanzije u automobilske industriji i rasta izvoza derivata nafte, farmaceutskih i hemijskih proizvoda i električnih mašina.

Nepovoljne tendencije u EU utiču na usporavanje rasta i izvoza zemalja Centralne i Istočne Evrope zbog smanjenja izvozne tražnje i smanjenih kapitalnih priliva, kao i povećanja troškova zaduživanja. Oporavak privrede Srbije u velikoj meri zavisiće od oporavka ekonomija evrozone i ekonomija regiona, povećanja inostrane tražnje i priliva stranog kapitala, kretanja inostranih kamatnih stopa, kretanja uvoznih cena, cena hrane i cena naftnih derivata. Intenziviranje krize u evro zoni i pogoršanje finansijske situacije matičnih stranih banaka vlasnika domaćeg bankarskog sistema ugrozilo bi projektovani privredni rast. Pored toga, skok cena sirovina na svetskom tržištu ili pogoršanje uslova finansiranja dodatno bi negativno uticalo na ostvarenje projekcije rasta.

Ekonomska kriza u Srbiji ima ozbiljne političke posledice usled visoke nezaposlenosti i teškoća u funkcionisanju i finansiranju države. Na tržištu rada u 2013. godini stopa nezaposlenosti iznosila je oko 24 % (pre početka krize 2008. godine iznosila je oko 14 %). Posebno je opasna nezaposlenost mladih (od 15 do 24 godina) koja je dostigla 60 %. Predviđa se da će u naredne tri godine stopa nezaposlenosti porasti i do 28 %. Naime, ukoliko se zadrži rast formiran na ovakav način, doći će do efekta rasta uz pad zaposlenosti. Rastuća nezaposlenost konstantno smanjuje potrošnju (finalnu i investicionu) i pojačava recesione trendove, preteći da se pretvori u depresiju. Broj izdržavanih lica približio se broju aktivnih lica (1,0:1,1), što utiče na teškoće u funkcionisanju države (penziono i zdravstveno osiguranje, obrazovanje, nauka, kultura i dr), kao i na održavanje likvidnosti (unutrašnje i spoljne).²²³

4.3. Poslovne operacije na Beogradskoj berzi

Zadatak berzi je upravljanje regulisanim tržištima hartija od vrednosti na kojima se utvrđuje vrednost imovine efikasnim otkrivanjem cena. Sučeljavanjem ponude i tražnje na javnom tržištu određuje se vrednost korporativne imovine na fer i transparentan način. U ovom delu rada predstavimo vrednost ostvarenog ukupnog prometa, vrednost prometa akcijama i obveznicama, broj realizovanih transakcija i učešće stranih investitora u trgovini.

4.3.1. Vrednost prometa i broj realizovanih transakcija

Tržišna aktivnost se često koristi kao indikator stadijuma razvoja tržišta hartija od vrednosti, a najadekvatnija mera koja opisuje tržišnu aktivnost je obim trgovanja. U prilog ubrzanog razvoja domaćeg tržišta kapitala, prvenstveno govori rast obima i vrednosti prometa iz godine u godinu, kao i promena strukture trgovanja u kojoj dominantno učestvuju akcije.

²²³ Izvor: Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2013. godinu, Beograd, 1-3.

Uporednim pregledom obima i strukture prometa ostvarenog u periodu nakon 2004. godine, jasno proizilazi zaključak o rastu ukupnog prometa do 2007. godine. Tokom 2007. godine, a posebno u prvom kvartalu, kao rezultat snažnog rasta obima prometa prouzrokovanog rastom cena, uključenjima hartija od vrednosti novih emitenata i procesima inicijalne javne ponude, ne samo na domaćem tržištu kapitala, već i na svim tržištima balkanskog regiona, okarakterisali su domaće tržište kao jedno od najbrže rastućih tržišta kapitala na svetu.

Produbljivanje svetske finansijske krize odrazilo se na domaće tržište kapitala kroz smanjenje zainteresovanosti za trgovanje u drugoj polovini 2008. godine kada je značajnije smanjen obim prometa i broj transakcija, a kulminaciju je dostigla 2009. godine kada je zabeležen rekordno mali broj transakcija. Tokom 2012. godine ostvaren je drastičan pad vrednosti prometa i ukupnih tržišnih aktivnosti sa nivoima nezabeleženim na domaćem tržištu još od 2002. godine. Vrednost prometa izražena u evrima je 2012. godine na desetogodišnjem minimumu, odnosno na nivou koji je zabeležen pre uvođenja elektronskog trgovanja akcijama, u vreme uspostavljanja mehanizama berzanskog trgovanja.

Godina	Promet u evrima	Broj transakcija
2004.	556.635.879	138.842
2005.	581.464.086	173.485
2006.	1.210.439.480	141.499
2007.	2.059.769.522	301.210
2008.	882.454.957	119.001
2009.	441.976.426	77.215
2010.	222.475.934	725.550
2011.	280.180.758	2.887.538
2012.	219.765.572	483.013
2013.	267.006.644	344.109

Tabela 4.4. Vrednost ukupno ostvarenog prometa u evrima i ukupan broj transakcija²²⁴

Na Beogradskoj berzi je tokom 2004. godine ostvaren promet u vrednosti od preko 556 miliona evra, što je smanjenje u odnosu na 2003. godinu za oko 56 % (kada je promet iznosio 1.420 miliona evra). U odnosu na prethodnu godinu, u 2004. godini je povećan broj transakcija za 8,7 % (u odnosu na 127.786 transakcija u 2003. godini), odnosno za 11.056 transakcija, što je direktan rezultat uvođenja elektronskog sistema trgovanja koje se bazira na nalogu klijenta. Primarni razlog drastičnog pada vrednosti obima prometa se nalazi u premeštanju primarne prodaje blagajničkih zapisa Narodne banke Srbije na platformu te institucije, izraženom smanjenju obima trgovanja kratkoročnim hartijama od vrednosti privrednih subjekata usled uspostavljanje rigoroznijeg i skupljeg režim emitovanja tih instrumenata, kao i privremenim prekidom trgovanja akcijama tokom januara i u prvoj polovini februara 2004. godine usled prenosa baze podataka o vlasništvu nad hartijama od vrednosti u novouspostavljeni Centralni registar.²²⁵

²²⁴ Izvor: Godišnje statistike Beogradske berze, www.belex.rs

²²⁵ Izvor: Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2004. godinu, Beograd, 17.

Tokom 2005. godine realizovan je promet u vrednosti od 581 miliona evra, što predstavlja povećanje od 19,1 % u odnosu na prethodnu godinu uz istovremen porast broja zaključenih transakcija od 25 % u odnosu na 2004. godinu.

U toku 2006. godine zabeleženo je povećanje vrednosti prometa praćeno smanjenjem broja transakcija. Ukupno ostvarena vrednost prometa je iznosila preko 1,2 mlrd. evra, što je povećanje od 108 % u odnosu na 2005. godinu. S druge strane, promet je realizovan kroz 141.499 transakcija, što je 18 % manje u odnosu na 2005. godinu.

Tokom 2007. godine nastavljen je intenzivan trend razvoja domaćeg tržišta kapitala sa ukupno ostvarenim prometom u vrednosti od nešto više od 2 mlrd. evra, što je povećanje od 64 % u odnosu na 2006. godinu. Ukupan promet ostvaren u trgovanju 2007. godine je za 10,8 % nadmašio promete u 2006. i 2005. godinu zajedno. Sličan odnos pokazao je i promet u 2006. godini u poređenju sa godinama koje su prethodile, što dodatno ilustruje nastavak progresivnog rasta prometa na Beogradskoj berzi. Kao posledica aktivnijeg trgovanja individualnih malih investitora, posebno u prvoj polovini 2007. godine, zabeležen je snažan rast broja transakcija od čak 113 % u odnosu na 2006. godinu.²²⁶

Tržište kapitala Republike Srbije je u 2008. godini pretrpelo najsnažniji negativni trend od početka tranzicije, odnosno uspostavljanja berzanskog mehanizma utvrđivanja cena finansijske aktive. Na Beogradskoj berzi je u 2008. godini ukupno ostvaren promet u vrednosti od nešto više od 882 miliona evra, što predstavlja smanjenje prometa od 56,4 % u odnosu na 2007. godinu. Ukupan broj realizovanih transakcija tokom 2008. godine zabeležio je pad od preko 60 %, ili čak 182.000 transakcija manje nego rekordne 2007. godine. Rekordno nizak broj realizovanih transakcija, koji je tokom 2008. godine bio na najnižem nivou od kako je na Beogradskoj berzi uvedeno elektronsko trgovanje, upućuje na dramatičan pad likvidnosti. Produbljivanje svetske finansijske krize na domaćem tržištu kapitala odrazilo se kroz smanjenje zainteresovanosti za trgovanje, jer je upravo u drugoj polovini 2008. godine došlo do značajnijeg smanjenja obima prometa i transakcija. Drugim rečima, u 2008. godini, kretanja globalne privrede su u velikoj meri determinisala kretanje domaće ekonomije, a efekti svetske finansijske krize su intenzivirani od početka godine jačajući formirane trendove.

Na Beogradskoj berzi je u 2009. godini ostvaren ukupan promet u vrednosti od približno 442 miliona evra, što predstavlja smanjenje od 41,9 % u odnosu na 2008. godinu. Smanjenje inostrane i domaće tražnje, posebno u drugoj polovini 2008. godine, dostiglo je u 2009. godini maksimum. Pad likvidnosti u trgovanju ilustruje pad ukupnog broja ostvarenih transakcija u trgovanju od preko 35 % ili gotovo 42.000 transakcija manje nego 2008. godine.

Iako su se znaci oporavka u razvijenim ekonomijama osetili i tokom 2009. godine, efekat prelivanja dobrih poslovnih vesti i jačanja privrede je izostao na malim i nedovoljno razvijenim tržištima kapitala u 2010. godini. Pravilo ponašanja velikih inostranih investitora, koji tek na kraju ulaze na najmanja – granična tržišta, a ista prvo napuštaju, potvrđeno je 2010. godine.

²²⁶ Izvor: Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2007. godinu, Beograd, 13.

Vrednost ostvarenog prometa je 2010. godine i dalje bila na nivou pre početka ekspanzije i nije uporediva sa vrednostima ostvarenim u godini pre krize, čime jasno ukazuje na nedostatak likvidnosti i nedovoljan broj investitora. Domaće tržište kapitala je tokom 2010. godine bilo u stagnaciji i osetilo je negativne posledice događanja iz razvijenijeg dela okruženja, prvenstveno grčke dužničke krize, koja je dominirala opredeljenjem investitora da ovaj region tokom 2010. godine isključe iz svojih investicionih aktivnosti. Na Beogradskoj berzi je 2010. godine vrednost ostvarenog prometa iznosila nešto više od 222 miliona evra, što predstavlja smanjenje od 44,9 % u odnosu na 2009. godinu. Krajem avgusta 2010. godine uključenjem u trgovanje akcija Naftne Industrije Srbije a.d. Novi Sad (NIIS) koje predstavljaju prve akcije dodeljene građanima po Zakonu o pravu na besplatne akcije, a koje su uključene u sekundarno trgovanje, dovelo je do rekordne 725.550 transakcije, odnosno do rasta broja transakcija od 840 % u odnosu na 2009. godinu.

U 2011. godini na Beogradskoj berzi je ostvaren ukupan promet u vrednosti od nešto više od 280 miliona evra, što predstavlja porast prometa od 24,2 % u odnosu na prethodnu godinu. Početak 2011. godine obeležilo je uključanje akcija Aerodroma Nikola Tesla a.d. Beograd (AERO) koje je, uz već formirani uzlazni trend sa kraja 2010. godine, doprinelo značajnom porastu aktivnosti na Berzi. Uz nešto slabiji porast prometa, došlo je do značajnog porasta transakcija prouzrokovano porastom broja učesnika u trgovanju, pre svega prodavaca, odnosno vlasnika besplatno podeljenih akcija. Najveći broj transakcija je zabeležen u martu od čak 857.515 transakcija, što je vrednost viša i od celokupne 2010. godine. Na kraju 2011. godine ukupan broj transakcija je iznosio istorijski najviših 2.887.538, što je respektabilna vrednost i za berze daleko razvijenije od naše. U odnosu na prethodnu godinu porast broja transakcija iznosi čak 298 %. Eskalacija krize u evrozoni je imala uticaja i na domaće tržište kapitala, koje je snažno uslovljeno dešavanjima u regionu i aktivnostima stranih investitora. U odnosu na aktivniju prvu polovinu godine, u drugoj polovini 2011. je došlo do značajnog „hlađenja“ aktivnosti koje se ogledalo u padu prometa i broja transakcija.²²⁷

Tokom 2012. godine domaće tržište kapitala, ali i ceo region jugoistočne Evrope je bio opterećen hroničnim problemom niske likvidnosti koja deformiše cene trgovane aktive i ujedno utiče na povećanje sistemskog nepoverenja u tržišne mehanizme. Grčka dužnička kriza opredelila je sentiment inostranih investitora po pitanju ulaganja u ovaj deo evropskog kontinenta, koji se ne može pohvaliti efikasnim reformama, povećanoj produktivnosti i uslovima poslovanja na tržištima kapitala.

Neznatan broj velikih institucionalnih investitora koji svojim učešćem na tržištima kapitala pored likvidnosti obezbeđuju i smanjenje volatilnosti, naglasilo je potrebu za uspostavljanjem saradnje i povezivanjem organizatora tržišta. Upravo su iz tog razloga, 2012. godine, najmanje berze regiona (Montenegro, Sarajevska i Banjalučka berza) najavile integraciju olakšanim pristupom domicilnim tržištima putem jedinstvene platforme za trgovanje. Na Beogradskoj berzi je u 2012. godini ostvaren ukupan promet u vrednosti od nešto manje od 220 miliona evra, što izraženo u dinarima predstavlja pad od 12,6 % u odnosu na 2011. godinu.

²²⁷ Izvor: Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2011. godinu, Beograd, 2.

Prvih šest meseci 2012. godine na Beogradskoj berzi je obeležio dramatičan pad vrednosti prometa i ukupnih tržišnih aktivnosti koji je domaće tržište doveo do situacije nezabeležene još od 2002. godine, jer je minorna inostrana tražnja i apsolutni nedostatak domaće kompenzacije za pad te tražnje spustio likvidnost na minimum. Prvo tromesečje je bilo obeleženo sporošću nadležnih institucija u adaptiranju na novine predviđene novim zakonskim okvirima, i formulisanju pravnog okvira u kome članovi Berze i investitori obavljaju poslovanje na predvidiv i jednostavan način, te je tradicionalno najaktivniji i trgovački najkvalitetniji prvi kvartal propušten i nije doneo ohrabrujuće podatke o kretanju cena i likvidnosti tržišta. Drugi kvartal je obeležila predizborna neizvesnost koju izborni proces nosi i na razvijenim i uređenijim tržištima. Faktor koji je dodatno destabilizovao domaće tržište već značajno osiromašenih investitora u domaću finansijsku aktivu, bilo je ponašanje regulatora, kontrolora i supervizora domaćeg finansijskog tržišta, odnosno državnih organa koji su na neuobičajen način rešili da prevaziđu krizu u Agrobanci²²⁸, nekad najlikvidnijoj hartiji na Beogradskoj berzi i to najpre neprisustvovanjem na zakazanim skupštinama društva u ozbiljnim problemima, a zatim i oduzimanjem licence za rad i prebacivanjem zdrave aktive na novo pravno lice. Postojeći akcionari su usled takvog postupanja pravdu zatražili pred međunarodnim arbitražnim institucijama. Stranim investitorima je na taj način poslat signal o preteranom riziku i nemogućnosti ulaganja novca u srpsko tržište kapitala.

Tokom 2013. godine tržište kapitala Republike Srbije je karakterisala stagnacija aktivnosti u ovoj sferi privrednog delovanja. Rešavanje političkih izazova Srbije u procesu pridruživanja Evropskoj uniji kroz Briselski sporazum i dobijanje datuma za otpočinjanje pregovora za pristupanje EU, su događaji koji su obeležili 2013. godinu, ali koji nisu imali adekvatnu pozitivnu refleksiju na tržištu. Tržište je i dalje bez značajnih inicijalnih javnih ponuda, a ni prometi na sekundarnom tržištu nisu na nivou koji bi ukazivao na pozitivne trendove. Interesovanje investitora i dalje je u zamci izuzetno niske likvidnosti i visoke fragmentiranosti regionalnih tržišta koja zajedno sa neusaglašenom pravnom regulativom de facto sprečava globalne investitore sa velikom aktivom da se značajnije uključe u trgovanje na tržištima našeg regiona. Na Beogradskoj berzi je u 2013. godini ostvaren ukupan promet u vrednosti od nešto više od 267 miliona evra, što izraženo u dinarima, predstavlja rast prometa od 21,7 % u odnosu na 2012. godinu. Prvu polovinu 2013. godine na Beogradskoj berzi je obeležila izuzetno niska likvidnost u redovnom prometu, uz istovremeno najveći promet na pojedinačnoj hartiji ostvaren blok transakcijom akcije kompanije Frikom a.d. Beograd.²²⁹ Prvi kvartal 2013. godine obeležilo je relativno stabilno kretanje cena uz praćenje rastućeg trenda koji je formiran početkom četvrtog kvartala 2012. godine. Drugi kvartal 2013. godine je doneo negativne promene u vidu smanjena likvidnosti i pada opšteg nivoa cena aktive, koji je anulirao prethodne dobitke. Nakon relativne političke stabilizacije i poboljšanja ekonomskih parametara (godišnje stope inflacije i nivoa kursa) u drugoj polovini 2013. godine došlo je i do porasta vrednosti prometa, koji je ipak bio praćen padom ukupnog broja transakcija na tržištu.

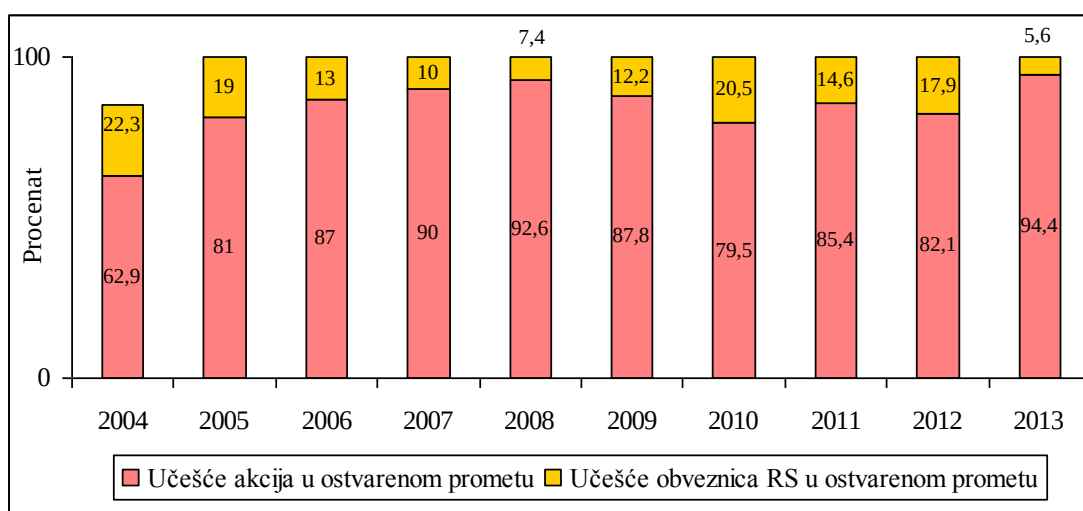
²²⁸ O značaju Agrobanke, kao emitenta, za Beogradsku berzu govori podatak da je kroz dokapitalizacije od oko 108 miliona evra, Agrobanka aktivirala preko 600 miliona evra pretežno stranog novca kroz uplate, što je u to vreme imalo značajne reperkusije na jačanje kursa domaće valute, pa zatim i naglo slabljenje iste kada se neaktivirana dokapitalizacija vraćala u svoje matične zemlje.

²²⁹ U januaru 2013. godine, akcije kompanije Frikom a.d. Beograd je, kroz blok transakciju u vrednosti od 96,2 miliona evra, preuzela od Agrokora kompanija Ledo i time obeležila celu 2013. godinu i značajno uticala na pokazatelje učešća stranih lica u trgovanju.

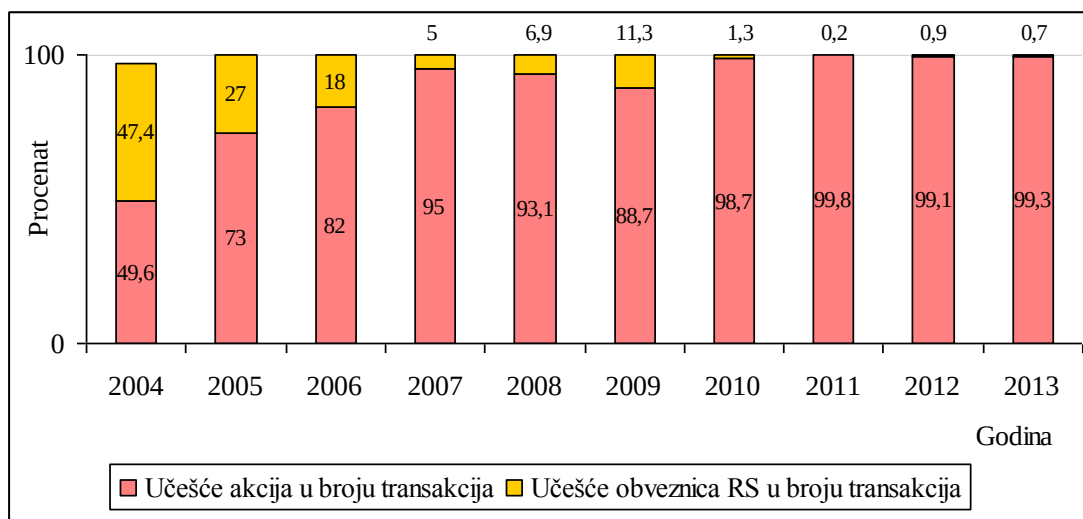
U poslednjem kvartalu 2013. godine je nastavljen pozitivan trend rasta vrednosti prometa i cena aktive na tržištu, ali je u centru pažnje ponovo bila velika blok transakcija akcija Mlekare Subotica koja je iznosila od 24,8 miliona evra, i kojom je kompanija Imlek a.d. kupila većinski paket akcija. Povećanje učešća blok transakcija u strukturi prometa ukazuje na problem nelikvidnosti tržišta.

4.3.2. Struktura prometa i transakcija po vrstama hartija od vrednosti

Na osnovu podataka prikupljenih iz Godišnjih izveštaja o radu Beogradske berze, ilustrovanih na slikama 4.9. i 4.10. uočavamo da je od 2005. godine započet trend smanjivanja učešća obveznica Republike Srbije u trgovanju u odnosu na akcije.



Slika 4.9. Učešće akcija i učešće obveznica Republike Srbije u vrednosti ukupnog prometa ostvarenog na Beogradskoj berzi



Slika 4.10. Učešće broja zaključenih transakcija akcijama i obveznicama Republike Srbije u ukupnom broju zaključenih transakcija na Beogradskoj berzi

U 2004. godini je u trgovanju akcijama zaključen promet u vrednosti od 347,45 miliona evra (učešće akcija u ukupnom prometu dostiglo je nivo od 62,9 %) kroz 68.796 transakcija (učešće akcija u ukupnom broju transakcija iznosilo je 49,6 %). Na kraju 2004. godine, u okviru slobodnog berzanskog tržišta nalazile su se akcije 406 emitenta, od čega su akcije sedam emitenata bile u kontinuiranom trgovanju, a ostale u svakodnevnom trgovanju metodom preovlađujuće cene. Trgovanjem obveznicama Republike Srbije ostvarena je vrednost prometa od 124,5 miliona evra (22,3 % vrednosti prometa) kroz 65.842 transakcije (47,4 % ukupno zaključenog broja transakcija). Stope prinosa na dan 31.12.2004. godine za sve serije obveznica kretale su se u rasponu od 5,71 % (za seriju A2006) do 7,37 % (za seriju A2005). U okviru Belex-a na slobodnom berzanskom tržištu sekundarno se trgovalo kratkoročnim obveznicama preduzeća Duga holding a.d. Beograd i Galenika broker a.d, pri čemu je ostvarena vrednost prometa 335,07 hiljada evra kroz 11 transakcija. U ponudi su bile obveznice još tri preduzeća s kojima nije bilo zaključenih transakcija. U slobodnom vanberzanskom trgovanju po evidenciji, što su reziduali tog segmenta tržišta prema ranije važećem Zakonu, trgovalo se kratkoročnim hartijama 295 emitenata: obveznicama preduzeća i komercijalnim zapisima, čiji je promet iznosio 95,61 miliona evra (učešće u ukupnom prometu od 14,8 %) zaključen kroz 4.204 transakcije (3,03 % od ukupnog broja transakcija). U odnosu na opadajući trend kratkoročnih kamatnih stopa na ovom segmentu finansijskog tržišta tokom 2003. godine, kamatne stope su 2004. godine oscilirale. Prosečna kratkoročna kamatna stopa ovog segmenta tržišta je porasla sa januarskih 2,09 % na septembarskih 2,37 %, dok je ročnost zabeležila pad sa 41 dan u januaru na svega 18 dana u septembru.²³⁰

Trgovanjem akcija 2005. godine ostvarena je vrednost prometa od 470,8 miliona evra kroz 126.644 transakciju, čime je premašena „privatizaciona” 2003. godina, i što u odnosu na 2004. predstavlja porast za više od 50 %. U strukturi prometa dominiraju akcije sa 81 % ukupnog prometa i 73 % ukupnog broja transakcija. Ukupna tržišna kapitalizacija akcija na dan 31.12.2005. godine iznosila je 4,57 mlrd. evra. Metodom kontinuiranog trgovanja trgovalo se akcijama ukupno 34 izdavaoca. U trgovanju obveznicama Republike Srbije zaključen je promet u vrednosti od 110,7 miliona evra (učešće obveznica Republike Srbije u ukupnom prometu iznosilo je 19 %) kroz 46.841 transakciju (učešće obveznica Republike Srbije u ukupnom broju transakcija iznosilo je 27 %). Na tržištu obveznica nastavljen je rast cena svih serija kojima se trgovalo, što ukazuje na poverenje investitora u ove hartije od vrednosti. Najviše je trgovano obveznicama serije A2016, čiji je porast cena na godišnjem nivou iznosio 10,38 % nominalne vrednosti. Stope prinosa na dan 31.12.2005. godine za sve serije obveznica kretale su se u rasponu od 4,54% (za seriju A2007) do 5,62% (za seriju A2006).²³¹ Od kratkoročnih hartija od vrednosti tokom 2005. godine na slobodno berzansko tržište uključene su samo dužničke hartije od vrednosti preduzeća Etiko produkt d.o.o. Beograd, sa rokom dospeća od 360 dana.²³²

U 2006. godini ostvarena je rekordna vrednost prometa, a najveću zaslugu su imale akcije kojima je ostvarena ukupna godišnja vrednost trgovanja od gotovo 1,1 mlrd. evra, što je 87 % vrednosti ukupnog prometa. U odnosu na 2005. godinu učešće prometa akcija u ukupnom prometu je povećano za 6 %. U ukupnom prometu su dominantno učestvovalе akcije iz bankarskog sektora (54 % ukupnog prometa).

²³⁰ Izvor: Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2004. godinu, Beograd, 19-22.

²³¹ Izvor: Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2005. godinu, Beograd, 23-24.

²³² Izvor: Ibid, 18.

Broj transakcija akcijama u 2006. godini je iznosio 115.992, dok je učešće akcija u ukupnom broju transakcija bilo 82 %. Trgovanje obveznicama RS je u 2006. godini zabeležilo rast prometa od 43 % u odnosu na prethodnu godinu i dostiglo vrednost prometa od nešto manje od 158 miliona evra, koji je ostvaren kroz 25.507 transakcija. U ukupnom prometu, obveznice RS su učestvovala sa 13 % (što je pad od 6 % u odnosu na 2005. godinu). Iako je promet obveznicama u apsolutnom iznosu porastao, uočava se sve veća preferencija investitora ka trgovanju akcijama.²³³

Tokom 2007. godine u ukupnom prometu su dominantno, za razliku od 2006. koju je obeležilo trgovanje akcijama bankarskog sektora, učestvovala akcije preduzeća (53 %), dok je promet akcijama iz bankarskog sektora smanjen za 17 % na nivo od 37 % učešća u ukupnoj vrednosti prometa. Obveznice Republike Srbije su svoje učešće u ukupnom prometu smanjile sa 13 % u 2006. godini na 10 % u 2007. godini. Vrednost prometa akcijama je u 2007. godini povećana za 70 % u odnosu na 2006. godinu, i dostigla je vrednost od preko 1,85 mlrd. evra. Učešće akcija u ukupnoj vrednosti prometa time je povećano za 3 %, na čak 90 %. Broj transakcija u trgovanju akcijama 2007. godine je iznosio 285.566, što je za oko 170.000, odnosno 146 % veći broj transakcija u odnosu na 2006. godinu. Učešće trgovanja akcijama u ukupnom broju transakcija je time dominantnije nego u ukupnom prometu i iznosi 95 %.²³⁴ Kao što je ranije navedeno, najveći doprinos rastu prometa i broja transakcija u 2007. godini imali su individualni investitori, koji su se prvi put u većoj meri uključili u trgovanje na domaćem tržištu kapitala, kao i novi investicioni i penzionirani fondovi koji su u ovom periodu počeli sa radom. U 2007. godini trgovanje obveznicama je dostiglo vrednost od 207 miliona evra. Iako su obveznice u ukupnoj vrednosti prometa participirale svega 10 %, u apsolutnom iznosu promet obveznicama je porastao za 30 % u odnosu na 2006. godinu. Iako je promet obveznicama zabeležio rast, broj transakcija koje su doprinele njenom ostvarenju je pao za čak 39 %, što govori da je frekventnost transakcija na tržištu obveznica smanjenja uz istovremeni rast pojedinačne vrednosti transakcije. U ukupnom broju transakcija obveznice su učestvovala sa 5 %, odnosno 15.644 transakcije.²³⁵ Strane investitore koji se pojavljuju na Beogradskoj berzi možemo da razvrstamo u dve kategorije. Prvi, koji su opredeljeni za oblik strateškog partnerstva, i koji u procesu privatizacije ili preko Berze stiču većinski paket akcija u domaćim kompanijama, i drugi, spekulativni investitori koji smatraju da je dodatni rizik prisutan na rizičnijem tržištu dobro kompenzovan. Interesovanje stranih investitora za srpsko tržište kapitala, ukazuje i na nedovoljnu aktivnost domaćih investitora, prvenstveno jer stanovništvo nema dovoljan iznos štednje za investiranje na tržištu kapitala, a domaći privrednici naviknuti su na pribavljanje fondova iz bankarskih kredita. Visok udeo stranih investitora stvara dodatnu nestabilnost, jer bilo kakvo povećanje rizika prouzrokuje bekstvo stranog kapitala, što dovodi do destabilizacije i eventualnog kraha srpskog tržišta. Navedeni podaci ukazuju da je tržište hartija od vrednosti Republike Srbije tokom 2007. godine bilo atraktivna međunarodna investiciona alternativa. Međutim, ono nije bez nedostataka. Brzinu akumulacije kapitala i višu stopu privrednog rasta u odnosu na razvijena tržišta, strani investitori smatraju kompenzirajućim faktorima postojanja specifičnog rizika srpskog tržišta kapitala, kao što je politička nestabilnost i asimetrija informacija.

²³³ Izvor: Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2006. godinu, Beograd, 12-16.

²³⁴ Izvor: Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2007. godinu, Beograd, 12-14.

²³⁵ Izvor: Ibid, Beograd, 18.

Struktura ukupnog prometa u 2008. godini, posmatrana sa aspekta izdavalaca vrlo je slična strukturi iz 2007. godine. Učešće preduzeća u odnosu na 2007. godinu opalo je za manje od jednog procentnog poena na nivo od 52,2 %. Akcije iz bankarskog sektora su povećale svoje učešće na 40,4 %, dok je istovremeno najznačajniji pad učešća ostvaren u hartijama od vrednosti čiji je izdavalac država, odnosno obveznicama Republike Srbije. Iako je tokom 2008. godine došlo do značajnog smanjenja investicionih aktivnosti, akcije su kao i prethodnih godina imale dominantan udeo u ukupnom prometu na Beogradskoj berzi. Vrednost prometa akcijama je u odnosu na 2007. godinu smanjena za 55,2 % na nivo od 816,9 miliona evra. Učešće prometa akcijama je iznosilo 92,6 %, što je za gotovo tri procentna poena više u odnosu na 2007. godinu. Broj transakcija u trgovanju akcijama je iznosio 110.787, što je za oko 174.000 odnosno 61 % manji broj transakcija u odnosu na 2007. godinu. Ako se uporedi odnos realizovanih transakcija u trgovanju akcijama i obveznicama, učešće trgovanja akcijama je čak dominantnije nego u ukupnom prometu i iznosi čak 93 %.²³⁶ Tokom 2008. godine trgovanje obveznicama je pratilo trend smanjenja aktivnosti, te je zabeležilo pad kako apsolutne vrednosti za 68 % na 65,5 miliona evra, tako i pad relativnog učešća na 7,4 % ukupnog prometa (što je smanjenje od 3,7 % u odnosu na 2007. godinu). Shodno padu prometa obveznica, i broj transakcija je pao za 47 %, odnosno na 8.214 transakcija (6,9 % ukupnog broja realizovanih transakcija), što ukazuje da bez obzira na snažne cenovne depresijacije na tržištu akcija nije došlo do prekomponovanja portfolia kroz snažnu akumulaciju obveznica putem organizovanog berzanskog trgovanja.

Najtrgovanija serija je tokom 2008. godine, isto kao i 2007. godine, bila obveznica A2016 čijim trgovanjem je ostvaren promet od 17,7 miliona evra, što čini gotovo 30 % ukupnog prometa na ovom segmentu. Zabrinjavajući trend smanjenja učešća prometa obveznica u ukupnom prometu je, sa jedne strane, bio uslovljen povećanjem atraktivnosti akcija kao dominantnog instrumenta, ali sa druge strane jasno ukazuje na nedostatak investicionih alternativa koji se postavlja pred profesionalnim investitorima, koji posebno u vremenima krize traže sigurnije instrumente koji mogu biti amortizer snažnih tržišnih šokova. Razvoj ovog tržišta se postavlja kao jedan od preduslova daljeg razvoja domaćeg tržišta kapitala.²³⁷

Struktura ukupnog prometa u 2009. godini ukazuje na veću averziju prema riziku i povećanu sklonost ka ulaganju u sigurnije hartije od vrednosti. Nakon dvogodišnjeg opadajućeg trenda, u 2009. godini došlo je do povećanog učešća obveznica RS u ukupnom trgovanju. Vrednost prometa akcijama u 2009. godini iznosila je 387,9 miliona evra i predstavlja smanjenje od 44,83 % u odnosu na 2008. godinu. Učešće trgovanja akcijama u ukupnom prometu je, usled povećanja učešća obveznica RS, smanjeno je u odnosu na prethodnu godinu i iznosilo je 87,83 %. Učešće broja transakcija ostvarenih trgovanjem akcijama u ukupnom prometu iznosilo je 88,72 %, što predstavlja smanjenje za 4,38 % u odnosu na prethodnu godinu. Broj transakcija u trgovanju akcijama iznosio je 68.503.²³⁸ Tokom 2009. godine tržište duga je pratilo tržište akcija i signale koji su dolazili iz realnog sektora. Ukupan promet od 54,1 miliona evra na ovom segmentu tržišta predstavlja pad od 17,4 % u odnosu na prethodnu godinu.

²³⁶ Izvor: Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2008. godinu, Beograd, 11-13.

²³⁷ Izvor: Ibid, 18-19.

²³⁸ Izvor: Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2009. godinu, Beograd, 6-7.

Obveznice RS su 2009. godine učestvovala u ukupnom prometu 12,17 %, što je rast učešća za 4,7 % u odnosu na 2008. godinu. I pored pada prometa, broj transakcija je porastao za 6,1 %, na 8.712 transakcija. Najtrgovanija obveznica je i tokom 2009. bila obveznica serije A2016, čijim je trgovanjem ostvaren promet od 16,3 miliona evra, što čini gotovo trećinu ukupnog prometa ostvarenog na ovom segmentu. U 2009. je prekinut trend pada učešća prometa obveznica u ukupnom prometu i zabeležen je rast relativnog učešća na 12,2 %.²³⁹

Struktura ukupnog prometa u 2010. godini ukazuje na nastavak orijentacije investitora ka manje rizičnim finansijskim instrumentima, u smislu vrste hartija, jer je povećano učešće obveznica Republike Srbije u ukupnom prometu, na nivo od 20,5 %. Istovremeno, povećano učešće berzanskog tržišta, sa 18,9 % 2009. na 37,3 % 2010. godine ukazuje i na koncentraciju kvalitetnijih akcija izdavalaca na zvaničnom listingu za koje se investitori opredeljuju u sve većoj meri, posebno u vremenu povećane averzije prema riziku i potrebom za pravovremenim obaveštenjima i izveštajima kompanija. Trgovanje akcijama na Beogradskoj berzi je zadržalo dominantno učešće i u 2010. godini, ali je smanjeno sa 87,8 % koliko je iznosilo 2009. godine na 79,5 % ukupnog prometa. Vrednost prometa akcijama iznosila je 177 miliona evra, što predstavlja smanjenje od 50,1 % u odnosu na 2009. godinu. Međutim, statistički podatak ne odgovara u potpunosti realnom padu prometa u odnosu na 2009. godinu, jer je u decembru 2009. godine blok transakcijom, kojom je preuzeta Apatinska pivara a.d. gotovo udvostručen dotadašnji promet. Ukoliko zanemarimo ovu transakciju, pad prometa akcijama u 2010. godini iznosi 8,5 % u odnosu na prethodnu. Uključenje akcija NIS a.d. Novi Sad u trgovanje, uslovilo je skoro potpunu dominaciju akcija u strukturi broja transakcija, 716.117 transakcija, odnosno čak 98,7 % ukupnog broja transakcija.²⁴⁰ I tokom 2010. godine tržište duga je pratilo tržište akcija i signale koji su dolazili iz realnog sektora, te je izražena volatilnost akcija nastavila da prekomponuje investicione portfolije ka što sigurnijim oblicima investiranja. Ipak, opšti nivo (ne)likvidnosti je okarakterisao i vrednost prometa, koji je zabeležio smanjenje u odnosu na 2009. godinu, zadržavši se na nivou od 45 miliona evra, što predstavlja pad od 16,9 % u odnosu na 2008. godinu. Učešće prometa obveznicama RS u ukupnoj vrednosti prometa iznosilo je čak 20,5 %. I pored apsolutnog pada vrednosti prometa, broj transakcija je porastao za 8,1 % na 9.433 transakcije. Najtrgovanija obveznica u 2010. bile je serija A2011, u čijem trgovanju je ostvaren promet od 7,7 miliona evra. Generalno posmatrano, promet obveznicama je bio prilično ujednačen, što predstavlja iznenađenje jer je prethodnih godina dominiralo trgovanje serijama sa kasnijim rokovima dospeća. U 2010. je nastavljen trend rasta učešća prometa obveznica u ukupnom prometu na čak 20,5 %, prelivanjem kapitala u sigurnije oblike investiranja u prvoj polovini godine, ali prevashodno zbog značajnijeg pada prometa na tržištu akcija. Tokom 2010. godine na vanberzansko tržište Beogradske berze kotirana je i korporativna obveznica NLB banke (NLB01), kojom je kroz dve transakcije ostvaren promet od 491.000 evra.²⁴¹

²³⁹ Izvor: Ibid, 11.

²⁴⁰ Izvor: Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2010. godinu, Beograd, 4-5.

²⁴¹ Izvor: Ibid, 10.

Struktura ukupnog prometa u 2011. godini ukazuje da hartije koje se nalaze u trgovanju na listingu Beogradske berze u sve većoj meri predstavljaju ključni segment ka kojem se orijentišu investitori. Porast učešća Prime Marketa je izazvan trgovanjem akcijama Aerodroma Nikola Tesla (AERO), kao i već ranije uključenim akcijama Naftne industrije Srbije (NIIS) koje su kvalitativno unapredile najviši tržišni segment na Berzi. Značajan doprinos učešću ovog segmenta doprinele su i preostale obveznice Republike Srbije sa dospećem do 2016. godine, koje su učestvovala sa gotovo 15 % u prometu Prime marketa. Vanberzansko tržište je imalo nešto veće učešće u ukupnom prometu ostvarivši 50,7 %, ali ipak sa padom od čak 12 % u odnosu na 2010, ili čak 30 % u odnosu na 2009. godinu. Kao i prethodnih godina, trgovanje akcijama na Beogradskoj berzi je i u 2011. godini imalo dominantno učešće u prometu, čak 85,4 % ukupnog prometa ostvareno u trgovanju akcijama, što je za 6 % više nego tokom 2010. godine. Ukupan ostvareni promet je iznosio nešto više od 239 miliona evra, što predstavlja rast od 33,4 % na godišnjem nivou. Pozitivnom trendu najviše su doprinele akcije kompanija koje su na osnovu Zakona o pravu na besplatne akcije podeljene građanima i koje su, uz akcije AIK Banke a.d. Niš (AIKB) i Komercijalne banke iz Beograda (KMBN), bile nosioci trgovanja tokom cele godine. Uključenjem akcija NIIS u trgovanje, već u 2010. godini broj transakcija je doveo do velikog porasta učešća transakcija akcijama, dok su obveznice pale na samo 1,3 %. Uključenjem akcija Aerodroma Nikola Tesla (AERO) u trgovanje, učešće akcija se očekivano još više povećalo na čak 99,8 % ukupno ostvarenih transakcija (čak 2.881.763 realizovane transakcije), čime su obveznice dovedene do relativno zanemarljivog učešća u ovoj kategoriji (5.776 realizovanih transakcija, obveznice su učestvovala samo 0,2 % u ukupnom broju transakcija).²⁴² Na Beogradskoj berzi je u trgovanju dužničkim hartijama od vrednosti u 2011. godini ostvaren promet od blizu 41 milion evra (učešće u ukupnoj vrednosti prometa 14,6 %), što predstavlja oko 10 % niži promet u odnosu na prethodnu godinu. Navedeni pad u trgovanju ovom vrstom hartija od vrednosti u 2011. godini može se pripisati ne samo odsustvu trgovanja korporativnim obveznicama već i prosečnom padu prometa obveznica serija A2011 - A2015 od 48 % u odnosu na 2010. godinu. Državna obveznica po osnovu stare devizne štednje, koja dospeva na naplatu 2016. godine, sa prometom od skoro 22 miliona evra, jedina je ostvarila rast prometa od preko 200 % u odnosu na promet ostvaren u 2010. godini, a ujedno je i najtrgovanija obveznica u 2011. godini. Nastavljen je, ranijih godina uspostavljen, trend dominantnog učešća u prometu serije sa najkasnijim rokom dospeća, koji je bio prekinut 2010. godine. Rast kvaliteta ponude na Prime marketu Beogradske berze, do kojeg je došlo zahvaljujući uključivanju akcija javnih kompanija NIS a.d. Novi Sad u avgustu 2010. godine i akcija Aerodroma Nikola Tesla a.d. Beograd u februaru 2011. godine, prevashodno su uticali na preorijentaciju investitora na vlasničke instrumente. Međutim, uzimajući u obzir potencijal tržišta duga, razvoj dužničkih instrumenata predstavlja jedan od ključnih faktora za dalji razvoj Beogradske berze i srpskog tržišta kapitala.²⁴³

Kao i prethodnih godina, trgovanje akcijama na Beogradskoj berzi je i u 2012. godini imalo dominantno učešće u prometu: 82,1% ukupnog prometa ostvareno je trgovanjem akcijama, što ipak predstavlja smanjenje u odnosu na prethodnu godinu, odnosno relativno značajniji uticaj trgovanja obveznicama tokom 2012. godine.

²⁴² Izvor: Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2011. godinu, Beograd, 3-4.

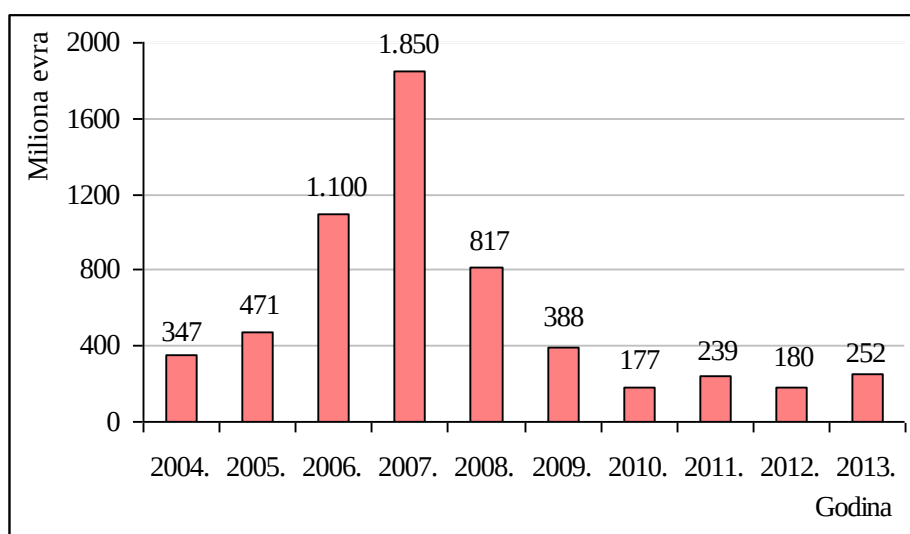
²⁴³ Izvor: Ibid, 9.

Ukupan ostvaren promet je iznosio oko 180 miliona evra, što predstavlja pad od oko 16 %. Uz prethodno navedene podatke o povećanoj percepciji rizika od strane investitora prouzrokovane situacijom prevashodno u bankarskom sektoru i negativnim regionalnim ambijentom, promet akcijama je uz rekordno lošu 2010. godinu na drugom najnižem nivou od kada je u Srbiji uvedeno elektronsko trgovanje ovim finansijskim instrumentom. Takođe, značajan pad broja transakcija na svega 478.666 (u ukupnom broju transakcija učestvovala su 99,1 %) govori o stabilizaciji trgovanja akcijama koje su bile predmet besplatne distribucije, usled stabilizacije ponude te se ovako veliki broj transakcija ne može očekivati ponovo sve do eventualnog dolaska novih kompanija koje su bile ili će biti predmet besplatne podele. Novi Zakon o tržištu kapitala koji je svoju punu primenu dobio stupanjem na snagu Pravila Beogradske berze, kod najkvalitetnijeg segmenta doveo je do terminološkog usklađivanja naziva i korekcije pravila listiranja. Oba listinga regulisanog tržišta Beogradske berze na kraju 2012. godine ukupno su imala 8 akcija listiranih kompanija, bez promene u odnosu na prethodnu godinu. Sve refleksije relativno loše ekonomske situacije odrazile su se i na mogućnost dovođenja novih kompanija na bilo koji nivo listinga, te je pored jasno izražene volje nekih domaćih kompanija za taj kvalitativni iskorak, listiranje odloženo za neko buduće vreme. Poslednjeg dana 2012. godine kapitalizacija regulisanog tržišta akcija je iznosila 2,8 mlrd. evra, pri čemu je Prime listing imao kapitalizaciju od 1,34 mlrd. evra, a Standard listing gotovo 131 milion evra. U ukupnom trgovanju akcijama, regulisano tržište je učestvovalo sa izuzetno visokih 88,9 %, mada je zbog nove klasifikacije ovaj podatak relativno neuporediv sa prethodnim podacima sa berzanskog tržišta. Ukupno ostvaren promet na Prime listingu je iznosio 40,7 miliona evra. Standard listing su i u 2012. godini činile akcije 3 kompanije koje su zabeležile ukupan promet od 7,4 miliona evra.

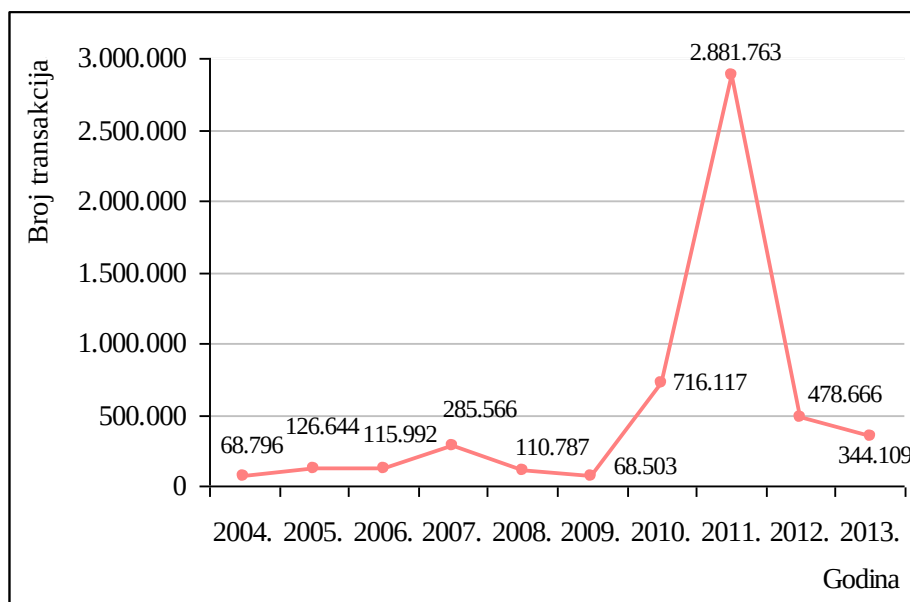
Nova zakonska regulativa usloвила je novu segmentaciju tržišta (prema uslovima i kriterijumima za uključenje na regulisano tržište, odnosno MTP Belex) i razvrstavanje već uključenih hartija od vrednosti na nove tržišne segmente, te je u tom postupku formiran segment regulisanog tržišta koji nije listing – Open market, a koji obuhvata one minimalno likvidne nelistirane hartije koje ispunjavaju najmanje zahteve u pogledu kapitala izdavaoca, odnosno free float-a, kao i korporativnog upravljanja. Ovaj segment, iako hijerarhijski najniži nivo regulisanog tržišta, u 2012. godini je ostvario najveći obim prometa i uprkos trendu smanjivanja broja akcija kojima se trguje, poseduje značajnu tržišnu kapitalizaciju koja dostiže gotovo 1,4 mlrd. evra. Open market je na kraju 2012. godine brojao 133 različita finansijska instrumenta, uključujući dve obveznice izdate od strane banaka. Paralelno sa uspostavljanjem regulisanog tržišta formirana je i multilateralna trgovačka platforma kojom upravlja Beogradska berza, MTP Belex, a na kome su sve hartije koje ne ispunjavaju propisane minimalne kriterijume likvidnosti i korporativnog izveštavanja. Na kraju 2012. godine akcije sa ovog segmenta imale su tržišnu kapitalizaciju od 2,8 mlrd. evra, dok je ostvaren promet iznosio 24 miliona evra. Na ovom najnelikvidnijem segmentu, 83 % prometa je ostvareno u jednoj transakciji Srpske fabrike stakla a.d. Paraćin (SFSP) tokom jula 2012. godine.²⁴⁴ Na Beogradskoj berzi je u trgovanju svim dužničkim hartijama od vrednosti u 2012. godini promet iznosio oko 39 miliona evra, što predstavlja povećanje za 7 % u odnosu na prethodnu godinu. Učešće prometa obveznicama u ukupnom prometu iznosilo je 17,9 %. Ukupan broj realizovanih transakcija obveznicama u 2012. godini iznosio je 4.347 transakcije (0,9 % ukupnog broja zaključenih transakcija).

²⁴⁴ Izvor: Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2012. godinu, Beograd, 8-10.

Serijom obveznica A2013 ostvaren je najveći promet u 2012. godini. Serija obveznica A2015 je u posmatranom periodu ostvarila i najveći rast cene u iznosu od 8,96 %. Ako posmatramo prinose na godišnjem nivou, ignorišući seriju A2013 zbog roka dospeća, ostale četiri serije su se kretale oko nivoa prinosa između 4,5 % i 7 %. Nakon relativno visokih prinosa tokom prva tri kvartala sve serije obveznica su tokom poslednja tri meseca imale značajan rast cena, dok su se prinosi spustili na vrednosti od oko 5 % na godišnjem nivou. Događaj koji je obeležio tržište obveznica je primarna prodaja prve serije obveznica Erste banke a.d Novi Sad, što ujedno predstavlja i prvo primarno trgovanje nekim finansijskim instrumentom na organizovanom tržištu posmatrano od 2003. godine (ovaj podatak nije uključen u tržišnu statistiku).²⁴⁵



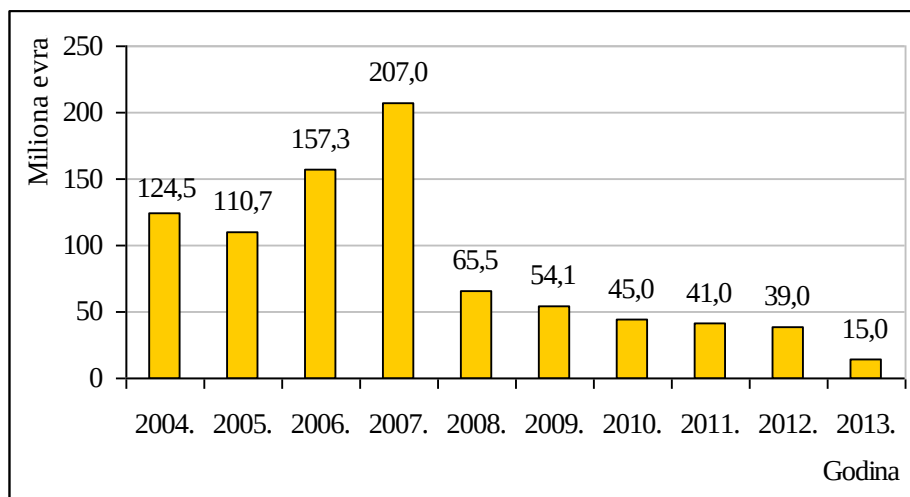
Slika 4.11. Vrednost prometa akcijama u milionima evra



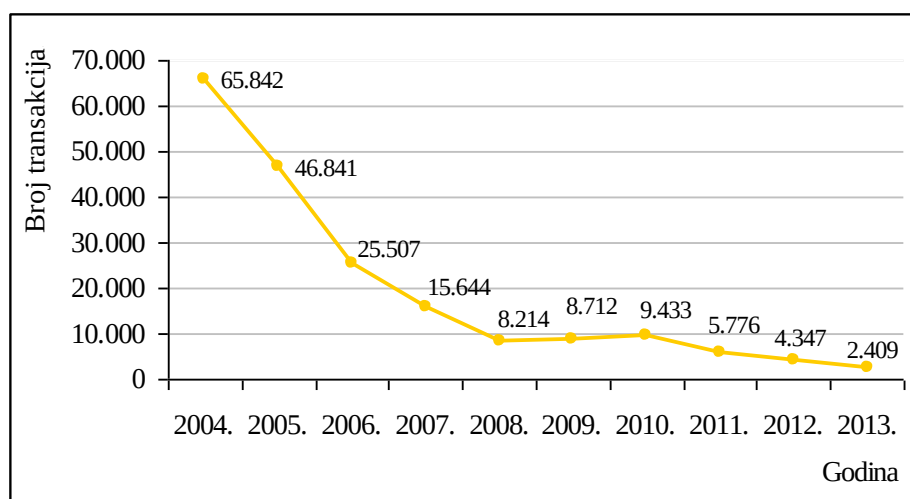
Slika 4.12. Broj transakcija akcijama

²⁴⁵ Izvor: Ibid, 12.

Trgovanje akcijama na Beogradskoj berzi je i 2013. godine bilo dominantno sa ostvarenim prometom u vrednosti od nešto više od 250 miliona evra (94,4 % ukupne vrednosti prometa), što je za čak 12,4 procentna poena više nego 2012. godine. Iako je došlo do pada broja transakcija ostvarenih trgovanjem akcijama kao posledica stabilizacije u trgovanju akcijama koje su bile predmet besplatne distribucije, učešće akcija je na nivoima iznad 99 % već drugu godinu za redom. Realizovanih 344.109 transakcija predstavlja smanjenje od 28,8 % u odnosu na prethodnu godinu i nastavak silaznog trenda od maksimuma ostvarenog 2011. godine. Očekivano je da će se trend zadržati do momenta uključenja još nekih, godinama najavljivanih izdavalaca, poput Telekoma Srbije i EPS.



Slika 4.13. Vrednost prometa obveznicama u milionima evra



Slika 4.14. Broj transakcija obveznicama

Ukoliko se posmatra po tržištima, struktura prometa na Beogradskoj berzi je 2013. godine očekivano bila fokusirana na Regulisano tržište, koje je u ukupnom prometu učestvovalo sa dominantnih 94,4 %. Od stupanja na snagu novih Pravila poslovanja Berze usaglašenim sa Zakonom o tržištu kapitala, sredinom 2012. godine, najveći broj kompanija je usled nelikvidnosti prebačen na trgovanje na multilateralnu trgovinsku platformu MTP Belex. Istovremeno, zaključno sa 31.12.2013. godine manje od 10 % ukupnog broja hartija od vrednosti trguje se na najlikvidnijim segmentima regulisanog tržišta – Listingu i Open marketu.

Efekti uključenja na tržište akcija Naftne industrije Srbije i Aerodroma Nikola Tesla ogledali su se u nesvakidašnje visokom broju transakcija u 2010. i 2011. godini usled velikog broja prodajnih naloga vlasnika besplatnih akcija. Iako je godišnji broj transakcija na višim nivoima u odnosu na period pre uključenja ovih hartija na tržište, dolazi do smanjenja broja transakcija u odnosu na ostvarene maksimume. Kao i 2012. godine Open market je ostvario najveći doprinos ukupnom prometu (oko $\frac{1}{3}$ prometa ostvarenog u trgovanju svim hartijama na Berzi). Više od 50 % te vrednosti ostvareno je januaru kroz blok transakciju akcijama Frikom-a. Takođe, u skladu sa uslovima propisanim Zakonom i Pravilima poslovanja Berze, usled niske likvidnosti ili neispunjavanja obaveze izveštavanja, veliki broj akcija je tokom 2013. godine isključen sa regulisanog tržišta. Na Open market-u na kraju godine nalazilo se 85 akcija, što predstavlja smanjenje od 48 akcija u odnosu na prethodnu godinu. MTP Belex zadržao je ulogu najbrojnijeg segmenta sa čak 920 akcija različitih izdavalaca i 5,6 % ukupnog trgovanja svim hartijama na Berzi. Tokom godine su, usled nelikvidnosti, obe serije korporativnih obveznica isključene sa Open marketa i kotirane na MTP segmentu, ali od tog momenta nisu imale ni jednu realizovanu transakciju.²⁴⁶ Na Beogradskoj berzi je u trgovanju svim dužničkim hartijama od vrednosti u 2013. godini ostvaren promet od blizu 14 miliona evra što predstavlja čak 61 % niži promet u odnosu na prethodnu godinu. Sa realizovanih 2.409 transakcije, ovaj segment tržišta je učestvovao 0,7 % u ukupnom broju zaključenih transakcija. Serijom obveznica A2014 ostvaren je najveći promet u 2012. godini. Serija obveznica A2016 je u posmatranom periodu ostvarila najveći rast cene u iznosu od 6,28 %. Ako posmatramo prinose na godišnjem nivou, oni su se kretali u rasponu između 3 % i 6 %. Na samom kraju godine rast cena je spustio prinose na relativno nizak nivo od oko 4 % na godišnjem nivou. Korporativne obveznice su tokom 2013. godine zabeležile samo četiri transakcije i zanemarljivo malu vrednost prometa (1,3 miliona evra). Bez obzira na relativno nisku likvidnost tržišta akcija, učešće u trgovanju instrumentima duga značajno opada što ukazuje na ozbiljan nedostatak tržišnog materijala u situaciji kada se ponuda (zbog dospeća hartija koje je emitovala Republika Srbija) iz godine u godinu smanjuje.²⁴⁷

4.3.3. Učešće stranih investitora u trgovanju na Beogradskoj berzi

Indikatori učešća stranih investitora u prometu na Beogradskoj berzi su prvi put objavljeni u martu 2005. godine i daju prikaz učešća u trgovanju akcijama (FIS), obveznicama Republike Srbije (FIB) i u ukupnom trgovanju (FIT). Pokazatelji učešća stranih investitora izračunavaju se kao procenti u ukupnom trgovanju (prodaja i kupovina). Indikator FIS se može dekomponovati na b-FIS (kupovinu domaćih akcija od strane inostranih investitora) i s-FIS (prodaju domaćih akcija koje su bile u vlasništvu inostranih investitora).

Prosečne vrednosti indikatora pokazuju da je učešće stranih investitora 2005. godine u ukupnom prometu akcija na godišnjem nivou iznosilo 52,74 %, u prometu obveznicama Republike Srbije 14,32 % i u godišnjem prometu 44,64 %.²⁴⁸

²⁴⁶ Izvor: Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2012. godinu, Beograd, 7-10.

²⁴⁷ Izvor: Ibid, 12.

²⁴⁸ Izvor: Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2005. godinu, Beograd, 26.

Godina	FIS	b-FIS	s-FIS	FIB	FIT
2005.	52,74 %	-	-	14,32 %	44,64 %
2006.	54,61 %	-	-	11,39 %	47,99 %
2007.	42,04 %	54,39 %	29,69 %	14,39 %	39,25 %
2008.	50,11 %	51,90 %	48,31 %	12,53 %	47,31 %
2009.	46,90 %	25,20 %	68,60 %	9,41 %	42,34 %
2010.	38,24 %	48,69 %	27,80 %	15,34 %	33,62 %
2011.	45,38 %	55,30 %	35,46 %	4,54 %	39,40 %
2012.	55,81 %	53,16 %	58,47 %	11,26 %	47,82 %
2013.	72,28 %	66,79 %	77,77 %	25,04 %	69,66 %

Tabela 4.5. Indikatori učešća stranih investitora u trgovanju²⁴⁹

Tokom 2006. godine, učešće stranih investitora u ukupnom trgovanju na Beogradskoj berzi je bilo u porastu, a izraženije u trgovanju akcijama. Tokom cele godine, učešće u ostvarenom prometu u trgovanju akcijama se kretalo uglavnom u rasponu od 30 % do 80 %, mada je bilo i ekstremnih vrednosti (na primer, 26.10.2006. godine, kada je vrednost pokazatelja FIS dostigla nivo od 98,8 %). Početak 2006. godine je obeležio trend rasta učešća stranih investitora, koji je bio praćen i rastom ukupnog prometa na Berzi. Tokom naredna dva kvartala. Strani investitori su održavali konstantno učešće na nivoima između 50 % i 70 %, uz rast pri samom ulasku u poslednji kvartal. U poslednjem kvartalu došlo je do značajnijeg pada učešće stranih investitora, prevashodno kao posledica naglog porasta prometa na Berzi kojem su pre svega doprineli domaći investitori. Aktivnost stranih investitora u trgovanju obveznicama RS imala je izrazito fluktuativni karakter i činile su ga neretko ekstremno visoke ili niske vrednosti na dnevnom nivou.²⁵⁰

Učešće stranih investitora u trgovanju na Beogradskoj berzi je u 2007. godini, sumarno posmatrajući, bilo u porastu jedino u trgovanju obveznicama devizne štednje građana, dok je u trgovanju akcijama i ukupnom trgovanju došlo do smanjenja vrednosti ovog pokazatelja. Iako je došlo do smanjenja iskazanog relativnim brojevima, mereno apsolutnim vrednostima, usled povećanja vrednosti prometa i akcijama i obveznicama došlo je do povećanja apsolutnih vrednosti trgovanja stranih investitora u trgovanju i akcijama i obveznicama.

U odnosu na 2006. godinu uočava se smanjenje relativnih vrednosti FIT-a za 18,2 %, ali je usled povećanja vrednosti ukupnog prometa u 2007. godini došlo do porasta vrednosti trgovanja stranaca za 89,2 % mereno apsolutnim brojevima. Učešće stranih investitora u trgovanju akcijama na godišnjem nivou, prosečno dnevno je iznosilo 42,04 % sa ravnomernom distribucijom relativnih vrednosti tokom 2007. godine, što je dovelo do smanjenja prosečne dnevne vrednosti FIS-a za 23 % u odnosu na 2006. godinu. Posmatrajući apsolutne vrednosti, došlo je do povećanja trgovanja stranaca u odnosu na 2006. godinu za 89 %. Neto priliv stranih investicija (ukupne kupovine umanjene za ukupne prodaje) na Beogradskoj berzi u 2007. godini je iznosio oko 500 miliona evra.²⁵¹

²⁴⁹ Prema specifikaciji klijenata Centralnog registra

²⁵⁰ Izvor: Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2006. godinu, Beograd, 20-22.

²⁵¹ Izvor: Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2007. godinu, Beograd, 22-23.

Učešće stranih investitora u trgovanju na Beogradskoj berzi u 2008. godini, posmatrano kroz pokazatelj ukupnog učešća FIT, povećalo se u odnosu na 2007. godinu za nešto više od 8 %. Takav, iako afirmativan podatak, ipak ne govori u prilog rastu atraktivnosti domaćeg tržišta, već ukazuje na nedostatak domaće tražnje. Da bi se na najbolji način sagledala promena ponašanja stranih ulagača, pokazatelj učešća u trgovanju akcijama (FIS) možemo dekomponovati na učešće u prodaji i u kupovini akcija. U 2007. godini kupovni b-FIS je bio na nivou 54,39 % pokazujući visoko učešće stranih investitora u periodu najvećih prometa i likvidnosti na Beogradskoj berzi. Kada je u 2008. godini došlo do drastičnog pada likvidnosti, ovaj pokazatelj se održao na 51,90 % što je ipak pozitivan signal da se od našeg tržišta nije odustalo. Pokazatelj učešća u prodaji, s-FIS identifikuje jedan od ključnih katalizatora pada cena akcija na domaćem tržištu. U 2007. godini vrednost ovog pokazatelja je bila na nivou od 29,69 %, da bi se u 2008. godini povećala za gotovo 20 %, na 48,31%. Ako se u relaciju aktivnosti stranih investitora stave apsolutne vrednosti na strani prodaje i kupovine u periodu 2007. i 2008. godine, dolazi se do podatka da je apsolutna vrednost prometa stranaca na kupovnoj strani opala za 57, 7 %, dok je na strani prodaje taj pad 27,1 %. Kriza koja je zahvatila sva tržišta kapitala u svetu 2008. godine se manifestovala smanjenjem poverenja u mehanizam otkrivanja fer cene finansijske aktive. Taj nedostatak poverenja direktno je prouzrokovao pad likvidnosti i povećanje rizika ulaganja što je dovelo do masovnog povlačenja investitora, pritiska na strani prodaje, pada cena i proizvodnje, gubitaka u trgovanju. Spiralno kretanje je te gubitke pretvaralo u dalji nedostatak slobodnih sredstava za investicije produbljujući nelikvidnost. Problemi nedostatka poverenja i likvidnosti bili u generatori cenovnih depresijacija koja je okarakterisala 2008. godinu na Beogradskoj berzi. Fizička lica koja su svojim učešćem obeležila trgovanje 2007. godine, tokom 2008. godine bila su prva kategorija investitora koja je svoje aktivnosti svela na minimum spuštajući učešće na nivoe koji nisu zabeleženi još od početka 2005. godine. Strani investitori, sa druge strane, nisu iskazali značajniji interes za ulazak u nove pozicije već je, pre svega, na delu bilo napuštanje visokorizičnih tržišta uz koncentraciju likvidnosti na njihovim domicilnim tržištima. Imajući u vidu da su investitori iz regiona dominantna kategorija stranih investitora i da su njihova tržišta drastično pogođena cenovnim depresijacijama, bilo je očekivano da će se njihove pozicije u Srbiji smanjivati dok će sav višak raspoloživih sredstava biti plasiran na domicilna tržišta ne bi li se negativni efekti krize „kod kuće“ što više neutralisali. Domaća investiciona tražnja, generisana kroz industriju investicionih i dobrovoljnih penzionih fondova apsolutno nije bila u stanju da bilo šta učini po pitanju supstitucije stranih investitora, jer je ova grana industrije počela svoj rad u trenutku kada je kriza već započela i kada nije mogla akumulirati dovoljna sredstva. Posledica svega jeste da je relativno učešće stranih investitora na strani prodaje raslo, a na strani kupovine opadalo, generišući snažan negativan signal o povlačenju stranih investitora sa tržišta, što je samo pojačavalo ionako negativne efekte krize koja se prelivala kod nas.²⁵²

Na Beogradskoj berzi je tokom 2009. godine zabeležen pad učešća stranih investitora u poređenju sa 2008. godinom, kako u trgovanju akcijama, tako i u trgovanju obveznicama. Učešće stranih investitora u ukupnom trgovanju (FIT) smanjeno je u odnosu na prethodnu godinu za 10,5 % i iznosilo je 42,34 % ukupnog trgovanja na Beogradskoj berzi.

²⁵² Izvor: Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2008. godinu, Beograd, 24-27.

Učešće stranih investitora u trgovanju akcijama (FIS) je 2009. godine prosečno dnevno iznosilo 46,90 %, što je za 6,4 % manja vrednost u odnosu na 2008. godinu. Blok transakcija akcijama Apatinske pivare izuzetno velike vrednosti u decembru 2009. godine, dovela je do značajnog rasta FIS-a u poslednjem kvartalu i izvršila snažan uticaj na stvaranje dispariteta između b-FIS i s-FIS na godišnjem nivou, dovodeći do prevage aktivnosti stranaca na prodajnoj strani u odnosu na kupovnu, koja je većim delom godine bila dominantna. Učešće stranaca na kupovnoj strani (b-FIS) na kraju 2009. godine iznosilo je 25,20 %, a s-FIS-a 68,60 %. Isključujući uticaj navedene blok transakcije, vrednosti b-FIS i s-FIS su bile 43,32 % i 39,86 %, respektivno. U navedenom periodu došlo je do smanjenja relativnog učešća stranih investitora na strani ponude, koje je tokom prethodnih godina bilo u stalnom usponu, i relativno većeg učešća stranaca na strani tražnje, koje je godinama unazad konstantno opadalo.²⁵³

Na Beogradskoj berzi je tokom 2010. godine evidentiran pad učešća stranih investitora u trgovanju akcijama, dok je, sa druge strane, u trgovanju obveznicama zabeležena najviša godišnja vrednost učešća stranih investitora još od 2005. godine, kada je započeto izračunavanje ovih pokazatelja. Povećano učešće stranaca u trgovanju obveznicama se u najvećoj meri odnosilo na prodaju hartija sa bližim rokovima dospeća, dok se serijama sa kasnijim dospećima trgovalo u nešto manjem obimu, ali sa naglašenom aktivnošću na kupovnoj strani. Imajući u vidu prevashodnu zainteresovanost stranih investitora za trgovanje akcijama i istovremeno smanjenje prometa ovim hartijama u 2010. godini, jasno je da se odsutnost stranaca, usled konsolidovanja sopstvenih pozicija na velikim svetskim tržištima, značajno osetila na domaćem tržištu kapitala. Učešće stranih investitora u ukupnom trgovanju (FIT) smanjeno je u odnosu na prethodnu godinu za 20,6 % i iznosilo je 33,62 %. Učešće stranih investitora u trgovanju obveznicama (FIB) prosečno dnevno je iznosilo 15,34 %, što predstavlja povećanje od 63 % u odnosu na prethodnu godinu. Najveća aktivnost stranaca u trgovanju obveznicama zabeležena je u trećem kvartalu. Učešće stranih investitora u trgovanju akcijama (FIS) je prosečno dnevno iznosilo 38,24 %, što je za 18,5 % manja vrednost u odnosu na vrednost iz 2009. godine. Učešće stranaca na kupovnoj strani akcija (b-FIS) na kraju godine iznosilo je 48,69 %, što je za 93,2 % veća vrednost u odnosu na vrednost iz 2009. godine, dok je učešće na prodajnoj strani (s-FIS) zabeležilo pad na godišnjem nivou od 59,5 % i na kraju godine iznosilo 27,80 %. Posmatrajući učešće stranaca u trgovanju može se primetiti značajan pomak u odnosu na prethodnu godinu kada su stranci više prodavali nego što su kupovali akcije. Veliki disparitet između ova dva pokazatelja u korist kupovne strane, poslednji put je zabeležen 2007. godine i može predstavljati značajan pokazatelj povećanog interesovanja stranih investitora za dešavanja na srpskom tržištu kapitala i njihovog postepenog povratka na pozicije koje su ranije zauzimali.²⁵⁴

Tokom 2011. godine na Beogradskoj berzi je povećano učešće stranih investitora u ukupnom trgovanju na 39,40 % i u trgovanju akcijama na 45,38 %, dok je učešće stranih investitora drastično smanjeno u trgovini obveznicama RS na svega 4,54 %. Učešće stranaca na kupovnoj strani akcija (b-FIS) na kraju 2011. godine je iznosilo 55,30 %, dok je učešće na prodajnoj strani (s-FIS) zabeležilo pad i na kraju godine iznosilo 35,46 %.

²⁵³ Izvor: Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2009. godinu, Beograd, 16-17.

²⁵⁴ Izvor: Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2010. godinu, Beograd, 15-16.

Na Beogradskoj berzi u 2012. godini je došlo do rasta učešća stranih investitora u trgovanju akcijama, u odnosu na 2011. godinu i posledično u ukupnom trgovanju. Imajući u vidu nisku likvidnost ovaj podatak više govori o stepenu odsustva domaćih investitora sa tržišta nego što ukazuje na visok stepen angažovanja kapitala iz inostranih izvora. Povećano interesovanje stranih investitora za trgovanje akcijama na Beogradskoj berzi je uticalo i na njihovo pojačano interesovanje za trgovinu obveznicama, u odnosu na 2011. godinu, te je učešće stranaca u ukupnom prometu obveznicama iznosilo 11,26 %. Strani investitori su prosečno učestvovali u trgovanju akcijama u 2012. godini sa 55,81 %. Učešće stranaca na kupovnoj strani akcija (b-FIS) na kraju godine je iznosilo 53,16 %, dok je učešće na prodajnoj strani (s-FIS) na kraju godine iznosilo 58,47 %. Aktivnost stranih investitora je u 2012. godini bila neuobičajeno ujednačena iako su mesečni nivoi prometa veoma varirali po vrednosti, posebno tokom letnjih meseci kada su blok trgovanja davala osnovni ton celokupnoj berzanskoj aktivnosti. Učešće stranih investitora u ukupnom trgovanju u 2012. godini sledstveno je i povećan u odnosu na prethodnu godinu za 8,4 %, i iznosilo je gotovo 47,82 % ukupnog trgovanja na Beogradskoj berzi.²⁵⁵

Na Beogradskoj berzi u 2013. godini došlo je do rasta učešća stranih investitora u trgovanju akcijama u odnosu na 2012. godinu, i posledično u ukupnom trgovanju. Imajući u vidu još uvek nisku likvidnost, ovaj podatak je prevashodno izazvan značajnim učešćem blok transakcije Frikom a.d. Beograd u ukupnom prometu, pri čemu je učešće stranih investitora na obe strane u ovoj transakciji napravilo značajnu distorziju u konačnim vrednostima pokazatelja. Posmatrajući relativna učešća stranih investitora, izuzev trgovanja u drugom kvartalu, lica koja se u Centralnom registru vode kao inostrana su dominirala u trgovanju akcijama tokom ostala tri kvartala. Strani investitori su u trgovanju akcijama u 2013. godini prosečno učestvovali sa 72,28 %, što je 30 % više u odnosu na 2012. godinu. Učešće stranaca na strani kupovine, u trgovanju akcijama (b-FIS) se povećalo na godišnjem nivou i iznosilo je 66,79 %, dok je na strani prodaje (s-FIS) ovo učešće iznosilo 77,77 %. Istorijski najveće učešće stranaca u trgovanju obveznicama zabeleženo je u 2012. godini, i iznosilo je 25,04 %, s tim što je, kao i kod akcija, najveća vrednost FIB-a zabeležena u prvom kvartalu, 47 %. Učešće stranih investitora u ukupnom trgovanju (FIT) u 2013. godini posledično je povećano u odnosu na 2012. godinu za 46 procentnih poena i iznosilo je 69,66 % ukupnog trgovanja na Beogradskoj berzi.²⁵⁶

²⁵⁵ Izvor: Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2012. godinu, Beograd, 17.

²⁵⁶ Izvor: Godišnji izveštaj Beogradske berze za 2013. godinu, Beograd, 17.

4.4. Indeksi Beogradske berze

Indeks najlikvidnijih akcija BELEX15 je vodeći indeks Beogradske berze kreiran sa ciljem da što preciznije opiše kretanja cena (engl. Price index) najlikvidnijih akcija na regulisanom tržištu Beogradske berze. Belex15 je inicijalno definisan i metodološki obrađen u septembru 2005. godine (bazni datum: 01.10.2005, bazna vrednost: 1.000,00 din). Indeks Belex15 je namenjen unapređenju investicionog procesa, kroz merenje performansi najlikvidnijeg segmenta srpskog tržišta kapitala, kao i kroz mogućnost upoređivanja potencijalnih investicionih strategija prema indeksu.

Belex15 je indeks ponderisan tržišnom kapitalizacijom koja se nalazi u slobodnom prometu (engl. free float), i ne prilagođava se za isplaćene dividende. Sastoji se od akcija kojima se trguje metodom kontinuiranog trgovanja na regulisanom tržištu i koje su ispunile kriterijume za ulazak u indeksnu korpu. Učešće komponenti u indeksu je ograničeno na maksimalnih 20 % u odnosu na ukupnu tržišnu kapitalizaciju indeksa na datum revizije, u cilju sprečavanja da neka od akcija izdavaoca ima dominantno učešće u indeksnoj korpi. Ograničavanje broja akcija određenog izdavaoca vrši se samo na dan redovne revizije i redovnog prilagođavanja indeksne korpe. Ograničavanje težine određenog izdavaoca vrši se preko pondera A_i na sledeći način: ako je učešće free float tržišne kapitalizacije pojedine akcije manje ili jednako 20 % od ukupne free float tržišne kapitalizacije onda je ponder jednak 1, ako je učešće free float tržišne kapitalizacije pojedine akcije veće od 20 % od ukupne free float tržišne kapitalizacije onda se ponder prilagođava do momenta kada je učešće svake komponente indeksne korpe manje ili jednako 20 %, tako dobijen ponder množi broj akcija u free float-u, a rezultat predstavlja broj akcija koje će biti uključene u indeksnu korpu, nakon postupka ograničavanja težine učešća za izdavaoce čija je inicijalna težina veća od 20 %, težine učešća ostalih izdavaoca se uvećavaju, te ukoliko je tada njihova težina učešća veća od 20 %, na opisani način vrši se ograničavanje i njihove težine učešća, sve do trenutka dok učešće težine svih izdavalaca nije manje ili jednako 20 %. Pored toga, radi sprečavanja da neki od industrijskih sektora ima dominantno učešće u indeksnoj korpi, vrši se ograničavanje broja hartija iz istog industrijskog sektora koje se mogu naći u sastavu indeksne korpe. U tom smislu, nijedan industrijski sektor ne može biti zastupljen sa više od 50 % izdavalaca u sastavu indeksne korpe. Cena akcija koja se koristi za izračunavanje indeksa Belex15 je svaka cena akcija koja je formirana u trgovanju akcijama koje čine indeksnu korpu, izuzev cena koje su ostvarene u blok transakcijama. Prilikom izračunavanja vrednosti indeksa u bilo kojem trenutku relevantna količina akcija određenog izdavaoca koja se koristi prilikom računanja, obuhvata ukupan broj običnih akcija pomnožen free float faktorom – FFC na dan poslednje revizije indeksne korpe. Free float faktor je procenat akcija koji se nalazi u slobodnom prometu i koji je javno dostupan potencijalnim investitorima i izračunava se tako što se od ukupnog broja akcija oduzmu akcije koje se ne nalaze u slobodnom prometu (engl. Non free float).

$FFC (\%) = 100 \% - \text{Non free float } \%$. Broj akcija koje se nalaze u free float-u se izračunava kao proizvod FFC i ukupnog broja akcija, dok se free float tržišna kapitalizacija izračunava kao proizvod FFC i ukupne tržišne kapitalizacije.²⁵⁷

²⁵⁷ Izvor: Metodologija za izračunavanje indeksa Belex15, Ver 2.3, Beogradska berza, Beograd, avgust 2012, 3-6.

Indeks Belex15 se izračunava upotrebom Lasprejerove formule:²⁵⁸

$$\text{Belex15}(t) = \frac{\sum_{i=1}^n C(i, t) \times K(i, t) \times \text{FFc} \times A_i}{d(t)} \quad (4.1)$$

gde je:

Belex15 (t) – vrednost indeksa selektovanih hartija u trenutku t,

n – broj izdavalaca čije akcije se nalaze u indeksnoj korpi, selektovane hartije su nepromenljive do momenta revizije,

i - brojač, koji uzima vrednosti od 1 do 15 i predstavlja određenog izdavaoca čije su akcije u indeksnoj korpi,

C (i,t) – cena akcija izdavaoca i, u trenutku t, koja se uzima u realnom vremenu iz sistema za trgovanje,

K (i,t) – količina akcija izdavaoca i, u trenutku t, d(t) – vrednost delioca u trenutku t,

FFc(i,t) – free float faktor izdavaoca i, u trenutku t,

Ai – prilagođavajući faktor izdavaoca i, odnosno ponder.

Prilikom revizije indeksne korpe delilac se izračunava na sledeći način:²⁵⁹

$$\begin{aligned} d(t) &= \frac{\sum_{i=1}^n C_p(i, t) \times K_p(i, t) \times \text{FFc}(t) \times A_i(t)}{\sum_{i=1}^n C(i, t-1) \times K(i, t-1) \times \text{FFc}(t-1) \times A_i(t-1)} \times d(t-1) \\ &= \frac{\text{Nova indeksna korpa}}{\text{Stara indeksna korpa}} \times d(t-1) \end{aligned} \quad (4.2)$$

Akcije koje nisu u slobodnom prometu su akcije koje su u vlasništvu: lica koja pojedinačno poseduju više od 5 % akcija od ukupno izdatih akcija izdavaoca (izuzimajući akcije koje se nalaze u vlasništvu investicionih i penzionih fondova, društava za upravljanje fondovima, osiguravajućih društava, brokersko dilerskih društava kao i druge akcije na kastodi računima, i akcije u vlasništvu drugih investicionih kompanija sa kratkoročnim investicionim strategijama), akcije koje poseduju međunarodne i strane organizacije i institucije za razvoj ukoliko poseduju više od 5 % akcija od ukupno izdatih akcija izdavaoca; akcije koje poseduje Republika Srbija uključujući i akcije koje poseduju organi, organizacije i ustanove osnovane posebnim zakonima od strane Republike (agencije, fondovi i sl) ukoliko poseduju više od 5 % akcija od ukupno izdatih akcija izdavaoca.

Indeksna korpa se sastoji od običnih akcija sa regulisanog tržišta kojima se trguje metodom kontinuiranog trgovanja i koje su ispunile kriterijum za ulazak u indeksnu korpu. Indeksnu korpu mogu sačinjavati akcije koje su ispunile pravilo 80: obuhvata akcije kojima se trguje na regulisanom tržištu, a koje su tokom prethodna dva kvartala imale minimum 80 % trgovanja na kojima su zaključene transakcije.

²⁵⁸ Izvor: Ibid, 7.

²⁵⁹ Izvor: Ibid, 7.

Nakon formiranja liste akcija koje su ispunile navedeni kriterijum vrši se rangiranje prema neponderisanoj free float tržišnoj kapitalizaciji. Prvih 15 akcija na tako formiranoj rang listi čini osnov za indeksnu korpu. Broj izdavalaca čije akcije učestvuju u indeksnoj korpi je konstantan u toku perioda između revizija indeksne korpe. Indeksna korpa može imati najmanje 7, a najviše 15 komponenti u zavisnosti od broja akcija koje su ispunile Pravilo 80 i odluke Indeksnog komiteta. Revizija indeksne korpe se vrši polugodišnje. Datumi revizije su 15. mart i 15. septembar. Implementacija revizije vrši se po isteku berzanskog sastanka 31. marta za prvi kvartal i 30. septembra za treći kvartal. U cilju obezbeđivanja konzistentnosti vrednosti indeksa, vanredne revizije i prilagođavanja će se vršiti samo u slučajevima značajnih promena karakteristika indeksnih komponenti pri čemu se kod vanrednog prilagođavanja ne vrše prilagođavanja korektivnog faktora A_i . Ukoliko u periodu između dve redovne revizije dođe do značajnijih promena u broju akcija izdavaoca, ili vrednosti free float faktora, Indekсни komitet ima pravo da pokrene postupak vanredne revizije i prilagođavanja. Značajnom promenom broja akcija smatra se kumulativna promena između dve redovne revizije veća od 5 %, ili promena vrednosti free float faktora FF_c za više od 10 %. Promena broja akcija može biti ili rezultat upisa i uplate nove emisije, konverzije konvertibilnih hartija u obične akcije i sl. Ukoliko Berzi unapred nisu dostavljene informacije o promeni broja akcija i datumu stupanja na snagu odluke o promeni broja akcija, postupak pokretanja vanredne revizije i prilagođavanja može biti sproveden onog dana kada Berza dobije tu informaciju od strane izdavaoca, odnosno prilikom prve naredne redovne revizije, ukoliko takva informacija ne bude dostavljena Berzi.²⁶⁰

Opšti indeks akcija Beogradske berze BELEXline predstavlja osnovni „benčmark” indeks Beogradske berze kreiran sa ciljem da što preciznije opiše kretanja cena (engl. Price index) na domaćem tržištu kapitala (bazni datum: 30.09.2004, bazna vrednost: 1.000,00 din). Dizajniran je na način koji najbliže moguće opisuje ukupna (engl. Broad market) tržišna kretanja. Indeks je ponderisan tržišnom kapitalizacijom koja se nalazi u slobodnom prometu (engl. Free float), koji se ne prilagođava za isplaćene dividende. Belexline se sastoji od akcija kojima se trguje na regulisanom tržištu Beogradske berze i koje su ispunile kriterijume za ulazak u indeksnu korpu. Težina komponenti u indeksu je ograničena na maksimalnih 10 % u odnosu na free-float tržišnu kapitalizaciju indeksa. Ograničavanje broja akcija određenog izdavaoca vrši se preko pondera (A_i) samo na dan redovne revizije i redovnog prilagođavanja indeksne korpe. Prilikom izračunavanja vrednosti indeksa u bilo kojem trenutku relevantna količina akcija određenog izdavaoca koja se koristi prilikom računanja, obuhvata ukupan broj običnih akcija pomnožen free float faktorom (FF_c) na dan poslednje revizije indeksne korpe. U cilju sprečavanja da neki od industrijskih sektora ima dominantno učešće u indeksnoj korpi, vrši se ograničavanje broja izdavalaca iz istog industrijskog sektora koje se mogu naći u sastavu indeksne korpe.

Ograničavanje broja hartija iz istog industrijskog sektora vrši se samo na dan (redovne ili vanredne) revizije indeksne korpe. Nijedan industrijski sektor ne može imati više od 40 % procenata od ukupnog broja izdavalaca čije su hartije uključene u sastav indeksne korpe.²⁶¹

²⁶⁰ Izvor: Ibid, 8-9.

²⁶¹ Izvor: Metodologija za izračunavanje indeksa Belexline, Ver 2.2, Beogradska berza, Beograd, avgust 2012, 3-6.

Ograničavanje težine određenog izdavaoca vrši se preko pondera A_i na sledeći način: ako je učešće free-float tržišne kapitalizacije pojedine akcije manje ili jednako 10 % od ukupne free-float tržišne kapitalizacije indeksa onda je ponder jednak 1; ako je učešće free-float tržišne kapitalizacije pojedine akcije veće od 10 % od ukupne freefloat tržišne kapitalizacije onda se ponder prilagođava do momenta kada je učešće svake komponente indeksne korpe manje ili jednako 10 %, tako dobijen ponder množi broj akcija i tako dobijen rezultat predstavlja broj akcija koje će biti uključene u indeksnu korpu. Nakon postupka ograničavanja težine učešća za izdavaoce čija je inicijalna težina veća od 10 % težine učešća ostalih izdavaoca se uvećavaju, te ukoliko je tada njihova težina učešća veća od 10 %, na opisani način vrši se ograničavanje i njihove težine učešća, sve do trenutka dok učešće težine svih izdavalaca nije manje ili jednako 10 %, broj akcija koje učestvuju u indeksnoj korpi je nepromenljiv do sledeće revizije indeksne korpe.

Indeks Belexline se izračunava identično kao i Belex15, upotrebom Lasprejerove formule. Indeksna korpa se sastoji od običnih akcija sa pravom glasa kojima se trguje na regulisanom tržištu Beogradske berze, pri čemu se izbor hartija zasniva na sledećim pokazateljima: frekventnost u otkrivanju cene (cilj indeksa je da predstavi kretanje cena akcija kojima se trguje na najmanje 10 % od ukupno zakazanih trgovanja u prethodnom kvartalu), i free float tržišna kapitalizacija hartije (cilj indeksa je da predstavi kretanja što većeg procenta free float tržišne kapitalizacije akcija na Beogradskoj berzi). Broj izdavalaca čije akcije učestvuju u konstrukciji indeksa je konstantan u toku perioda između revizija indeksne korpe. Broj hartija će zavisiti od odluke Indeksnog komiteta i tržišnih uslova, ali će težiti formiranju reprezentativnog uzorka sa ne više od 150 indeksnih komponenti. Revizija indeksne korpe se vrši polugodišnje sa datumima revizije i implementacije identičnim indeksu Belex15.

Reviziji indeksne korpe pristupa se nakon završetka svih trgovanja zakazanih na dan revizije, i to nakon izračunavanja vrednosti indeksa. Prilikom svake revizije indeksne korpe, preduzimaju se sledeći koraci: vrši se analiza svih hartija koje su u prethodnom kvartalu imala najmanje 10 % berzanskih sastanaka sa zaključenim transakcijama; identifikuju se sva povećanja i smanjenja broja akcija i vrši korekcija broja akcija izdavaoca koji su uključeni u indeksnu korpu; formira se nova rang lista prema veličini free-float tržišne kapitalizacije, Indeksni komitet donosi konačnu odluku o sastavu indeksne korpe, utvrđuje se broj akcija sa kojim određeni izdavalac učestvuje u indeksnoj korpi, vrši se prilagođavanje delioca na dan koji prethodi implementaciji revizije indeksne korpe. Nakon donošenja odluke o promeni indeksne korpe Berza javno objavljuje: sastav indeksne korpe, spisak akcija izdavaoca uključenih u indeksnu korpu, spisak akcija izdavaoca isključenih iz indeksne korpe, efektivan datum stupanja na snagu nove indeksne korpe. Na dan koji prethodi implementaciji revizije indeksne korpe, a nakon kraja svih zakazanih trgovanja, vrši se prilagođavanje delioca na adekvatan način usled smanjenja ili povećanja tržišne kapitalizacije nove indeksne korpe.²⁶²

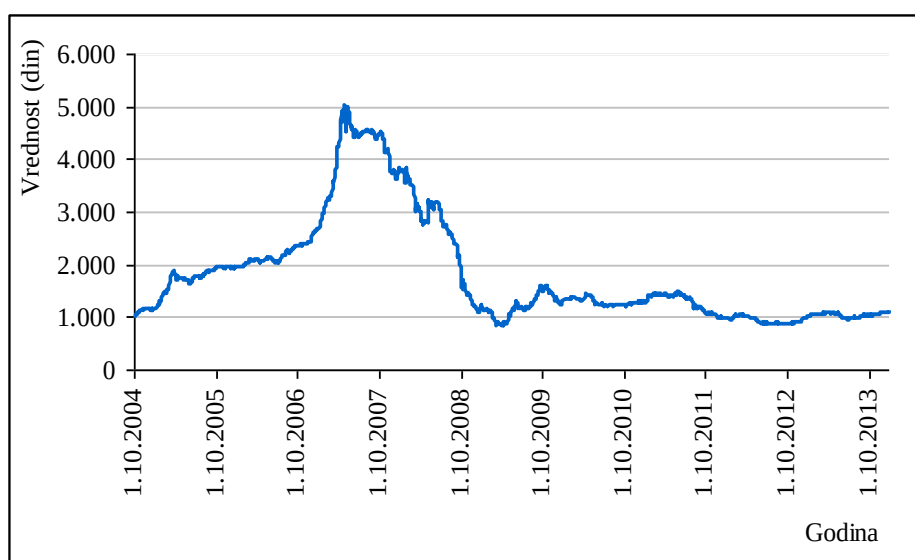
²⁶² Izvor: Ibid, 7-9.

4.5. Kvatitativna analiza specifičnih uslova Beogradske berze u periodu sprovedenog istraživanja

Analiza opštih uslova koji vladaju na Beogradskoj berzi izvršeno je ispitivanjem specifikacije vremenskih serija na indeksu Belex15 u periodu od 01.10.2005. do 31.12.2013. godine (na uzorku od 2.078 dnevnih jedinica posmatranja vrednosti ovog indeksa), i na indeksu Belexline u periodu od 30.09.2004. do 31.12.2013. godine (na uzorku od 2.331 dnevnih jedinica osmatranja vrednosti indeksa). Broj opservacija uključenih u analizu dnevnih prinosa Belex15 i Belexline je 2.077 i 2.330, respektivno. Na narednim grafičkim prikazima predstavljeno je kretanje dnevnih vrednosti tržišnih indeksa.



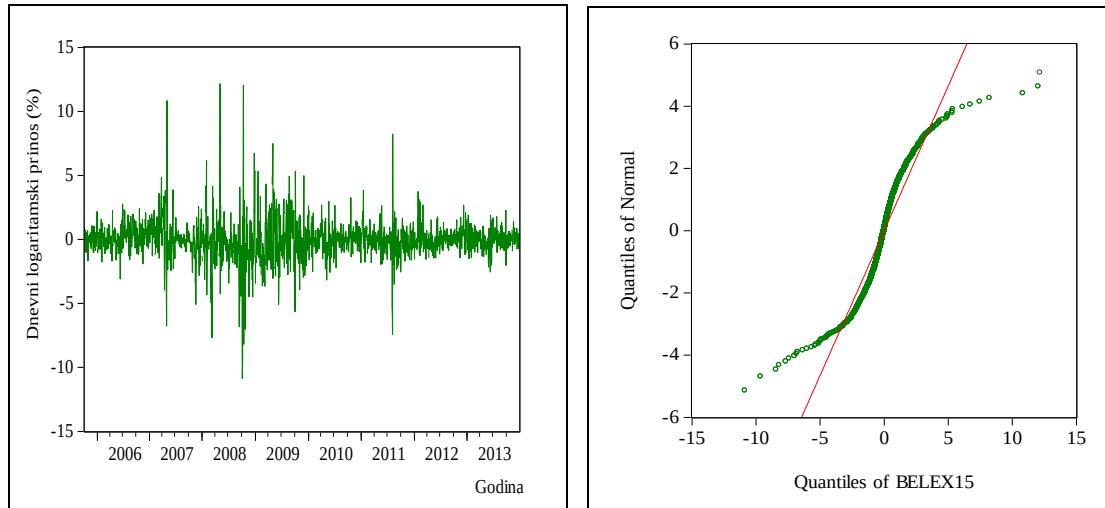
Slika 4.15. Kretanje vrednosti indeksa Belex15 od 01.10.2005. do 31.12.2013.²⁶³



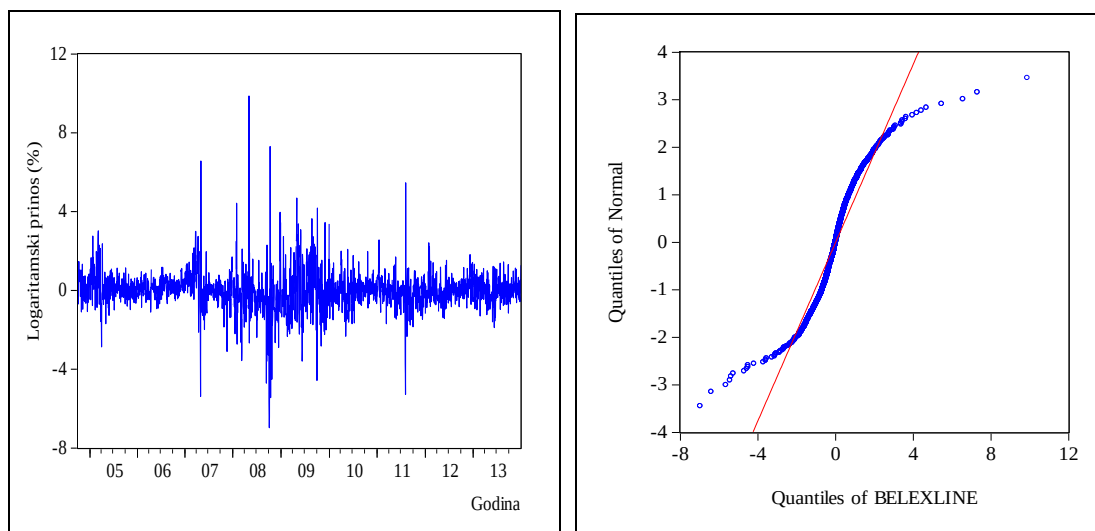
Slika 4.16. Kretanje vrednosti indeksa Belexline od 30.09.2004. do 31.12.2013.²⁶⁴

²⁶³ Izvor: Beogradska berza, www.belex.rs
²⁶⁴ Izvor: Ibid.

U dosadašnjem delu rada, videli smo da je jedan od problema finansijskih vremenskih serija pretpostavka o aproksimaciji vremenske serije normalnom rasporedu. U narednom delu, testiraće se izvedena **hipoteza 3**: *Pretpostavka o normalnoj distribuciji prinosa, merenih u kraćim vremenskim intervalima (dnevna ili nedeljna opažanja) nije realistična, posebno u uslovima visoke volatilnosti novonastajućih tržišta kapitala.*



Slika 4.17. Dnevne vrednosti logaritamskih prinosa indeksa Belex15 od 01.10.2005. do 31.12.2013. godine i Gauss-ov QQ dijagram²⁶⁵



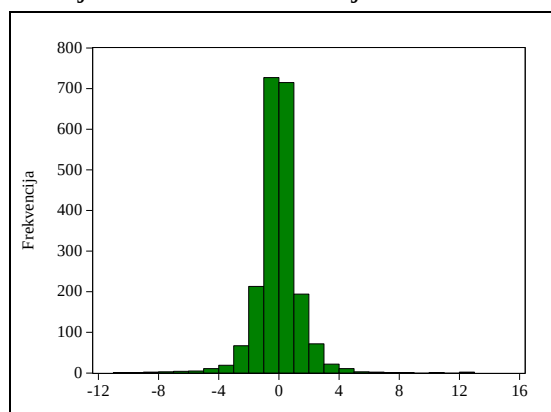
Slika 4.18. Dnevne vrednosti logaritamskih prinosa indeksa Belexline od 30.09.2004. do 31.12.2013. i Gauss-ov QQ dijagram²⁶⁶

Q-Q dijagram, koji predstavlja skup parova kvantila raspodele posmatrane serije i kvantila normalne distribucije, ukazuje na nizak stepen slaganja empirijske raspodele sa normalnom. Empirijska raspodela prinosa se može aproksimirati normalnom raspodelom ako se odgovarajući parovi kvantila nalaze na liniji, što ovde nije slučaj jer se uočava devijacija tačaka empirijske raspodele u odnosu na liniju koja predstavlja teorijsku distribuciju (u slučaju da uзорak potiče iz normalne distribucije). Vidimo da su repovi empirijskih raspodela teži od repova normalne raspodele usled prisustva ekstremnih događaja u kretanju prinosa tržišnih indeksa (engl. Leptokurtosis) i zaključujemo da su odstupanja empirijskih od teorijskih vrednosti drastična.

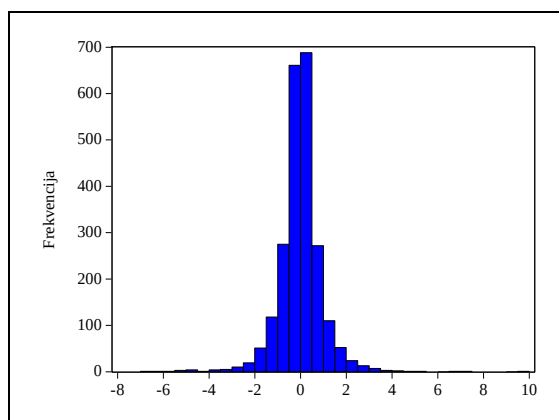
²⁶⁵ Izvor: Obrada autora.

²⁶⁶ Izvor: Obrada autora.

Naredni grafički prikazi predstavljaju histograme²⁶⁷ frekvencija kontinuelnih stopa prinosa analiziranih finansijskih vremenskih serija Belex15 i Belexline.



Slika 4.19. Histogrami frekvencija logaritamskih prinosa Belex15 od 01.10.2005. do 31.12.2013. godine²⁶⁸



Slika 4.20. Histogrami frekvencija logaritamskih prinosa Belexline od 30.09.2004. do 31.12.2013. godine²⁶⁹

	Belex15	Belexline
Uzorak (broj opservacija)	2.077	2.330
Prosečna vrednost prinosa	- 0,0282 %	0,0040 %
Medijana	- 0,0235 %	0,0038 %
Maksimalna vrednost prinosa	12,1576%	9,8708 %
Minimalna vrednost prinosa	-10,8613 %	-6,9687 %
Standardna devijacija prinosa	1,4634%	0,9800 %
Koeficijent asimetrije (α_3 , Skewness)	0,1508	0,2543
Koeficijent spljoštenosti (α_4 , Kurtosis)	15,2075	15,1093
Jarque-Bera (verovatnoća)	12904,63 0,000000	14260,97 0,000000

Tabela 4.6. Deskriptivna statistika logaritamskih prinosa Belex15 i Belexline u posmatranom periodu²⁷⁰

²⁶⁷ Histogram je grafički prikaz učestalosti pojavljivanja podataka vremenske serije u pojedinim grupnim intervalima. Na x-osi se formiraju intervali jednake širine, kojima se deli ukupan interval pojavljivanja podataka. Svakom intervalu se pridružuje broj na z-osi koji ukazuje na to koliko se podataka vremenske serije nalazi u intervalu.

Izvor: Mladenović, Z., Nojković, A. (2008): *Analiza vremenskih serija: primeri iz srpske privrede*, Ekonomski fakultet, Beograd, 27.

²⁶⁸ Izvor: Obrada autora.

²⁶⁹ Izvor: Obrada autora.

²⁷⁰ Izvor: Obrada autora.

Iz tabele 4.6. vidimo da je prosečna vrednost prinosa (engl. Mean) Belex15 u posmatranom periodu iznosila 0,0282 %, a Belexline-a 0,0040 %. Koeficijenti asimetrije (engl. Skewness) su neznatno veći od nule, odnosno 0,1508 i 0,2543 i pokazuju blago pozitivno asimetričnu distribuciju prinosa Belex15 i Belexline, respektivno.²⁷¹ Vrednosti koeficijenta spljoštenosti (engl. Kurtosis) veći su od 3, i iznose 15,2075 za Belex15, odnosno 15,1093 za Belexline, pokazuju da su repovi analiziranih empirijskih raspodela teži od repova normalne raspodele, a posledica su prisustva ekstremnih događaja u kretanju analiziranih vremenskih serija. U tabeli su date i vrednosti Jarque-Bera statistike kojima se testira nulta hipoteza o postojanju normalnog rasporeda. S obzirom da data vrednost JB statistike prelazi kritičnu vrednost od 9,21 za rizik greške 5 %, zaključujemo da se odbacuje nulta hipoteza i da serije prinosa analiziranih tržišnih indeksa nemaju normalnom raspored.²⁷²

	Test statistika	p nivo	Zaključak: (5%)
Kolmogorov-Smirnov/Lilliefors Test	0,1026		Snažan dokaz protiv hipoteze o normalnom rasporedu
Shapiro-Wilk W	0,8739	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Skewness	2,8005	0,0051	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Kurtosis	20,3849	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Omnibus	423,3877	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu

Tabela 4.7. Testiranje hipoteze o normalnom rasporedu logaritamskih prinosa Belex15 u periodu od 01.10.2005. do 31.12.2013. godine²⁷³

	Test statistika	p nivo	Zaključak: (5%)
Kolmogorov-Smirnov/Lilliefors Test	0,0974		Snažan dokaz protiv hipoteze o normalnom rasporedu
Shapiro-Wilk W	0,8867	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Skewness	4,9504	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Kurtosis	21,5051	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Omnibus	486,9781	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu

Tabela 4.8. Testiranje hipoteze o normalnom rasporedu logaritamskih prinosa Belexline u periodu od 30.09.2004. do 31.12.2013. godine²⁷⁴

²⁷¹ Empirijske raspodele prinosa tržišnih indeksa Beogradske berze pokazuju pozitivnu asimetriju, što je saglasno rezultatima istraživanja sprovedenih na tržištima u nastajanju, prema kojima distribucije prinosa analiziranih tržišnih indeksa novonastajućih tržišta kapitala imaju veću pozitivnu asimetriju od distribucija prinosa tržišnih indeksa sa razvijenih tržišta kapitala

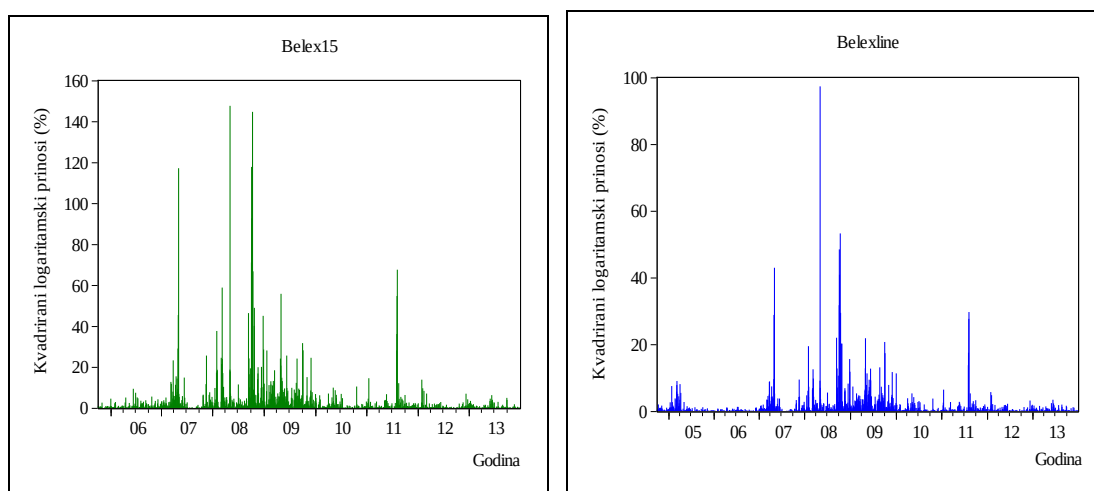
Izvor: Bekaert, G., Erb, C., Harvey, C. R., Viskanta, T., 1998: Distributional Characteristics of Emerging Market Returns and Asset Allocation – Analyzing returns that cannot be summarized by a normal distribution, *Journal of Portfolio Management*.

²⁷² Izvor: Jarque, C. M., Bera, A. K. (1987): A Test for Normality of Observations and Regression Residuals, *International Statistical Reviews*, No. 55, 163–172.

²⁷³ Izvor: Obrada autora.

²⁷⁴ Izvor: Obrada autora.

Budući da uslovnu varijabilnost nije moguće direktno posmatrati, u praksi se najčešće koriste kvadrirane vrednosti logaritamskih prinosa. Na slici 4.21. prikazane su kvadrirane vrednosti prinosa Belex15 i Belexline. Uočavamo da obe vremenske serije poseduju „šiljke“ koji ukazuju na prisustvo varijacije uslovne varijanse. Na slici uočavamo da ekstremne vrednosti u većoj meri doprinose uslovnoj volatilnosti, dominirajući dijagramom kvadrata logaritamskih prinosa. Budući da volatilnosti nisu konstantne u vremenu, zaključujemo da su obe analizirane finansijske serije heteroskedastične (engl. Heteroskedasticity). Heteroskedastičnost, odnosno vremenski promenljiva volatilnost, doprinosi pojavi spljoštenosti raspodele prinosa. Budući da dnevne stope prinosa Belex15 i Belexline imaju nestabilne varijanse, prirodno je oceniti dinamiku varijansi na osnovu GARCH modela.



Slika 4.21. Kvadrirani logaritamski prinosi Belex15 u periodu od 01.10.2005. do 31.12.2013. godine i Belexline u periodu od 30.09.2004. do 31.12.2013. godine²⁷⁵

Rezultati testiranja hipoteze o normalnom rasporedu pokazuju da empirijske raspodele dnevne stope prinosa indeksa Belex15 i Belexline odstupaju od normalne raspodele, jer nisu prošli ni jedan test normalnosti u posmatranom razdoblju. Ovi rezultati potvrdili su posebnu **hipotezu 3**: *Pretpostavka o normalnoj distribuciji prinosa, merenih u kraćim vremenskim intervalima (dnevna ili nedeljna opažanja) nije realistična, posebno u uslovima visoke volatilnosti novonastajućih tržišta kapitala.*

²⁷⁵ Izvor: Obrada autora.

4.6. Ekonometrijsko testiranje slabog oblika hipoteze efikasnosti tržišta kapitala Republike Srbije

Tržište kapitala se smatra efikasnim ukoliko cene akcija odražavaju sve dostupne informacije, zbog čega investitori na finansijskim tržištima ne mogu ostvariti iznadprosečne prinose i koristiti tehničku analizu.²⁷⁶ Termin „hipoteza efikasnog tržišta“, prvi put je upotrebljen u radu francuskog matematičara L. Bachelier-a, 1900.²⁷⁷ „Théorie de la spéculation“ i odnosi se na informacionu efikasnost tržišta koja meri brzinu i tačnost kojom tržište reaguje na novopristiglu informaciju. Polazna pretpostavka je da se sva prošla, sadašnja, pa i diskontovana buduća događanja ugrađuju u tržišne cene, iako neretko nemaju direktnu vezu s promenama cene. Hipoteza efikasnosti tržišta pretpostavlja da cene hartija od vrednosti na finansijskom tržištu u potpunosti odražavaju sve dostupne, relevantne informacije, čime je investitorima na finansijskim tržištima omogućeno ostvarivanje isključivo prosečnog prinosa na tržištu. Drugim rečima, investitori nisu u mogućnosti da korišćenjem tehničke ili fundamentalne analize, kao i posedovanjem povlašćenih informacija ostvare prinose iznad prosečnog prinosa na tržištu. Pored toga, pretpostavlja se da ukoliko tržište i ne predviđa fluktuacije cena finansijske aktive, ono ih procenjuje sa određenom verovatnoćom, što omogućava matematičku evaluaciju te verovatnoće. Ova pretpostavka podstakla je analizu koja je prethodila Einstein-ovom radu iz područja Brownovog kretanja²⁷⁸ i istraživanja iz područja finansijske ekonomije s početka 1930-ih godina koja su potvrdila Bachelier-ovu tezu da profesionalni investitori na finansijskom tržištu nisu u mogućnosti da pobede tržište ostvarenjem iznadprosečnih prinosa (istraživanje A. Cowles i H. Jones, 1937).²⁷⁹ Visok stepen konkurencije na razvijenijim svetskim tržištima kapitala, koja se smatraju efikasnim, ogleda se u velikom broju ekonomskih transaktora na strani ponudi i tražnje. Snažna konkurencija utiče da se cene na tržištu kapitala trenutno prilagođavaju svim informacijama o proteklm događajima, ali i anticipiranim događajima u bliskoj budućnosti. Iz tog razloga se hipoteza efikasnog tržišta dovodi u vezu sa hipotezom slučajnog hoda, što znači da se cene akcija slučajno kreću oko stvarne intrinzične vrednosti akcije.

Prva istraživanja sprovedena od 1930-ih do 1950-ih godina (Working, H., 1934, Cowles, A. i Jones, H., 1937, Kendall, M., 1953) potvrdila su da cene akcija američkih kompanija i finansijske serije njihovih prinosa prate model slučajnog hoda.

²⁷⁶ Ideja o efikasnim tržištima se odnosi na informacionu efikasnost tržišta i počiva na hipotezi efikasnih tržišta koju je oblikovao Fama. Prema Fama-i razlikuju se tri nivoa informacione efikasnosti: slaba, polujaka i jaka. Testovi koji ispituju slabi oblik efikasnosti tržišta kapitala analiziraju istorijske cene, dok testiranje jačih oblika efikasnosti podrazumeva ispitivanje i svih javno dostupnih informacija (polu-jaki oblik), kao i informacija koje su dostupne isključivo odabranim pojedincima (jaki oblik).

Izvor: Fama, E. F. (1970): *Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*, *Journal of Finance*, No. 25, pp. 383-417.

²⁷⁷ Šira ekonomska zajednica je tek 64. godine nakon njenog formalizovanja upoznata sa Bachelier-ovom hipotezom zahvaljujući ediciji: Cootner, P. (1964): *The Random Character of Stock Market Prices*, MIT Press.

²⁷⁸ Izvor: Bernstein, P. L. (1992): *Capital Ideas: The Improbable Origins of Modern Wall Street*, New York, Free Press.

²⁷⁹ Izvor: Cowles, A., Jones, H. E. (1937): *Some A Posteriori Probabilities in Stock Market Action*, *Econometrica*, 5(3), pp. 280-294.

Na efikasnim tržištima racionalni investitori brzo uočavaju i iskorišćavaju svako odstupanje tržišne cene od njene intrinzične vrednosti koje nije slučajno, i analogno konceptu savršene konkurencije u ekonomiji, opisanim ponašanjem racionalnih investitora brzo se neutrališe predvidivost kretanja cene akcije i vraća je u stanje ravnoteže kada iščezavaju pritisci kupovine potcenjenih i prodaje precenjenih akcija. Sredinom 1960-ih godina, rezultati istraživanja P. Samuelsona²⁸⁰ potvrdili su hipotezu efikasnog tržišta, dok je E. Fama²⁸¹ u svom radu dao analitičko-kritički pregled teorijskih pretpostavki hipoteze i predstavio empirijske rezultate koji je potvrđuju. Zahvaljujući ovim istraživanjima hipoteza efikasnog tržišta postala je istaknuta teorijska paradigma među finansijskim ekonomistima. Pored toga, E. Fama²⁸² je dao i teorijsko unapređenje definisanjem tri oblika informacione efikasnosti: slabe, polu-jake i jake forme, koje će se predstaviti u nastavku rada. Testovi koji ispituju slab oblik efikasnosti tržišta kapitala analiziraju istorijske cene, dok testiranje jačih oblika efikasnosti podrazumeva ispitivanje i svih javno dostupnih informacija (polu-jak oblik), kao i informacija koje su dostupne isključivo odabranim pojedincima (jak oblik). U radu će se ispitati postojanje slabe forme efikasnosti koji isključuje mogućnost predviđanja budućeg kretanja indeksa tržišta kapitala, jer slaba efikasnost podrazumeva da vrednosti indeksa slede slučajan hod u kome ne postoji korelacija između sukcesivnih promena njihove vrednosti. S obzirom na ovu činjenicu, učesnici na tržištu na kome je zadovoljena hipoteza slabe efikasnosti nisu u mogućnosti da ostvare abnormalne prinose oslanjajući se samo na istorijske podatke o kretanju cena na tržištu. Efikasnost na tržištima kapitala ima suštinsku važnost za investitore, menadžere i privredu u celini. Investitori će u većoj meri trgovati na finansijskom tržištu koje garantuje validnu procenu kupovne/prodajne cene akcija. Pravilno vrednovane akcije na efikasnim tržištima olakšavaju menadžerima proces odlučivanja. Naime, odluke koje menadžeri kompanija donose imaju za cilj maksimiranje bogatstva akcionara, te im je u interesu da se kroz pozitivnu promenu cene akcije na tržištu kapitala rezultat sprovedene odluke jasno signalizira postojećim akcionarima i široj investicionoj javnosti. Konačno, efikasna tržišta kapitala imaju ključnu ulogu u alokaciji resursa u ukupnoj privredi. Pravilno utvrđene tržišne cene omogućuju alokativnu ulogu tržišta kapitala time što olakšavaju preduzećima donošenje proizvodnih i investicionih odluka. Cene koje u potpunosti odražavaju sve dostupne informacije, pomažu investitorima u formiranju investicionih portfolia. Osim alokativne funkcije, efikasna tržišta kapitala stimulatивно utiču i na štednju i na rast ekonomije u celini.

U radu je slaba hipoteza efikasnosti tržišta kapitala Srbije testirana korišćenjem ekonometrijskih testova ispitivanja hipoteze slučajnog hoda koji uključuju testove jediničnog korena i prisustva autokorelacije reziduala modela.

Ukoliko se statistička svojstva vremenske serije ne menjaju tokom vremena, vremenska serija je stacionarna. Stacionarnost je svojstvo vremenske serije čije se kretanje tokom vremena odvija po ustaljenom obrascu u smislu nepromenljivosti srednje vrednosti i varijanse. Drugim rečima, stacionarnost odbacuje hipotezu o slučajnom hodu prinosa, a ova predvidivost prinosa odbacuje slab oblik hipoteze efikasnosti tržišta kapitala.

²⁸⁰ Izvor: Samuelson, P. (1965): Proof That Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly, *Industrial Management Review*, No. 6, pp. 41–49.

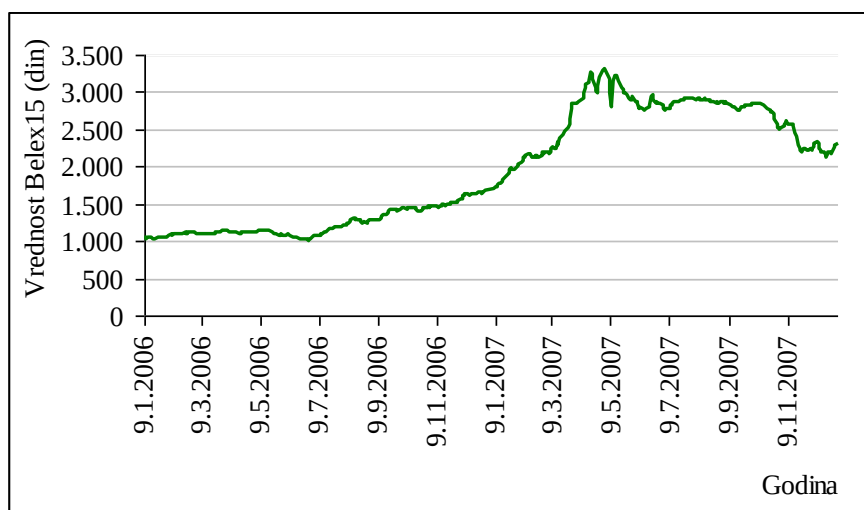
²⁸¹ Izvor: Fama, E. F. (1965): The Behavior of Stock Market Prices, *Journal of Business*, 38(1), str. 34–105.

²⁸² Izvor: Fama, E. (1970): Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work, *Journal of Finance*, 25, str. 383–417.

Suprotno, ukoliko su parametri kretanja vremenske serije funkcija vremenskog trenutka, tada je vremenska serija nestacionarna, a prinosi prate slučajan hod. Nepredvidivost prinosa potvrđuje slab oblik hipoteze efikasnosti tržišta kapitala i nemogućnost ostvarenja iznadprosečnih prinosa. Ispitivanje da li se statistička svojstva vremenske serije menjaju tokom vremena, odnosno da li je vremenska serija stacionarna ili poseduje jedinične korene (engl. Unit root) izvršeno je korišćenjem proširenog Dickey-Fuller-ovog testa koji ispituje stacionarnost vremenske serije podataka. Prilikom izbora broja pomaka (engl. Lag) na dnevnim vrednostima Belex15 i Belexline korišćen je Schwarz-ov kriterijum. Da bismo utvrdili da li je u nekom od sukcesivnih vremenskih perioda hipoteza efikasnog tržišta potvrđena, istraživanje smo podelili u 3 segmenta: 4.6.1) period od početka 2006 do kraja 2007. koji je označen kao period ekspanzije domaćeg tržišta kapitala i visoke likvidnosti, 4.6.2) period od početka 2008. do kraja 2011. kao period kontrakcije i 4.6.3) period od početka 2012. do kraja 2013. kao period stagnacije i izrazito niske likvidnosti, okarakterisan kao postkrizni period.

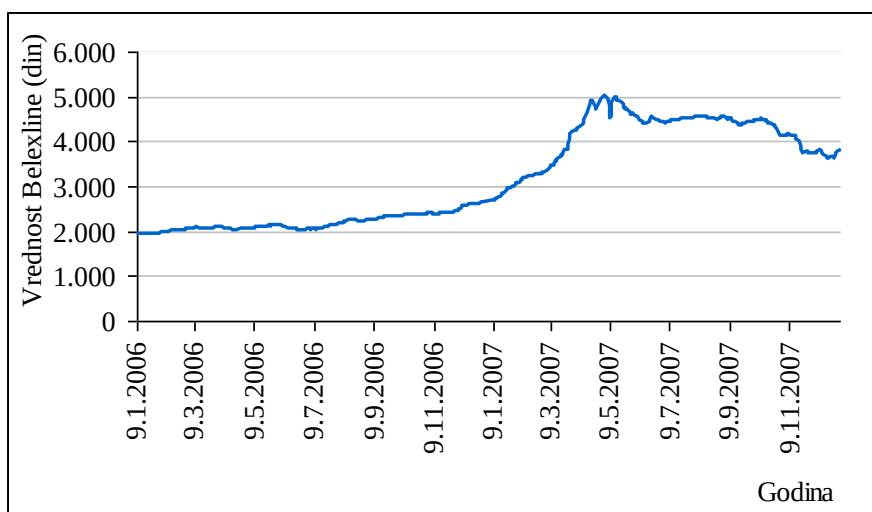
4.6.1. Testiranje hipoteze efikasnosti tržišta u periodu od 2006. do 2007. godine (Bull market)

U periodu ekspanzije prosečan dnevni prinos za Belex15 je iznosio 0,1568 %, a Belexline 0,1349 %. Koeficijenti asimetrije su bili pozitivni i svedoče o statistički značajnoj asimetričnoj distribuciji prinosa (za Belex15 0,7259, a za Belexline 0,3871) i većoj verovatnoći ostvarivanja pozitivnih u odnosu na negativne prinose. U ovom periodu prisustvo leptokurtozisa potvrđuje pretpostavku o prisustvu ekstremnih događaja u kretanju vremenskih serija (15,9781 za Belex15 i 17,2598 za Belexline). Izračunata vrednost JB statistike prelazi kritičnu vrednost od 9,21 za rizik greške 5 %, te zaključujemo da se odbacuje nulta hipoteza i da serije prinosa analiziranih tržišnih indeksa i u periodu ekspanzije nije imala normalnom raspored.



Slika 4.22. Kretanje vrednosti indeksa Belex15 od 09.01.2006. do 31.12.2007. godine (period ekspanzije)²⁸³

²⁸³ Izvor: Obrada autora na osnovu podataka dobijenih sa Beogradske berze.



Slika 4.23. Kretanje vrednosti indeksa Belexline od 09.01.2006. do 31.12.2007. godine (period ekspanzije)²⁸⁴

	Belex15	Belexline
Uzorak (broj opservacija)	499	499
Prosečna vrednost prinosa	0,1568 %	0,1349%
Medijana	0,1132 %	0,1136 %
Maksimalna vrednost prinosa	10,8302%	6,5651 %
Minimalna vrednost prinosa	-6,7523 %	-5,3791 %
Standardna devijacija prinosa	1,2635%	0,7954 %
Koeficijent asimetrije (α_3 , Skewness)	0,7259	0,3871
Koeficijent spljoštenosti (α_4 , Kurtosis)	15,9781	17,2598
Jarque-Bera (verovatnoća)	3545,51 0,000000	4240,29 0,000000

Tabela 4.9. Deskriptivna statistika logaritamskih prinosa Belex15 i Belexline od 09.01.2006. do 31.12.2007. godine (period ekspanzije)²⁸⁵

4.6.1.a. Analiza Belex15: u periodu od 09.01.2006. do 31.12.2007, apsolutna vrednost DF statistike (-1,082465) je manja od apsolutnih kritičnih vrednosti za nivoe značajnosti od 1 % (-3,443334), 5 % (-2,867159) i 10 % (-2,569825), nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena za Belex15 se prihvata (Prilog 1.a). U prilogu 1.b. su prikazani rezultati DF testa, ali na diferenciranim podacima prvog reda koji pokazuju da je apsolutna vrednost DF statistike (-13,62536) veća od apsolutnih kritičnih vrednosti za nivoe značajnosti od 1 % (-3,443334), 5 % (-2,867159) i 10 % (-2,569825), tako da je nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena netačna, te se prihvata alternativna hipoteza o stacionarnosti prve diference vremenske serije Belex15. Usled nejednoznanih rezultata, neophodno je sprovesti analizu postojanja serijske autokorelacije reziduala modela. Testiranjem prisustva autokorelacije reziduala utvrđuje se da li vremenska serija Belex15 zaista poseduje jedinični koren. Korelogram autokorelacije prikazuje mere korelacije između tekuće vrednosti i prethodnih vrednosti vremenske serije preko autokorelacione funkcije (AC) i parcijalne autokorelacione funkcije (PAC) do 36. laga.

²⁸⁴ Izvor: Obrada autora na osnovu podataka dobijenih sa Beogradske berze.

²⁸⁵ Izvor: Izračun autora.

Testiranjem reziduala podataka Belex15 i reziduala diferenciranih podataka Belex15, uočavaju se statistički značajni koeficijenti autokorelacije (i negativni i pozitivni), što ukazuje na to da se rezultat Dickey-Fuller-ovog testa o postojanju jediničnog korena za dnevne vrednosti Belex15 ne može prihvatiti kao tačan. Statistička svojstva ispitane vremenske serije Belex15 pokazuju stacionarnost, odnosno njeno predvidivo kretanje tokom vremena. Drugim rečima, vremenska serija vrednosti Belex15 ispoljava isti ili sličan obrazac ponašanja. Značajni koeficijenti autokorelacije ukazuju na postojanje mogućnosti formiranja modela koji opisuje kretanje Belex15 indeksa, ali na nekom višem nivou diferencije podataka. Činjenica da je vremenska serija stacionarna na drugom nivou diferencije podataka potvrđena je kako Dickey-Fuller-ovim testom, tako i testovima korelacije reziduala. Rezultati analize indeksa Belex15 pokazuju da je tržište kapitala u periodu ekspanzije bilo neefikasno, odnosno nije ispunilo uslove hipoteze slučajnog hoda.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.001	-0.001	0.0003	0.986			1 -0.001	-0.001	0.0003	0.986
		2 -0.008	-0.008	0.0327	0.984			2 -0.008	-0.008	0.0321	0.984
		3 -0.006	-0.006	0.0478	0.997			3 -0.005	-0.005	0.0466	0.997
		4 0.038	0.038	0.7847	0.940			4 0.039	0.038	0.7909	0.940
		5 -0.001	-0.001	0.7853	0.978			5 -0.001	-0.001	0.7914	0.978
		6 -0.048	-0.047	1.9206	0.927			6 -0.047	-0.047	1.9158	0.927
		7 0.071	0.071	4.4440	0.727			7 0.071	0.072	4.4536	0.726
		8 0.125	0.124	12.316	0.138			8 0.125	0.124	12.360	0.136
		9 0.110	0.113	18.399	0.031			9 0.110	0.113	18.477	0.030
		10 0.056	0.067	20.008	0.029			10 0.057	0.067	20.102	0.028
		11 0.079	0.083	23.183	0.017			11 0.079	0.083	23.296	0.016
		12 -0.046	-0.052	24.252	0.019			12 -0.046	-0.052	24.357	0.018
		13 -0.022	-0.023	24.489	0.027			13 -0.021	-0.023	24.589	0.026
		14 0.045	0.049	25.538	0.030			14 0.045	0.049	25.646	0.029
		15 0.148	0.143	36.725	0.001			15 0.148	0.143	36.839	0.001
		16 -0.070	-0.088	39.245	0.001			16 -0.070	-0.088	39.356	0.001
		17 0.003	-0.025	39.250	0.002			17 0.003	-0.025	39.361	0.002
		18 0.081	0.038	42.669	0.001			18 0.082	0.038	42.798	0.001
		19 0.054	0.019	44.172	0.001			19 0.054	0.019	44.310	0.001
		20 0.040	0.050	45.018	0.001			20 0.041	0.050	45.163	0.001
		21 0.095	0.127	49.655	0.000			21 0.095	0.127	49.818	0.000
		22 -0.022	-0.058	49.917	0.001			22 -0.022	-0.058	50.075	0.001
		23 0.033	0.002	50.479	0.001			23 0.033	0.002	50.645	0.001
		24 0.055	0.052	52.036	0.001			24 0.055	0.052	52.214	0.001
		25 -0.099	-0.121	57.151	0.000			25 -0.099	-0.121	57.310	0.000
		26 -0.070	-0.104	59.745	0.000			26 -0.070	-0.104	59.886	0.000
		27 0.071	0.095	62.414	0.000			27 0.072	0.095	62.576	0.000
		28 0.122	0.083	70.287	0.000			28 0.122	0.083	70.476	0.000
		29 -0.060	-0.136	72.162	0.000			29 -0.059	-0.136	72.338	0.000
		30 -0.093	-0.124	75.841	0.000			30 -0.093	-0.124	76.013	0.000
		31 -0.034	-0.041	76.454	0.000			31 -0.034	-0.041	76.626	0.000
		32 0.052	0.014	77.910	0.000			32 0.052	0.013	78.076	0.000
		33 0.023	0.070	78.181	0.000			33 0.022	0.070	78.345	0.000
		34 -0.050	0.002	79.528	0.000			34 -0.050	0.002	79.697	0.000
		35 0.037	-0.012	80.262	0.000			35 0.037	-0.012	80.427	0.000
		36 0.080	0.042	83.698	0.000			36 0.080	0.042	83.861	0.000

Slika 4.24. Korelogram autokorelacije, parcijalne autokorelacije i vrednost Q statistike za: a) rezidualne serije podataka i b) rezidualne diferencirane serije podataka na prvom nivou za BELEX15 u periodu 2006-2007. godine²⁸⁶

4.6.1.b. Analiza Belexline: budući da je apsolutna vrednost DF testa za dnevne podatke Belexline (-0,992616) je manja od apsolutnih kritičnih vrednosti za nivoe značajnosti od 1 % (-3,443307), 5 % (-2,867147) i 10 % (-2,569818), nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena se prihvata (Prilog 1.c). Apsolutna vrednost DF testa na diferenciranim podacima prvog reda Belexline (-12,96662) je veća od apsolutnih kritičnih vrednosti za nivoe značajnosti od 1 % (-3,443307), 5 % (-2,867147) i 10 % (-2,569818), tako da je nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena netačna, i prihvata se alternativna hipoteza o stacionarnosti prve difference vremenske serije (Prilog 1.d). I u ovom slučaju, nejednoznačnost rezultata nameće potrebu za analizom postojanja autokorelacije reziduala.

²⁸⁶ Izvor: Izračun autora.

Testiranjem reziduala uočavaju se statistički značajni koeficijenti autokorelacije od desetog laga, te se rezultat Dickey-Fuller-ovog testa o postojanju jediničnog korena za dnevne vrednosti Belexline indeksa ne može prihvatiti kao tačan. Statistička svojstva ispitane vremenske serije Belexline pokazuju stacionarnost.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.011	-0.011	0.0616	0.804			1 -0.011	-0.011	0.0615	0.804
		2 0.045	0.045	1.0704	0.586			2 0.045	0.045	1.0693	0.586
		3 -0.078	-0.077	4.1089	0.250			3 -0.078	-0.077	4.0980	0.251
		4 0.017	0.014	4.2571	0.372			4 0.017	0.014	4.2483	0.373
		5 0.035	0.042	4.8687	0.432			5 0.035	0.042	4.8646	0.433
		6 -0.012	-0.019	4.9360	0.552			6 -0.011	-0.019	4.9308	0.553
		7 0.068	0.067	7.2516	0.403			7 0.068	0.067	7.2596	0.402
		8 0.167	0.178	21.417	0.006			8 0.168	0.178	21.463	0.006
		9 0.088	0.086	25.367	0.003			9 0.088	0.086	25.428	0.003
		10 0.180	0.188	41.840	0.000			10 0.180	0.188	41.929	0.000
		11 -0.012	0.024	41.919	0.000			11 -0.012	0.024	42.007	0.000
		12 -0.079	-0.091	45.069	0.000			12 -0.078	-0.091	45.146	0.000
		13 0.057	0.074	46.716	0.000			13 0.057	0.074	46.799	0.000
		14 0.078	0.082	49.795	0.000			14 0.078	0.082	49.882	0.000
		15 0.134	0.095	58.981	0.000			15 0.134	0.095	59.071	0.000
		16 -0.051	-0.070	60.299	0.000			16 -0.051	-0.070	60.384	0.000
		17 0.030	-0.022	60.757	0.000			17 0.030	-0.022	60.844	0.000
		18 0.129	0.083	69.337	0.000			18 0.129	0.083	69.434	0.000
		19 0.004	-0.025	69.347	0.000			19 0.004	-0.025	69.445	0.000
		20 0.031	0.009	69.843	0.000			20 0.031	0.009	69.944	0.000
		21 0.111	0.139	76.244	0.000			21 0.111	0.139	76.358	0.000
		22 -0.001	-0.025	76.244	0.000			22 -0.001	-0.025	76.358	0.000
		23 0.095	0.025	80.955	0.000			23 0.095	0.025	81.077	0.000
		24 -0.030	-0.033	81.440	0.000			24 -0.030	-0.033	81.560	0.000
		25 -0.014	-0.074	81.542	0.000			25 -0.014	-0.074	81.661	0.000
		26 -0.087	-0.095	85.480	0.000			26 -0.086	-0.095	85.581	0.000
		27 0.053	0.043	86.963	0.000			27 0.053	0.043	87.067	0.000
		28 0.116	0.033	94.083	0.000			28 0.116	0.033	94.203	0.000
		29 -0.025	-0.097	94.421	0.000			29 -0.025	-0.097	94.544	0.000
		30 -0.089	-0.132	98.652	0.000			30 -0.089	-0.132	98.783	0.000
		31 -0.005	-0.061	98.663	0.000			31 -0.005	-0.062	98.796	0.000
		32 0.046	0.026	99.788	0.000			32 0.046	0.025	99.909	0.000
		33 0.047	0.045	100.97	0.000			33 0.047	0.045	101.08	0.000
		34 -0.055	-0.013	102.61	0.000			34 -0.056	-0.013	102.73	0.000
		35 0.049	0.044	103.87	0.000			35 0.048	0.044	103.98	0.000
		36 0.016	-0.024	104.00	0.000			36 0.015	-0.024	104.10	0.000

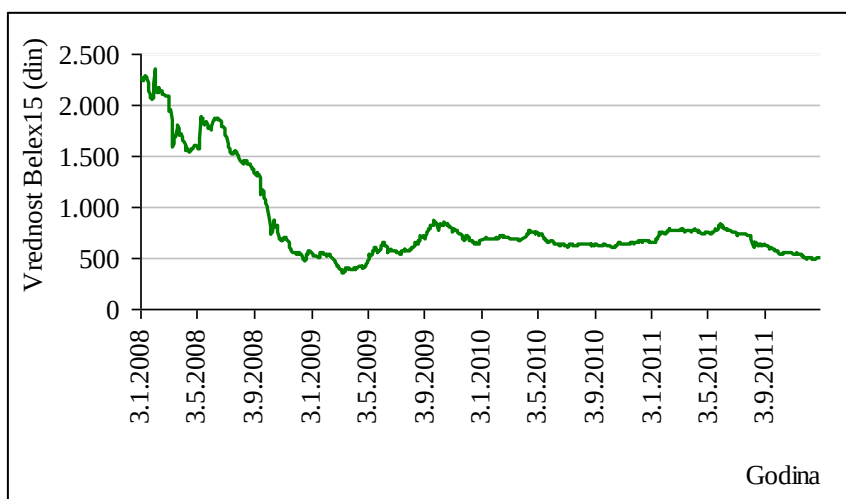
Slika 4.25. Korelogram autokorelacije, parcijalne autokorelacije i vrednost Q statistike za: a) rezidualne serije podataka i b) rezidualne diferencirane serije podataka na prvom nivou za BELEXline u periodu 2006-2007. godine²⁸⁷

Ispitivanjem reziduala diferenciranih podataka Belexline se uočavaju značajni koeficijenti autokorelacije od desetog lag-a, što ukazuje na postojanje mogućnosti formiranja modela koji opisuje kretanje Belexline indeksa, ali na nekom višem nivou diferencije podataka. Činjenica da je vremenska serija stacionarna na drugom nivou diferencije podataka potvrđena je kako Dickey-Fuller-ovim testom, tako i testovima korelacije reziduala. Rezultati analize indeksa Belexline pokazuju da je tržište kapitala u periodu ekspanzije neefikasno, odnosno ne ispunjava uslove hipoteze slučajnog hoda.

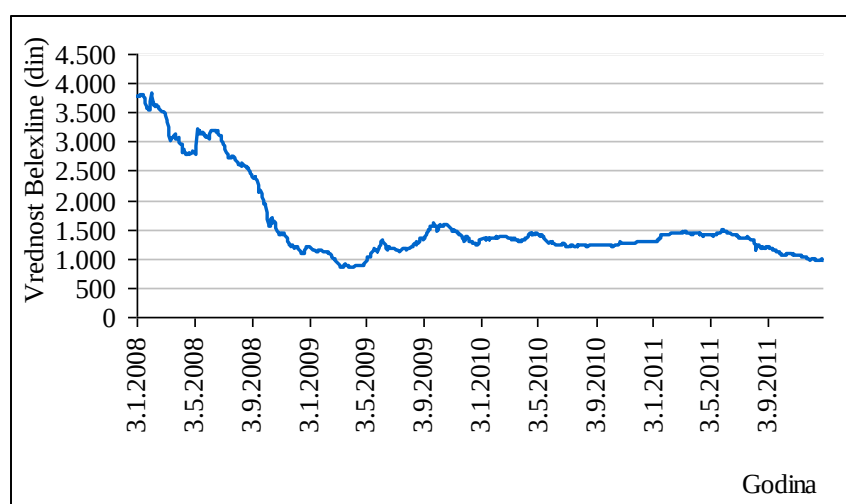
4.6.2. Testiranje hipoteze efikasnosti tržišta u periodu od 2008. do 2011. godine (Bear market)

U periodu kontrakcije prosečni dnevni prinosi za Belex15 i Belexline su bili negativni i iznosili su -0,1518 % i -0,1350 %, respektivno. Koeficijenti asimetrije pokazuju blago pozitivnu nagnutost empirijske distribucije udesno i malo veću verovatnoću ostvarivanja pozitivnih u odnosu na negativne prinose (za Belex15 0,1435, a za Belexline 0,2126). Iznos leptokurtozisa u periodu kontrakcije (11,4059 za Belex15 i 11,8671 za Belexline) je niži u odnosu na period ekspanzije. Vrednost JB statistike prelazi kritičnu vrednost 9,21 za rizik greške 5 %, te se odbacuje nulta hipoteza i zaključuje se da serija prinosa tržišnih indeksa i u periodu kontrakcije nije imala normalan raspored.

²⁸⁷ Izvor: Izračun autora.



Slika 4.26. Kretanje vrednosti indeksa Belex15 od 03.01.2008. do 30.12.2011. godine (period kontrakcije)²⁸⁸



Slika 4.27. Kretanje vrednosti indeksa Belexline od 03.01.2008. do 30.12.2011. godine (period kontrakcije)²⁸⁹

	Belex15	Belexline
Uzorak (broj opservacija)	1.012	1.012
Prosečna vrednost prinosa	-0,1518 %	-0,1350%
Medijana	-0,1585 %	0,1241 %
Maksimalna vrednost prinosa	12,1576%	9,8708 %
Minimalna vrednost prinosa	-10,8313 %	-6,9688%
Standardna devijacija prinosa	1,8074%	1,2409 %
Koeficijent asimetrije (α_3 , Skewness)	0,1435	0,2126
Koeficijent spljoštenosti (α_4 , Kurtosis)	11,4059	11,8671
Jarque-Bera (verovatnoća)	2982,96 0,000000	3344,07 0,000000

Tabela 4.10. Deskriptivna statistika logaritamskih prinosa Belex15 i Belexline od 03.01.2008. do 30.12.2011. godine (period kontrakcije)²⁹⁰

²⁸⁸ Izvor: Obrada autora na osnovu podataka dobijenih sa Beogradske berze.

²⁸⁹ Izvor: Ibid.

²⁹⁰ Izvor: Izračun autora.

4.6.2.a. Analiza Belex15: apsolutna vrednost DF statistike za dnevne podatke Belex15 (-3,530921) je veća od apsolutnih kritičnih vrednosti za nivoe značajnosti od 1 % (-3,436605), 5 % (-2,864190) i 10 % (-2,568233), nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena za Belex15 se u posmatranom periodu odbacuje (Prilog 1.e). U prilogu 1.f. su prikazani rezultati istog testa na diferenciranim podacima Belex15 prvog reda, i uočava se da je apsolutna vrednost DF testa (-24,13078) veća od apsolutnih kritičnih vrednosti za nivoe značajnosti od 1 % (-3,436605), 5 % (-2,864190) i 10 % (-2,568233), tako da se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena odbacuje, i u oba slučaja se prihvata alternativna hipoteza o stacionarnosti vremenske serije.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.019	-0.019	0.3565	0.550			1 -0.022	-0.022	0.4738	0.491
		2 0.095	0.095	9.5847	0.008			2 0.100	0.100	10.617	0.005
		3 -0.070	-0.067	14.503	0.002			3 -0.064	-0.060	14.736	0.002
		4 0.007	-0.004	14.551	0.006			4 0.014	0.002	14.943	0.005
		5 -0.033	-0.020	15.629	0.008			5 -0.026	-0.013	15.616	0.008
		6 0.064	0.059	19.762	0.003			6 0.072	0.067	20.887	0.002
		7 -0.087	-0.083	27.561	0.000			7 -0.080	-0.075	27.437	0.000
		8 -0.023	-0.040	28.093	0.000			8 -0.015	-0.033	27.669	0.001
		9 0.030	0.055	29.017	0.001			9 0.037	0.061	29.074	0.001
		10 0.024	0.020	29.612	0.001			10 0.030	0.027	30.022	0.001
		11 -0.011	-0.022	29.745	0.002			11 -0.006	-0.016	30.059	0.002
		12 -0.010	-0.018	29.856	0.003			12 -0.005	-0.013	30.088	0.003
		13 -0.008	0.008	29.928	0.005			13 -0.004	0.012	30.108	0.005
		14 0.114	0.117	43.218	0.000			14 0.118	0.122	44.475	0.000
		15 0.001	-0.010	43.219	0.000			15 0.004	-0.006	44.493	0.000
		16 0.054	0.035	46.263	0.000			16 0.058	0.038	48.009	0.000
		17 0.068	0.096	51.058	0.000			17 0.073	0.101	53.505	0.000
		18 -0.025	-0.032	51.678	0.000			18 -0.018	-0.027	53.847	0.000
		19 0.048	0.039	54.051	0.000			19 0.055	0.044	57.004	0.000
		20 0.025	0.029	54.693	0.000			20 0.034	0.036	58.230	0.000
		21 0.021	0.037	55.163	0.000			21 0.029	0.042	59.086	0.000
		22 -0.016	-0.009	55.414	0.000			22 -0.009	-0.006	59.176	0.000
		23 0.031	0.014	56.384	0.000			23 0.037	0.017	60.627	0.000
		24 -0.031	-0.005	57.381	0.000			24 -0.024	-0.001	61.222	0.000
		25 0.055	0.048	60.512	0.000			25 0.062	0.053	65.254	0.000
		26 -0.026	-0.023	61.223	0.000			26 -0.017	-0.017	65.571	0.000
		27 -0.093	-0.108	70.193	0.000			27 -0.084	-0.102	72.894	0.000
		28 -0.080	-0.078	76.902	0.000			28 -0.072	-0.073	78.241	0.000
		29 0.029	0.043	77.771	0.000			29 0.037	0.048	79.666	0.000
		30 0.026	0.021	78.457	0.000			30 0.032	0.027	80.762	0.000
		31 0.081	0.038	85.303	0.000			31 0.088	0.044	88.789	0.000
		32 -0.000	0.009	85.303	0.000			32 0.006	0.015	88.828	0.000
		33 0.026	0.013	86.019	0.000			33 0.033	0.018	89.939	0.000
		34 0.073	0.069	91.617	0.000			34 0.079	0.072	96.509	0.000
		35 0.090	0.066	100.16	0.000			35 0.097	0.071	106.27	0.000
		36 0.048	0.047	102.58	0.000			36 0.055	0.053	109.49	0.000

Slika 4.28. Korelogram autokorelacije, parcijalne autokorelacije i vrednost Q statistike za: a) rezidualne serije podataka i b) rezidualne diferencirane serije podataka na prvom nivou za BELEX15 u periodu 2008-2011. godine²⁹¹

Testiranjem reziduala Belex15 u periodu kontrakcije se uočavaju statistički značajni koeficijenti autokorelacije, što ukazuje na to da se rezultat Dickey-Fuller-ovog testa prihvata kao tačan i zaključujemo da je tržište kapitala u periodu kontrakcije bilo neefikasno, odnosno nije ispunilo uslove hipoteze slučajnog hoda.

4.6.2.b. Analiza Belexline: apsolutna vrednost DF testa za dnevne podatke Belexline (-2,439868) je manja od apsolutnih kritičnih vrednosti za nivoe značajnosti od 1 % (-3,436605), 5 % (-2,864190) i 10 % (-2,568233), nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena se prihvata (Prilog 1.g). Apsolutna vrednost DF testa na diferenciranim podacima prvog reda Belexline (-16,95263) je veća od apsolutnih kritičnih vrednosti za nivoe značajnosti od 1 % (-3,436612), 5 % (-2,864193) i 10 % (-2,568235), tako da se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena odbacuje, i prihvata se alternativna hipoteza o stacionarnosti prve diference vremenske serije (Prilog 1.h). Nejednoznačnost rezultata nameće potrebu za analizom postojanja korelacije između reziduala.

²⁹¹ Izvor: Ibid.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.003	0.003	0.0115	0.915	1	0.003	0.003	0.0115	0.915	1	0.003
2	0.007	0.007	0.0608	0.970	2	0.007	0.007	0.0608	0.970	2	0.007
3	-0.032	-0.032	1.1282	0.770	3	-0.032	-0.032	1.1282	0.770	3	-0.032
4	0.008	0.008	1.1860	0.880	4	0.008	0.008	1.1860	0.880	4	0.008
5	-0.008	-0.007	1.2450	0.940	5	-0.008	-0.007	1.2450	0.940	5	-0.008
6	0.059	0.058	4.8395	0.565	6	0.059	0.058	4.8395	0.565	6	0.059
7	-0.030	-0.030	5.7285	0.572	7	-0.030	-0.030	5.7285	0.572	7	-0.030
8	0.004	0.003	5.7415	0.676	8	0.004	0.003	5.7415	0.676	8	0.004
9	0.056	0.061	8.9460	0.442	9	0.056	0.061	8.9460	0.442	9	0.056
10	0.023	0.019	9.4659	0.489	10	0.023	0.019	9.4659	0.489	10	0.023
11	0.005	0.005	9.4897	0.577	11	0.005	0.005	9.4897	0.577	11	0.005
12	-0.021	-0.022	9.9390	0.621	12	-0.021	-0.022	9.9390	0.621	12	-0.021
13	0.021	0.026	10.406	0.660	13	0.021	0.026	10.406	0.660	13	0.021
14	0.124	0.125	26.207	0.024	14	0.124	0.125	26.207	0.024	14	0.124
15	0.004	-0.005	26.223	0.036	15	0.004	-0.005	26.223	0.036	15	0.004
16	0.051	0.052	28.852	0.025	16	0.051	0.052	28.852	0.025	16	0.051
17	0.082	0.092	35.793	0.005	17	0.082	0.092	35.793	0.005	17	0.082
18	-0.012	-0.014	35.937	0.007	18	-0.012	-0.014	35.937	0.007	18	-0.012
19	0.026	0.027	36.658	0.009	19	0.026	0.027	36.658	0.009	19	0.026
20	0.046	0.039	38.806	0.007	20	0.046	0.039	38.806	0.007	20	0.046
21	0.035	0.047	40.093	0.007	21	0.035	0.047	40.093	0.007	21	0.035
22	0.030	0.028	41.019	0.008	22	0.030	0.028	41.019	0.008	22	0.030
23	0.023	0.003	41.549	0.010	23	0.023	0.003	41.549	0.010	23	0.023
24	-0.023	-0.017	42.074	0.013	24	-0.023	-0.017	42.074	0.013	24	-0.023
25	0.031	0.027	43.077	0.014	25	0.031	0.027	43.077	0.014	25	0.031
26	0.036	0.030	44.454	0.014	26	0.036	0.030	44.454	0.014	26	0.036
27	-0.071	-0.086	49.758	0.005	27	-0.071	-0.086	49.758	0.005	27	-0.071
28	-0.062	-0.080	53.777	0.002	28	-0.062	-0.080	53.777	0.002	28	-0.062
29	0.044	0.045	55.767	0.002	29	0.044	0.045	55.767	0.002	29	0.044
30	0.044	0.019	57.777	0.002	30	0.044	0.019	57.777	0.002	30	0.044
31	0.086	0.052	65.485	0.000	31	0.086	0.052	65.485	0.000	31	0.086
32	-0.002	-0.006	65.491	0.000	32	-0.002	-0.006	65.491	0.000	32	-0.002
33	0.013	0.010	65.660	0.001	33	0.013	0.010	65.660	0.001	33	0.013
34	0.059	0.055	69.356	0.000	34	0.059	0.055	69.356	0.000	34	0.059
35	0.081	0.059	76.188	0.000	35	0.081	0.059	76.188	0.000	35	0.081
36	0.057	0.051	79.572	0.000	36	0.057	0.051	79.572	0.000	36	0.057

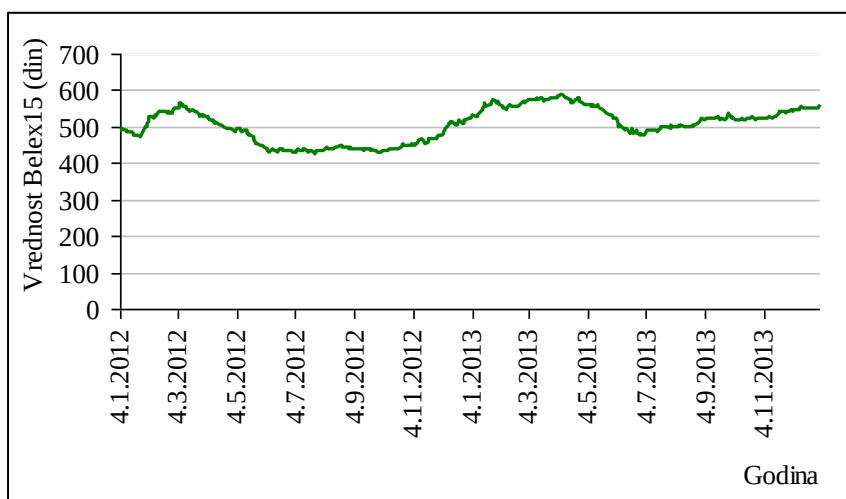
Slika 4.29. Korelogram autokorelacije, parcijalne autokorelacije i vrednost Q statistike za: a) rezidualne serije podataka i b) rezidualne diferencirane serije podataka na prvom nivou za BELEXline u periodu 2008-2011. godine²⁹²

Autokorelaciona funkcije reziduala serije podataka pokazuje postojanje statistički značajnih koeficijenata autokorelacije, te zaključujemo da je vremenska serija Belexline stacionarna, ne prati slučajni hod i odbacujemo hipotezu o slabom obliku efikasnog tržišta. S druge strane, autokorelaciona funkcije reziduala diferencirane serije podataka na prvom nivou za Belexline ne ukazuje na postojanje statistički značajnih koeficijenata autokorelacije, te je hipoteza o postojanju jediničnog korena prihvaćena Dickey-Fuller-ovim testom i potvrđena. Drugim rečima, prva diferencija vremenske serije Belexline je nestacionarna, prati slučajni hod i potvrđuje slab oblik hipoteze efikasnog tržišta. Međutim, kako je analiza Belex15 dala potpuno drugačije rezultate, možemo zaključiti da je tržište kapitala u periodu kontrakcije bilo neefikasno, jer u slučaju oba indeksa Beogradske berze nije potvrđen slab oblik hipoteze efikasnosti tržišta.

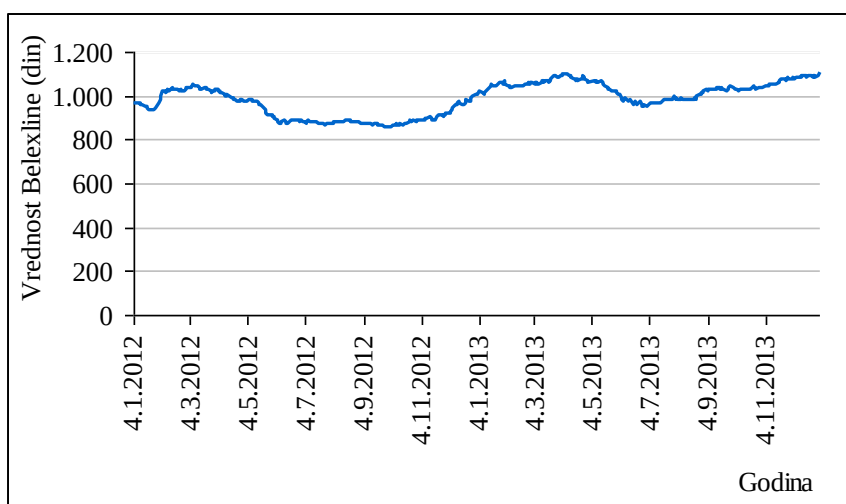
4.6.3. Testiranje hipoteze efikasnosti tržišta u periodu od 2012. do 2013. godine (Post-krizni period, period stagnacije)

U periodu stagnacije prosečne realizovane vrednosti prinosa iznose oko 0 %, pozitivni koeficijenti asimetrije pokazuju veće apsolutne vrednosti u odnosu na period kontrakcije i manje apsolutne vrednosti u odnosu na period ekspanzije, dok koeficijent spljoštenosti pokazuje vrednosti najbliže teorijskim vrednostima normalne distribucije od 3,0 i svedoče o najmanjoj verovatnoći pojavljivanja ekstremno pozitivnih/negativnih prinosa u poređenju sa svim drugim periodima.

²⁹² Izvor: Ibid.



Slika 4.30. Kretanje vrednosti indeksa Belex15 od 04.01.2012. do 31.12.2013. godine (period stagnacije)²⁹³



Slika 4.31. Kretanje vrednosti indeksa Belexline od 04.01.2012. do 31.12.2013. godine (period stagnacije)²⁹⁴

	Belex15	Belexline
Uzorak (broj opservacija)	503	503
Prosečna vrednost prinosa	0,0222 %	0,0244%
Medijana	0,0018 %	0,0035%
Maksimalna vrednost prinosa	3,7389%	2,4180 %
Minimalna vrednost prinosa	-2,5402 %	-1,8832%
Standardna devijacija prinosa	0,7575%	0,5716 %
Koeficijent asimetrije (α_3 , Skewness)	0,5779	0,3615
Koeficijent spljoštenosti (α_4 , Kurtosis)	5,4380	4,1725
Jarque-Bera (verovatnoća)	152,57	39,77
	0,000000	0,000000

Tabela 4.11. Deskriptivna statistika logaritamskih prinosa Belex15 i Belexline od 04.01.2012. do 31.12.2013. godine (period stagnacije)²⁹⁵

²⁹³ Izvor: Obrada autora na osnovu podataka dobijenih sa Beogradske berze.

²⁹⁴ Izvor: Ibid.

²⁹⁵ Izvor: Izračun autora.

Iako su prema višim centralnim momentima empirijske distribucije prinosa u periodu stagnacije u najvećoj meri približne teorijskim normalnom rasporedu, izračunate vrednosti JB statistike odbacile su nulta hipotezu o aproksimaciji empirijskih distribucija normalnom rasporedu.

4.6.3.a Analiza Belex15: od 04.01.2012. do 31.12.2013, apsolutna vrednost DF statistike (-0,579751) je manja od apsolutnih kritičnih vrednosti za nivoe značajnosti 1 % (-3,443149), 5 % (-2,867078) i 10 % (-2,569781), te se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena prihvata (Prilog 1.i).

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob			
1	0.073	0.073	2.7063	0.100	1	-0.007	-0.007	0.0277	0.868	1	0.007	0.007	0.0277	0.868
2	0.111	0.106	8.9250	0.012	2	0.098	0.097	4.8317	0.089	2	0.098	0.097	4.8317	0.089
3	0.110	0.097	15.058	0.002	3	0.092	0.094	9.1090	0.028	3	0.092	0.094	9.1090	0.028
4	0.141	0.120	25.158	0.000	4	0.131	0.126	17.767	0.000	4	0.131	0.126	17.767	0.000
5	0.036	0.001	25.812	0.000	5	0.022	0.010	18.020	0.003	5	0.022	0.010	18.020	0.003
6	0.036	-0.001	26.483	0.000	6	0.025	-0.006	18.343	0.005	6	0.025	-0.006	18.343	0.005
7	0.103	0.076	31.939	0.000	7	0.089	0.065	22.398	0.002	7	0.089	0.065	22.398	0.002
8	0.157	0.132	44.504	0.000	8	0.145	0.133	33.128	0.000	8	0.145	0.133	33.128	0.000
9	0.066	0.033	46.713	0.000	9	0.050	0.043	34.430	0.000	9	0.050	0.043	34.430	0.000
10	0.046	-0.002	47.813	0.000	10	0.035	-0.002	35.051	0.000	10	0.035	-0.002	35.051	0.000
11	0.082	0.027	51.241	0.000	11	0.076	0.028	38.021	0.000	11	0.076	0.028	38.021	0.000
12	0.030	-0.021	51.693	0.000	12	0.019	-0.021	38.213	0.000	12	0.019	-0.021	38.213	0.000
13	0.050	0.025	52.973	0.000	13	0.039	0.016	38.992	0.000	13	0.039	0.016	38.992	0.000
14	0.106	0.087	58.851	0.000	14	0.099	0.087	44.032	0.000	14	0.099	0.087	44.032	0.000
15	0.064	0.019	60.961	0.000	15	0.053	0.026	45.497	0.000	15	0.053	0.026	45.497	0.000
16	0.044	-0.007	61.991	0.000	16	0.042	0.001	46.417	0.000	16	0.042	0.001	46.417	0.000
17	-0.038	-0.090	62.743	0.000	17	-0.043	-0.087	47.365	0.000	17	-0.043	-0.087	47.365	0.000
18	0.015	-0.027	62.866	0.000	18	0.011	-0.040	47.424	0.000	18	0.011	-0.040	47.424	0.000
19	0.094	0.087	67.456	0.000	19	0.088	0.079	51.448	0.000	19	0.088	0.079	51.448	0.000
20	0.074	0.078	70.315	0.000	20	0.062	0.080	53.442	0.000	20	0.062	0.080	53.442	0.000
21	0.074	0.053	73.211	0.000	21	0.062	0.056	55.456	0.000	21	0.062	0.056	55.456	0.000
22	0.105	0.044	79.048	0.000	22	0.089	0.041	59.619	0.000	22	0.089	0.041	59.619	0.000
23	0.154	0.094	91.551	0.000	23	0.149	0.102	71.317	0.000	23	0.149	0.102	71.317	0.000
24	-0.031	-0.085	92.074	0.000	24	-0.041	-0.072	72.203	0.000	24	-0.041	-0.072	72.203	0.000
25	-0.040	-0.080	92.936	0.000	25	-0.039	-0.084	73.029	0.000	25	-0.039	-0.084	73.029	0.000
26	0.007	-0.021	92.964	0.000	26	0.005	-0.029	73.042	0.000	26	0.005	-0.029	73.042	0.000
27	0.050	0.018	94.310	0.000	27	0.049	0.016	74.325	0.000	27	0.049	0.016	74.325	0.000
28	0.015	0.009	94.437	0.000	28	0.006	0.006	74.341	0.000	28	0.006	0.006	74.341	0.000
29	0.071	0.048	97.102	0.000	29	0.065	0.047	76.614	0.000	29	0.065	0.047	76.614	0.000
30	0.056	0.000	98.769	0.000	30	0.050	0.006	77.936	0.000	30	0.050	0.006	77.936	0.000
31	0.010	-0.038	98.824	0.000	31	0.006	-0.037	77.954	0.000	31	0.006	-0.037	77.954	0.000
32	-0.003	-0.010	98.827	0.000	32	-0.001	-0.008	77.955	0.000	32	-0.001	-0.008	77.955	0.000
33	-0.038	-0.056	99.596	0.000	33	-0.039	-0.055	78.770	0.000	33	-0.039	-0.055	78.770	0.000
34	0.001	-0.025	99.597	0.000	34	-0.003	-0.036	78.775	0.000	34	-0.003	-0.036	78.775	0.000
35	0.080	0.089	103.03	0.000	35	0.081	0.088	82.350	0.000	35	0.081	0.088	82.350	0.000
36	-0.015	-0.027	103.15	0.000	36	-0.025	-0.021	82.687	0.000	36	-0.025	-0.021	82.687	0.000

Slika 4.32. Korelogram autokorelacije, parcijalne autokorelacije i vrednost Q statistike za: a) rezidualne serije podataka i b) rezidualne diferencirane serije podataka na prvom nivou za BELEX15 od 04.01.2012. do 31.12.2013. godine²⁹⁶

Apsolutna vrednost DF testa na diferenciranim podacima prvog reda Belex15 (-20,74516) je veća od apsolutnih kritičnih vrednosti za nivoe značajnosti od 1 % (-3,443175), 5 % (-2,867089) i 10 % (-2,569787), te je nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena netačna, i prihvata se alternativna hipoteza o stacionarnosti prve difference (Prilog 1.j). Testiranjem reziduala podataka Belex15 uočavaju se statistički značajni koeficijenti serijske korelacije od četvrtog laga, što ukazuje na to da se rezultat Dickey-Fuller-ovog testa o postojanju jediničnog korena za dnevne vrednosti Belex15 indeksa ne može prihvatiti kao tačan. Statistička svojstva ispitane vremenske serije Belex15 pokazuju stacionarnost, odnosno predvidivo kretanje tokom perioda stagnacije. Ispitivanjem reziduala diferenciranih podataka Belex15 se uočavaju značajni koeficijenti autokorelacije od osmog lag-a.

²⁹⁶ Izvor: Ibid.

4.6.3.b. Analiza Belexline: apsolutna vrednost DF statistike (-0,062917) manja je od apsolutnih kritičnih vrednosti za nivoe značajnosti od 1 % (-3,443149), 5 % (-2,867078) i 10 % (-2,569781), te se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena prihvata za Belexline (Prilog 1.k). Apsolutna vrednost DF testa na diferenciranim podacima prvog reda Belexline (-20, 37547) je veća od apsolutnih kritičnih vrednosti za nivoe značajnosti od 1 % (-3,443175), 5 % (-2,867089) i 10 % (-2,569787), tako da je nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena netačna, i prihvata se alternativna hipoteza o stacionarnosti prve diference vremenske serije (Prilog 1.l).

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob		
		1	0.085	0.085	3.6392	0.056			1	-0.008	-0.008	0.0289	0.865
		2	0.095	0.088	8.1892	0.017			2	0.080	0.080	3.2292	0.199
		3	0.109	0.096	14.250	0.003			3	0.092	0.094	7.4978	0.058
		4	0.123	0.103	21.988	0.000			4	0.111	0.109	13.770	0.008
		5	0.050	0.018	23.253	0.000			5	0.039	0.029	14.532	0.013
		6	0.017	-0.015	23.408	0.001			6	0.002	-0.022	14.533	0.024
		7	0.127	0.103	31.663	0.000			7	0.116	0.093	21.394	0.003
		8	0.130	0.102	40.275	0.000			8	0.113	0.105	27.926	0.000
		9	0.084	0.051	43.918	0.000			9	0.070	0.059	30.426	0.000
		10	0.054	0.011	45.414	0.000			10	0.042	0.015	31.343	0.001
		11	0.054	-0.002	46.889	0.000			11	0.051	0.005	32.674	0.001
		12	-0.018	-0.067	47.047	0.000			12	-0.026	-0.068	33.010	0.001
		13	0.038	0.019	47.806	0.000			13	0.033	0.007	33.580	0.001
		14	0.077	0.062	50.874	0.000			14	0.071	0.063	36.223	0.001
		15	0.043	0.013	51.815	0.000			15	0.031	0.015	36.709	0.001
		16	0.068	0.037	54.239	0.000			16	0.069	0.046	39.169	0.001
		17	-0.037	-0.085	54.962	0.000			17	-0.047	-0.082	40.331	0.001
		18	0.040	0.003	55.785	0.000			18	0.036	-0.011	41.009	0.002
		19	0.088	0.087	59.814	0.000			19	0.080	0.081	44.372	0.001
		20	0.062	0.062	61.837	0.000			20	0.049	0.064	45.630	0.001
		21	0.071	0.054	64.495	0.000			21	0.058	0.054	47.377	0.001
		22	0.105	0.062	70.280	0.000			22	0.090	0.062	51.635	0.000
		23	0.120	0.057	77.824	0.000			23	0.116	0.071	58.772	0.000
		24	-0.047	-0.105	79.013	0.000			24	-0.054	-0.092	60.305	0.000
		25	-0.061	-0.096	80.986	0.000			25	-0.059	-0.103	62.156	0.000
		26	0.024	0.005	81.293	0.000			26	0.024	-0.008	62.473	0.000
		27	0.055	0.041	82.903	0.000			27	0.051	0.038	63.864	0.000
		28	0.025	0.024	83.239	0.000			28	0.014	0.024	63.968	0.000
		29	0.075	0.040	86.251	0.000			29	0.068	0.042	66.423	0.000
		30	0.068	-0.001	88.737	0.000			30	0.065	0.009	68.664	0.000
		31	-0.016	-0.057	88.874	0.000			31	-0.023	-0.058	68.960	0.000
		32	0.019	0.019	89.069	0.000			32	0.024	0.017	69.281	0.000
		33	-0.041	-0.033	89.984	0.000			33	-0.043	-0.031	70.262	0.000
		34	-0.008	-0.009	90.020	0.000			34	-0.011	-0.020	70.328	0.000
		35	0.074	0.089	93.008	0.000			35	0.077	0.091	73.503	0.000
		36	-0.007	-0.044	93.032	0.000			36	-0.019	-0.038	73.693	0.000

Slika 4.33. Korelogram autokorelacije, parcijalne autokorelacije i vrednost Q statistike za: a) rezidualne serije podataka i b) rezidualne diferencirane serije podataka na prvom nivou za BELEXline od 04.01.2012. do 31.12.2013. godine

Autokorelaciona funkcije reziduala pokazuje postojanje statistički značajnih koeficijenata autokorelacije. Drugim rečima, vremenska serija Belexline je stacionarna, ne prati slučajan hod i time se odbacuje hipoteza o slabom obliku efikasnog tržišta. Rezultati analize indeksa Belex15 i Belexline pokazuju da tržište kapitala Republike Srbije i u periodu stagnacije nije bilo neefikasno, odnosno nije ispunilo uslov hipoteze slučajnog hoda.

Sprovedeno istraživanje pokazuje da je stepen efikasnosti tržišta nezavisan od preovlađujućeg tržišnog trenda. Uzroci zbog kojih je u analiziranim periodima odbačena hipoteza o postojanju slabe forme efikasnosti domaćeg tržišta su različitog porekla. Iako je period 2006-2007. godine okarakterisan visokim stopama prinosa i statistički značajnim pozitivnim koeficijentima asimetrije prinosa, velikim brojem učesnika i konkurencijom na tržištu, cene se nisu trenutno prilagođavale aktuelnim informacijama, te tržišna vrednost akcija u periodu ekspanzije nije bila jedino merodavna. Pored toga, prisustvo leptokurtosisa analiziranih distribucija prinosa ukazuje na postojanje autlejera i ekstremnih vrednosti koje su uzrokovalе teške repove u empirijskoj raspodeli prinosa, a koji su najvažnija sfera interesovanja menadžere rizika.

Leptokurtosis upućuje na veću verovatnoću nastupanja događaja koji su udaljeni od sredine distribucije (ekstremni događaji, bilo pozitivni ili negativni) a koji se nalaze u repovima distribucije analizirane vremenske serije prinosa. Neefikasnost u navedenom periodu bila je posledica činjenice da tržište kapitala nije funkcionisalo kao mesto prikupljanja kapitala, već preuzimanja kompanija. Na strani ponude dominirali su individualni vlasnici, koji su akcije stekli besplatnom podelom u procesu masovne privatizacije, dok je na strani tražnje dominirao korporativni sektor, što je dovelo do značajne koncentracije vlasništva i kasnijeg nestajanja finansijskog materijala sa tržišta. U ovom periodu, na domaćem tržištu kapitala, većina dostupnih informacija nije bila pouzdana, a racionalno ponašanje investitora otežavala je i netransparentnost domaćeg tržišta, na kojem nisu uspostavljena stroga pravila izveštavanja javnosti. Niski zahtevi za otkrivanje poslovanja i izražena informaciona asimetrija onemogućavali su validnu procenu pouzdanosti informacije i olakšavali manipulacije svesnim plasiranjem glasina. Na domaćem tržištu se akcijama većih kompanija u većoj meri trgovalo, tako da su se novopristigle informacije najpre odražavale na cene akcija velikih kompanija, a kasnije na akcije malih izdavalaca. Pomenuta vremenska razlika dovela je do pozitivnog kretanja cena akcija, serijalnosti prinosa, kada trenutne opservacije predstavljaju deo serije promena cene/prinosa koje nisu slučajne varijable.

I u periodu kontrakcije Belex15 i Belexline nisu potvrdili hipotezu efikasnog tržišta. Iako je u ovom periodu veliki broj učesnika nastojao da izađe iz svojih dugih pozicija, što je rezultiralo padom cena i prosečnim negativnim prinosom, jedino je indeks Belexline i to samo na diferenciranim podacima potvrdio efikasnost tržišta u ovom periodu. Razlog zbog kog indeks Belex15 nije potvrdio efikasnost možemo protumačiti kao prokletstvo najlikvidnijih kompanija kod kojih, čak i suprotno fundamentalnim pokazateljima, negativni šok ima veći uticaj na volatilnost nego pozitivan šok istog intenziteta, te su investitori najpre zatvarali pozicije u akcijama blue chip kompanija. Ovakvo neracionalno ponašanje investitora u uslovima panike uticalo je informacionu neefikasnost tržišta preko indeksa najlikvidnijih akcija Belex15, dok se takva tendencija u manjoj meri odrazila na indeks Belexline.

Tokom perioda označenog kao postkrizni period od početka 2012. do kraja 2013. godine realizovane su nulte stope prinosa. U posmatranom periodu zadržana je veća verovatnoća ostvarivanja pozitivnih u odnosu na negativne prinose jer su koeficijenti asimetrije zadržali pozitivan predznak, ali su bili niži u odnosu na period ekspanzije. Vrednost četvrtog momenta oko sredine distribucije, odnosno leptokurtosis empirijske distribucije prinosa je smanjen za oba indeksa u odnosu na period ekspanzije i period kontrakcije, i ukazuje na manji broj autlejera i ekstremnih vrednosti koji repove empirijske raspodele prinosa u posmatranom periodu čini tanjim u odnosu na period ekspanzije i kontrakcije.

Usled rastuće integracije tržišta kapitala investitori usmeravaju slobodna novčana sredstva na tržišta na kojima očekuju veće prinose na ulaganja. Iz perspektive likvidnosti, manje likvidno tržište omogućuje veće stope prinosa zbog veće cenovne volatilnosti, ali podrazumeva i veći rizik. Investitori se na domaćem tržištu kapitala ne mogu pouzdati da će u svakom trenutku moći obaviti transakciju, posebno veliku, bez znatnije promene cene. Uprkos povećanoj transparentnosti tržišta i primenom strožih zahteva za obelodanjivanjem informacija definisanih novim Zakonom o tržištu kapitala, nelikvidnost tržišta sprečava veći dotok kapitala i čini prepreku daljeg razvoja domaćeg finansijskog tržišta, što potvrđuje pretpostavku da je likvidnost osnovni preduslov razvoja svakog tržišta kapitala.

Na osnovu prezentovanih rezultata empirijskog istraživanja može se zaključiti da je tržište kapitala Republike Srbije neefikasno, jer je odbačen slab oblik hipoteze efikasnosti tržišta analizom tržišnih indeksa Belex15 i Belexline u analiziranim sukcesivnim vremenskim periodima. Izostanak slabog oblika efikasnosti dovodi u pitanje alokativnu ulogu tržišta kapitala koja je pre svega omogućena ispravno utvrđenim tržišnim cenama. Stoga se neefikasnost tržišta nameće kao jak argument za nadzorne i regulatorne institucije da implementiraju regulatorne promene kako bi unapredili ukupne uslove na tržištu, i podstakli štednju i investicije. Vidimo da se neefikasnost tržišta nametnula kao argument implementacije regulatornih reformi kako bi se poboljšali opšti uslovi na domaćem tržištu. U tom smislu ostvareni su pozitivni pomaci, usvajanjem nove zakonske regulative usaglašene sa direktivama EU, kao i IOSCO²⁹⁷ principima, na čije poštovanje smo se obavezali pristupanjem u punopravno članstvo ove međunarodne organizacije, koji ne samo deklarativno, već i u suštinskom smislu doprinosi boljoj zaštiti investitora, obezbeđuje uslove za funkcionisanje pravednog, efikasnog i transparentnog tržišta kapitala, kao i smanjenje sistemskog rizika na tržištu. Uprkos navedenim pozitivnim pomacima, prepreka daljnjem razvoju domaćeg tržišta kapitala je visoka nelikvidnost tržišta. Ova nelikvidnost se uočava već samim uvidom u statistiku trgovanja na Beogradskoj berzi, a ogleda se u nedostatku stabilnih i visokih dnevnih prometa, visokoj volatilnosti cena akcija (velike dnevne oscilacije cena, engl. Spread), postojanju brojnih izrazito nelikvidnih akcija i činjenice da usled malih obima transakcija investitori mogu izazvati cenovnu distorziju svakom većom transakcijom. Nasuprot tome, efikasna razvijena tržišta kapitala su visoko likvidna tržišta na kojima se transakcije velikih obima izvršavaju uz neznatan uticaj na cenu hartije od vrednosti koja je predmet trgovanja, a likvidnost domaćeg tržišta bi investorima pružila sigurnost i smanjila rizik da investitori neće moći da zatvore svoje pozicije bez velikoga gubitka vrednosti uložene finansijske imovine.

Izostanak slabog oblika efikasnosti dovodi u pitanje alokativnu ulogu tržišta kapitala koja je pre svega omogućena ispravno utvrđenim tržišnim cenama. Stoga se neefikasnost tržišta nameće kao jaki argument za nadzorne i regulatorne institucije da implementiraju regulatorne promene kako bi unapredili ukupne uslove na tržištu, i podstakli štednju i investicije.

U posmatranom periodu, koji je obuhvatio period ekspanzije domaćeg tržišta kapitala, period finansijske krize i period stagnacije, odbačena je slaba forma hipoteze efikasnog tržišta. Potvrđene su stilizovane činjenice o karakteristikama finansijskih vremenskih serija: odbačena je pretpostavka o normalnom rasporedu, potvrđena je pretpostavka o prisustvu asimetrije i prisustvu leptokurtozisa. Pored toga, potvrđena je pretpostavka o postojanju vremenski promenljive volatilnosti, odnosno heteroskedastičnosti. Korišćenje GARCH modela se stoga potvrđuje kao nezaobilazna aparatura prilikom modeliranja rizika na domaćem tržištu kapitala. Prilikom modeliranja volatilnosti potrebno je uzeti u obzir i asimetričnost, zbog većih šokova koje stvaraju negativni prinosi.

Navedeni empirijski rezultati potvrdili su posebnu **hipotezu 1: Neefikasnost (odbačen slab oblik hipoteze efikasnosti tržišta) i visoka nelikvidnost domaćeg tržišta akcija, specifičnosti empirijske raspodele prinosa, i povećana volatilnost akcija domaćih kompanija, utiču na efikasnost standardnog Markowitz-evog modela optimizacije portfolia.**

²⁹⁷ International Organization of Securities Commissions – IOSCO, Međunarodna organizacija komisija za hartije od vrednosti je institucija koja postepeno razvija i funkciju nadnacionalnog regulatora

5. IMPLIKACIJE KARAKTERISTIKA PRINOSA I RIZIKA AKCIJA DOMAĆIH PREDUZEĆA NA KREIRANJE OPTIMALNE PORTFOLIO STRUKTURE EMPIRIJSKA ANALIZA

Empirijska analiza domaćeg tržišta kapitala izvršena je korišćenjem istorijskih podataka o kretanju cena akcija tokom 2013. godine, pri čemu su korišćene dnevne cene na zatvaranju.²⁹⁸ Kao što je to uobičajeno u teoriji, u analizi su korišćene relativne promene cena akcija, odnosno prinosi. U tu svrhu primenjeni su logaritamski prinosi koji su definisani na osnovu prirodnog logaritma odnosa cena, prikazanih izrazom 2.9. Na taj način je dobijena vremenska serija od ukupno 250 dnevnih prinosa nad kojima se sprovedla kvantitativna analiza. Logaritamski prinosi su izračunati korišćenjem komponente kapitalne dobiti. Budući da originalni modeli ne uključuju dividende, niti se tržišni indeksi Beogradske berze prilagođavaju za isplaćene dividende, isključivanje komponente tekućeg prinosa neće bitno uticati na rezultate istraživanja. Dobijena vremenska serija se u istraživanju tretira kao uzorak usled pretpostavke o permanentnosti, tj. vremenski neograničenom kontinuitetu poslovanja akcionarskog društava. Time i akcije koje predstavljaju učešće u kapitalu akcionarskog društva, predstavljaju permanentne hartije od vrednosti. Prema tome, osnovni skup (zaključne cene akcija) je beskonačan, te su i prikupljeni podaci (data vremenska serija) uzorak iz takvog osnovnog skupa.

5.1. Analiza likvidnosti i primarna selekcija akcija

Prilikom izbora akcija koje ulaze u sastav portfolia prvenstveno je korišćen kriterijum likvidnosti, a potom i kriterijum sektorske diversifikovanosti i korelisanosti prinosa. Istraživanje je sprovedeno u periodu od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine (251 podatak o dnevnim cenama, i 250 podataka o prinosima), koji je tretiran kao estimacioni period. Kriterijum likvidnosti posmatran sa aspekta investitora u hartije od vrednosti se postavlja kao primarni prilikom donošenja investicionih odluka (obim trgovanja i broj dana u kojima je broj transakcija različit od nule), jer rizik nelikvidnosti predstavlja neizvesnost nastalu na sekundarnom tržištu kapitala. Budući da se nelikvidnost domaćeg tržišta kapitala ogleda u velikim dnevnim oscilacijama cena akcija i niskom nivou dnevnog prometa, prilikom selekcije 20 akcija sa Open marketa sa najmanjom nelikvidnošću korišćena je Amihudova mera nelikvidnosti (ILLIQ).²⁹⁹ Izračunavanjem prosečne vrednosti nelikvidnosti akcije, koja obuhvata i broj dana trgovanja akcijom u posmatranom periodu (broj dana sa cenovnim signalom, odnosno broj dana u kojima je obim trgovanja različit od nule), Amihudova mera nelikvidnosti predstavlja odnos procentualne promene cene u apsolutnom iznosu i prometa trgovanja, i u radu je korišćena usled višedimenzionalnog obuhvata likvidnosti.³⁰⁰

²⁹⁸ Odlukom Beogradske berze o načinu utvrđivanja cene na zatvaranju, 01/1 br. 3052/08, od 07.10.2008, cena na zatvaranju se utvrđuje u visini prosečne ponderisane cene svih trgovanih jedinica svake hartije od vrednosti tokom celokupnog trajanja faze kontinuiranog trgovanja.

²⁹⁹ Izvor: Amihud, Y. (2002): Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects, *Journal of Financial Markets*, No. 5 (1), 31-56.

³⁰⁰ Likvidnost može da se posmatra kao sposobnost imovine da se u relativno kratkom roku pretvori u drugi oblik imovine bez gubitka vrednosti odnosno bez promene cene. Tržište se smatra likvidnim ukoliko ekonomski transaktori mogu brzo obaviti velike transakcije bez većeg uticaja na cenu.

Da bi se tržište smatralo likvidnim promena cene (engl. Spread) bi trebalo da bude što manja, a vrednost prometa (izračunata kao proizvod obima trgovanja i cene) što je moguće veća. Uticaj prometa na cenu je presuda, budući da je likvidnost veća što je uticaj prometa na cenu manji. Prilikom izračunavanja vrednosti ILLIQ pokazatelja za i-tu akciju na dan – d, korišćen je sledeći obrazac:

$$ILLIQ_{idt} = \frac{|r_{id}|}{Tn_{id}} \times 10^5 \quad (5.1)$$

pri čemu je: r_{id} – prinos na i-tu akciju dana d, Tn_{id} – promet trgovanja istog dana za i-tu akciju. Amihudova mera pokazuje koliko 1 dinar vrednosti prometa utiče na procentualnu promenu cene akcije zabeleženu tog dana. U obrascu se koristi 10^5 kako bi se rezultati interpretirali kao promena cene na 100.000 dinara prometa. Prosečna vrednost nelikvidnosti svake akcije u posmatranom periodu izračunata je korišćenjem obrasca 5.2, pri čemu je: D_i – broj dana trgovanja i-tom akcijom u posmatranom periodu.

$$AMILLIQ_{idt} = \frac{\sum ILLIQ_{idt}}{D_i} \quad (5.2)$$

U okviru listinga regulisanog tržišta, na dan 31.12.2012. godine, na Prime listingu se nalazilo pet akcija, a na Standard listingu svega tri akcije. Open market je na kraju 2012. godine brojao 133 akcije, a na kraju 2013. godine na Open market-u se nalazilo svega 85 akcija, što predstavlja smanjenje od 48 akcija u odnosu na 2012. godinu. Analiza akcija sa Open marketa izvršena je za akcije koje su tokom 2012. godine zabeležile više od 100 dana sa cenovnim signalom (preko 40 % opservacija vremenske serije prinosa) i koje su zabeležile minimalno dve transakcije. Takvih akcija je na dan 31.12.2012. godine bilo 60. U Prilogu 2. date su Amihudove mere i broj dana trgovanja za svih 60 akcija sa Open marketa. Iz skupa od 60 akcija sa Open marketa odabrano je 10 najlikvidnijih. Nazivi emitenata i klasifikacija sektora dati su u Prilogu 3.

Prime listing			
Simbol	Amihudova mera	Broj dana trgovanja	Šifra sektora
AERO	0,4029	250	H-5223
ENHL	2,2748	243	K-6420
NIIS	0,0121	250	B-0610
SJPT	5,6472	207	C-1041
TIGR	43,0501 ³⁰¹	159	K-6420

³⁰¹ Dana 11.09.2013. godine vrednost dnevne Amihudove nelikvidnosti akcije TIGR je bila najviša jer su izvršene dve transakcija po ceni od 169 dinara (rast od 4,97 % u odnosu na 161 dinar koliko je iznosila cena 10.09.2014. godine). Promet 11.09.2013. godine je iznosio 338 dinara, te je Amihudova nelikvidnost dostigla maksimalnu vrednost koeficijenta od 1.470,10. Drugi po veličini Amihudov dnevni koeficijent iznosio je 735,29, dana 03.12.2013. godine, kada je cena skočila na 170 dinara, odnosno za 6,25 % u odnosu na cenu od 160 dinara (02.12.2013. godine) uz realizovanih pet transakcija. Ostvarena vrednost prometa iznosila je 850 dinara. Prosečna ukupna Amihudova nelikvidnost je visoka usled relativno visokih dnevnih koeficijenata Amihudove nelikvidnosti i malog broja dana za cenovnim signalom (159 dana).

Standard listing			
Simbol	Amihudova mera	Broj dana trgovanja	Šifra sektora
ALFA	0,9808	153	C-2752
KMBN	5,4729	137	K-6419
MTLC	1,3404	143	K-6420
Open market			
Simbol	Amihudova mera	Broj dana trgovanja	Šifra sektora
AIKB	2,0998	233	K-6419
BIPB	1.124,0360 ³⁰²	118	C-1105
DNOS	99,8940 ³⁰³	108	K-6419
FITO	1,0072	130	C-2020
GMON	1,6163	161	C-2511
IMLK	0,8934	189	C-1051
JESV	2,6879	123	F-4399
TGAS	6,2424	121	C-2011
DINNPB	16,1429 ³⁰⁴	124	C-1200
VZAS	24,0992 ³⁰⁵	114	C-1091

Tabela 5.1. Prosečni Amihudovi pokazatelji nelikvidnosti, broj dana trgovanja od 250 dana obuhvaćenih istraživanjem i sektorska pripadnost emitenta³⁰⁶

Na osnovu podataka iz tabele 5.1, kolone šifra sektora, uočavamo slabu sektorsku diversifikaciju. U okviru Prime listinga nalazi se: jedna akcija sektora H – Saobraćaj i skladištenje, dve akcije sektora K – Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja, jedna akcija sektora B – Rudarstvo i jedna akcija sektora C – Prerađivačka industrija. Standard listing se sastoji iz: jedne akcije sektora C i dve akcije sektora K. Na Open marketu najveći broj dana sa cenovnim signalom je ostvarilo: sedam akcija sektora C, dve akcije sektora K i jedna akcija sektora F – Građevinarstvo.

³⁰² Visok nivo Amihudove nelikvidnosti BIPB posledica je izrazito visokog cenovnog spreda (u rasponu od minimalnih 30 dinara do 100 dinara) uz ekstremno mali obim dnevnih transakcija i mali broj dana sa zabeleženim cenovnim signalom (118 dana). Rast cene sa 36 dinara 18.09.2013. godine, na 42 din uz samo jednu realizovanu transakciju 19.08.2013. je povećalo procentualni prinos za 16,67 % u odnosu na 18.09.2013. godine (vrednost prometa 19.08.2013. godine iznosila je 42 dinara), dok je dnevna Amihudova mera nelikvidnosti iznosila maksimalnih 39.682,54. Prosečna ukupna Amihudova nelikvidnost je veća što je broj dana sa cenovnim signalom manja.

³⁰³ Dana 07.08.2013, izvršena je jedna transakcija po ceni od 880 dinara (smanjenje od 20 % u odnosu na 1.100 dinara koliko je iznosila cena 06.08.2014. godine). Vrednost prometa iznosila je 880 dinara, a maksimalna dnevna Amihudova nelikvidnost 2.272,72. Prosečna ukupna Amihudova nelikvidnost DNOS je visoka usled visokih dnevnih koeficijenata Amihudove nelikvidnosti i izrazito malog broja dana sa cenovnim signalom (samo 108 dana).

³⁰⁴ Budući da je broj dana sa cenovnim signalom akcije DINNPB 124 dana, zaključujemo da je prosečna ukupna Amihudova nelikvidnost relativno visoka pretežno usled visokih dnevnih koeficijenata Amihudove nelikvidnosti. Najveća vrednost dnevne Amihudove nelikvidnosti ostvarena je 27.06.2013. godine, kada je cena porasla sa 795 dinara (26.06.2013) na 880 dinara (27.06.2013), odnosno za 10,69 % uz samo 4 realizovane transakcije. Količnik apsolutnog dnevnog prinosa (10,69 %) i vrednosti ostvarenog prometa (3.520 dinara), odnosno Amihudov dnevni ILLIQ dana 27.06.2013. godine je iznosio 303,74.

³⁰⁵ Najveća dnevna vrednost Amihudove mere akcije VZAS ostvarena je 26.06.2013. godine kada je samo jedna transakcija smanjila cenu sa 360 dinara (25.06.2013) na 347 dinara (26.06.2013. godine) odnosno za 3,61 %. Količnik apsolutne promene cene (3,61 %) i ukupnog prometa (347 dinara), odnosno Amihudov dnevni ILLIQ dana 26.06.2013. godine je iznosio 1.040,67. Prosečna ukupna Amihudova nelikvidnost je relativno visoka usled visoke dnevne nelikvidnosti (visoke apsolutne promene cene uz nisku vrednost prometa ostvarenu kroz mali obim transakcija) i nešto manjeg broja dana sa cenovnim signalom (svega 114 dana).

³⁰⁶ Izvor: Izračun autora.

U strukturi regulisanog tržišta dominiraju akcije prerađivačke industrije i akcije kompanija iz sektora finansijske delatnosti i delatnosti osiguranja. Iz osnovnog skupa 18 akcija (tabela 5.1), eliminisane su akcije sa prosečnom Amihudovom merom većom od 6: TIGR, BIPB, DNOS, DINNPB i VZAS te je dalja analiza sprovedena na dvanaest akcija prikazanih u tabeli 5.2. Koeficijenti korelacije akcija obuhvaćenih analizom prikazani su u tabeli 5.3.

Prime listing			
Simbol	Amihudova mera	Broj dana trgovanja	Šifra sektora
AERO	0,4029	250	H-5223
ENHL	2,2748	243	K-6420
NIIS	0,0121	250	B-0610
SJPT	5,6472	207	C-1041
Standard listing			
ALFA	0,9808	153	C-2752
KMBN	5,4729	137	K-6419
MTLC	1,3404	143	K-6420
Open market			
Simbol	Amihudova mera	Broj dana trgovanja	Šifra sektora
AIKB	2,0998	233	K-6419
FITO	1,0072	130	C-2020
GMON	1,6163	161	C-2511
IMLK	0,8934	189	C-1051
JESV	2,6879	123	F-4399

Tabela 5.2. Najlikvidnije akcije prema kriterijumu Amihudove prosečne dnevne likvidnosti u 2013. godini³⁰⁷

	AERO	ENHL	NIIS	SJPT	ALFA	KMBN	MTLC	AIKB	FITO	GMON	IMLK	JESV
AERO	1,0000											
ENHL	0,1806	1,0000										
NIIS	0,1595	0,0238	1,0000									
SJPT	0,0871	0,0812	0,0076	1,0000								
ALFA	-0,1464	0,0284	-0,0214	-0,0327	1,0000							
KMBN	-0,0603	0,0006	0,0974	0,0326	-0,0077	1,0000						
MTLC	0,0069	-0,0116	0,1025	-0,0381	-0,0018	0,0798	1,0000					
AIKB	0,1268	0,0556	0,1641	-0,0184	-0,0391	0,0604	0,1043	1,0000				
FITO	0,1260	0,0452	0,1208	0,0868	0,0251	0,0702	0,0642	0,1619	1,0000			
GMON	0,0634	-0,0548	0,0406	-0,0751	-0,0352	-0,0728	0,0850	0,0055	-0,0502	1,0000		
IMLK	-0,0788	0,0666	-0,0969	0,0751	0,1531	-0,0078	0,0219	-0,0589	0,0040	0,1520	1,0000	
JESV	0,0132	0,0443	-0,0259	-0,0211	-0,0397	-0,0445	-0,0439	-0,0555	0,0746	0,0483	0,0355	1,0000

Tabela 5.3. Koeficijenti korelacije 12 najlikvidnijih akcija³⁰⁸

U portfolio strukturu ulaze: 4 akcije sa Prime listinga (AERO, ENHL, NIIS, SJPT) i 3 akcije sa Standard listinga (ALFA, KMBN, MTLC). Preostale 3 akcije sa Open marketa (AIKB, IMLK, JESV) od 5 najlikvidnijih odabrane su korišćenjem kriterijuma sektorske diversifikacije i najnižih vrednosti koeficijenata korelacije:

³⁰⁷ Izvor: Izračun autora.

³⁰⁸ Izvor: Izračun autora.

a) akcija AIKB, ne samo usled većeg broja dana trgovanja (233 dana trgovanja, što je drastično veći broj u odnosu na ostale akcije ovog segmenta), već i zbog niske korelacije sa drugim akcijama ušla u je strukturu potfolia (negativna korelisanost sa akcijama SJPT, ALFA, IMLK i JESV) kao akcija sektora K.

b) akcija IMLK je odabrana, jer od svih akcija sektora C sa Open marketa (FITO, GMON, IMLK) ima najnižu prosečnu Amihudovu meru nelikvidnosti i najveći broj dana trgovanja i najmanju korelisanost sa ostalim akcijama u poređenju sa akcijama FITO i GMON. Uočena je negativna korelisanost sa akcijama drugih sektora: AERO, NIIS, KMBN, AIKB. Iako pripadaju istom sektoru, kontraintuitivno, akcija FITO negativno je korelisana samo sa akcijom GMON. Akcija GMON ima veći broj negativnih koeficijenata korelacije u odnosu na akciju IMLK: usled 28 dana više bez cenovnih signala i popunjavanja vremenske serije prepisivanjem poslednjeg zabeleženog cenovnog signala negativnu korelisanost sa akcijama ENHL, SJPT, ALFA, KMBN i FITO nismo smatrali relevantnom, posebno što u strukturu portfolia nije ušla akcija FITO, koja je peta akcija, odnosno akcija više sa kojom je akcija GMON negativno korelisana.

c) akcija JESV, koja pripada sektoru F, ušla je u strukturu portfolia radi veće sektorske diversifikacije. Iako ima manji broj dana trgovanja, negativni koeficijenti korelacije nisu potpuno relevantni usled prepisivanja cene na zatvaranju dana sa cenovnim signalom u danima kada nije zabeležena ni jedna transakcija.

Na osnovu navedenog postupka filtriranja, odabrano je deset akcija prikazanih u tabeli 5.4. nad kojima će se izvršiti optimizacija portfolia.

Simbol	Šifra sektora	Tržišni segment
AERO	H-5223	Prime listing
ENHL	K-6420	Prime listing
NIIS	B-0610	Prime listing
SJPT	C-1041	Prime listing
ALFA	C-2752	Standard listing
KMBN	K-6419	Standard listing
MTLC	K-6420	Standard listing
AIKB	K-6419	Open market
IMLK	C-1051	Open market
JESV	F-4399	Open market

Tabela 5.4. Deset akcija koje konstituišu portfolio³⁰⁹

Izrazita nelikvidnost akcija i neefikasnost tržišta onemogućava sprovođenje portfolio optimizacije na celokupnom uzorku, već samo na deset ex-ante odabranih akcija. Predstavljenim algoritmom primarne selekcije akcija odabrane su akcije koje su po svojim karakteristikama privlačne investitorima: akcije sa visokom likvidnošću i visokom tržišnom kapitalizacijom, ali i niskim koeficijentima korelacije u estimacionom periodu. Pored toga, vodilo se računa i o sektorskoj diversifikaciji.

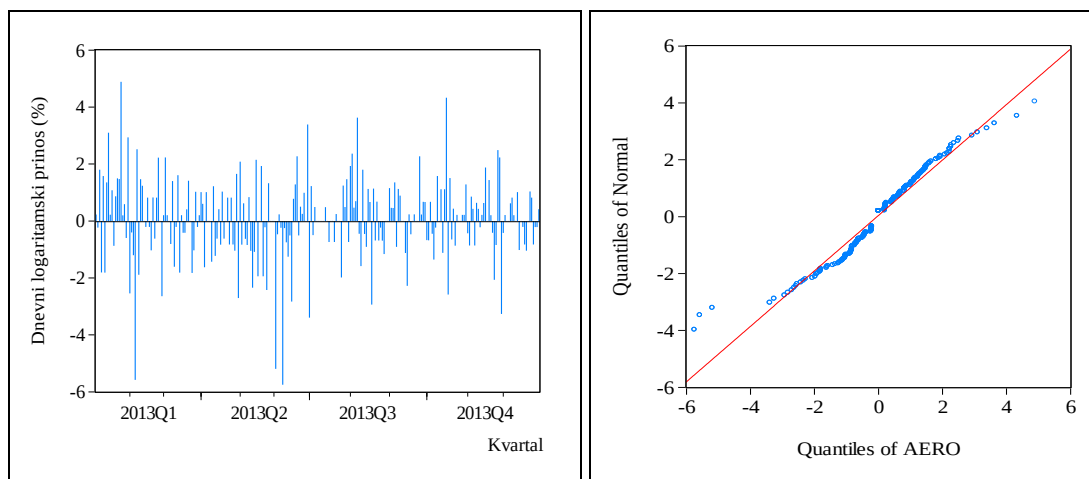
Analizom prosečnog Amihud-ovog pokazatelja nelikvidnosti, broja dana trgovanja i analizom uticaja nelikvidnosti na koeficijente korelacije potvrđena je izvedena **hipoteza 2:** *Na tržištima kapitala u nastajanju izrazita nelikvidnost akcija stvara privid slabe korelisanosti i kreira suboptimalne portfolie. Iz tog razloga, likvidnost akcija se mora postaviti kao osnovni kriterijum primarne selekcije akcija koje čine gradivne elemente portfolia sa novonastajućih tržišta kapitala.*

³⁰⁹ Izvor: Obrada autora.

5.2. Kvantitativna analiza finansijskih vremenskih serija prinosa individualnih akcija

Prilikom izbora akcija koje ulaze u sastav optimalnog portfolia prvenstveno je korišćen kriterijum likvidnosti, a potom i kriterijum sektorske diversifikovanosti i korelisanosti prinosa. Istraživanje je sprovedeno u periodu od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine (250 dnevnih logaritamskih prinosa). U cilju ispitivanja postavljene hipoteze o normalnom rasporedu prinosa analiziranih akcija u periodu istraživanja najpre su grafički prezentovane dnevne vrednosti logaritamskih prinosa svake individualne akcije i pripadajući Gauss-ov Q-Q dijagram koji je izuzetno koristan statistički alat za identifikaciju autlejera i ekstremnih događaja. Potom su za svaku akciju prikazani histogrami frekvencija logaritamskih prinosa. Tabela su predstavljene deskriptivne statistike logaritamskih prinosa svake akcije i izvršene su test statistike normalne raspodele korišćenjem Jarque-Bera testa, Kolmogorov-Smirnov/Lilliefors testa, Shapiro-Wilk W-testa, D'Agostino Skewness testa, D'Agostino Kurtosis testa i D'Agostino Omnibus testa. Rezultati ovih testova i pripadajuće statistike prikazane su tabelarno. Na osnovu rezultata iz navedenih tabela, vidimo da p-vrednosti svakog testa iznose 0 %, što je manje od nivoa značajnosti od 5 % koji je postavljen prilikom testiranja hipoteza. Zaključak je da svi testovi normalnosti distribucije prinosa pokazuju, da praktično ne postoji verovatnoća da su podaci normalno distribuirani. Prikazani Q-Q dijagrami svih analiziranih prinosa dokazuju da empirijske raspodele dnevnih stopa prinosa imaju teže repove u odnosu na one iz normalne raspodele, ali su uočljive i razlike u intenzitetu odstupanja između različitih akcija. Očigledno je da autlejeri i ekstremne vrednosti uzrokuju teške repove u raspodeli, a oni su upravo najvažnija sfera interesovanja za menadžere rizika.

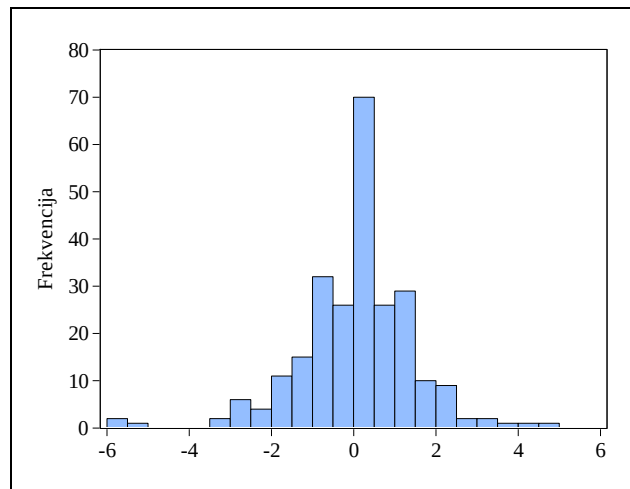
a) Kvantitativna analiza dnevnih logaritamskih prinosa akcije AERO:



Slika 5.1. Dnevne vrednosti logaritamskih prinosa akcije AERO od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine i Gauss-ov Q-Q dijagram³¹⁰

Na osnovu Q-Q dijagrama logaritamskih prinosa akcije AERO uočava se da empirijska raspodela ima teže repove u odnosu na normalnu raspodelu, što potvrđuju i histogrami frekvencija logaritamskih prinosa, dok većina sprovedenih testova odbacuje nultu hipotezu o postojanju normalnog rasporeda.

³¹⁰ Izvor: Obrada autora.



Slika 5.2. Histogram frekvencija logaritamskih prinosa akcije AERO od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³¹¹

	AERO
Uzorak (broj opservacija)	250
Prosečna vrednost prinosa	0,0389 %
Medijana	0,0000 %
Maksimalna vrednost prinosa	4,8889%
Minimalna vrednost prinosa	-5,7432 %
Standardna devijacija prinosa	1,3942%
Koeficijent asimetrije (α_3 , Skewness)	-0,4750
Koeficijent spljoštenosti (α_4 , Kurtosis)	5,8751
Jarque-Bera (verovatnoća)	95,51089
	0,000000

Tabela 5.5. Deskriptivna statistika logaritamskih prinosa akcije AERO od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³¹²

	Test statistika	p nivo	Zaključak: (5%)
Kolmogorov-Smirnov/Lilliefors Test	0,0440		Nema dokaza protiv hipoteze o normalnom rasporedu
Shapiro-Wilk W	0,9647	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Skewness	3,0087	0,0051	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Kurtosis	4,6736	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Omnibus	30,8942	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu

Tabela 5.6. Testiranje hipoteze o normalnom rasporedu logaritamskih prinosa akcije AERO od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³¹³

Koeficijent asimetrije je manji od nule (-0,4750) i pokazuje levostranu distribuciju: ispruženi rep je na levoj strani dok se većina slučajeva nalazi na desnoj strani. Drugim rečima, postoji veća verovatnoća ostvarivanja negativnih prinosa u odnosu na pozitivne prinose.

³¹¹ Izvor: Ibid.

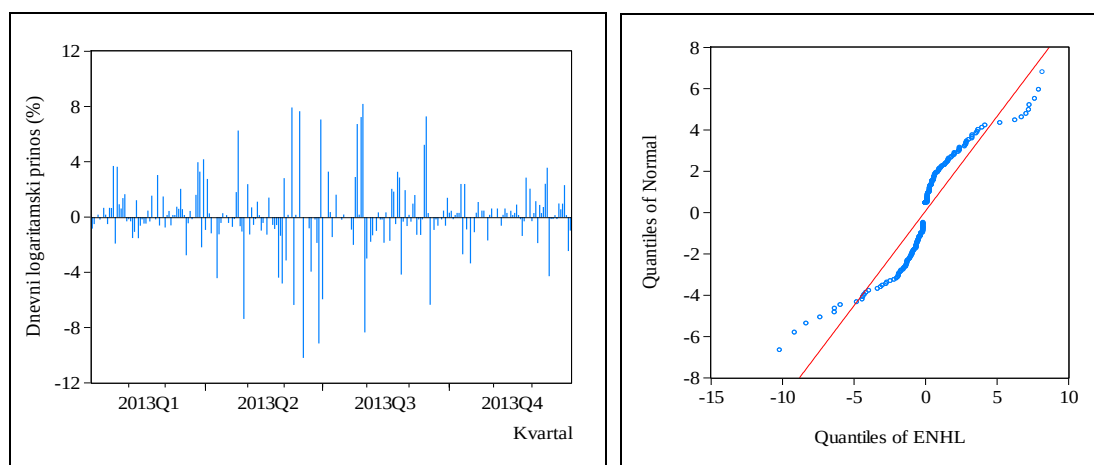
³¹² Izvor: Izračun autora.

³¹³ Izvor: Ibid.

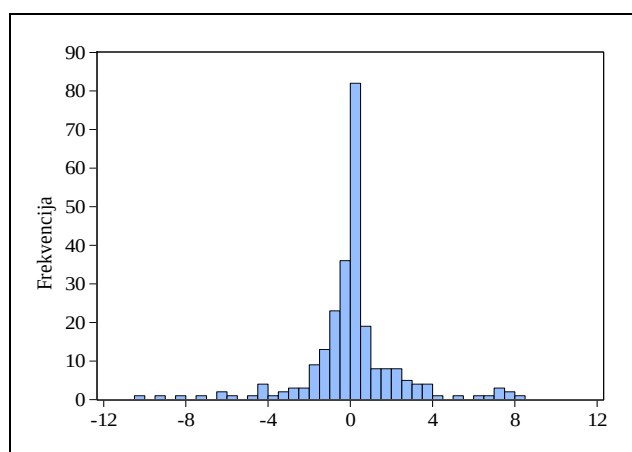
Vrednosti koeficijenta spljoštenost veća je od 3 (5,8751) i ukazuje na veću verovatnoću nastupanja događaja koji su udaljeni od sredine distribucije (ekstremnih događaja, bilo pozitivnih ili negativnih) koji se nalaze u repovima distribucije analizirane vremenske serije prinosa akcije AERO nego što to opisuje normalna raspodela. Zaključujemo da su repovi empirijske raspodele prinosa AERO teži od repova normalne raspodele. S obzirom da data vrednost JB statistike (95,51089) prelazi kritičnu vrednost od 9,21 za rizik greške 5 %, odbacuje se nulta hipoteza i zaključuje se da serija prinosa akcije AERO nema normalan raspored.

b) Kvantitativna analiza dnevnih logaritamskih prinosa akcije ENHL:

Q-Q dijagram, ukazuje na nizak stepen slaganja empirijske raspodele prinosa ENHL sa teorijskom, normalnom raspodelom. Vidimo da su repovi empirijske raspodele teži od repova normalne raspodele usled prisustva ekstremnih događaja u kretanju prinosa ENHL i zaključujemo da su odstupanja empirijskih od teorijskih vrednosti statistički značajna. Ova odstupanja potvrđuju i histogrami frekvencija logaritamskih prinosa, dok većina sprovedenih testova normalnog rasporeda odbacuje nultu hipotezu.



Slika 5.3. Dnevne vrednosti logaritamskih prinosa indeksa akcije ENHL od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine i Gauss-ov Q-Q dijagram³¹⁴



Slika 5.4. Histogram frekvencija logaritamskih prinosa akcije ENHL od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³¹⁵

³¹⁴ Izvor: Obrada autora.

³¹⁵ Izvor: Ibid.

	ENHL
Uzorak (broj opservacija)	250
Prosečna vrednost prinosa	0,0676
Medijana	0,0000
Maksimalna vrednost prinosa	8,1830
Minimalna vrednost prinosa	-10,1834
Standardna devijacija prinosa	2,3397
Koeficijent asimetrije (α_3 , Skewness)	-0,1724
Koeficijent spljoštenosti (α_4 , Kurtosis)	7,9710
Jarque-Bera (verovatnoća)	258,6465 0,000000

Tabela 5.7. Deskriptivna statistika logaritamskih prinosa akcije ENHL od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³¹⁶

Koeficijent asimetrije je manji od nule (-0,4750) i pokazuje levostranu distribuciju: postoji veća verovatnoća ostvarivanja negativnih prinosa u odnosu na pozitivne prinose. Vrednosti koeficijenta spljoštenost veća je od 3 (7,9710) te zaključujemo da su repovi empirijske raspodele teži od repova normalne raspodele, a posledica su prisustva ekstremnih događaja u kretanju analizirane vremenske serije prinosa. S obzirom da data vrednost JB statistike (258,6465) prelazi kritičnu vrednost od 9,21 za rizik greške 5 %, odbacuje se nulta hipoteza i zaključujemo da serija prinosa akcije ENHL nema normalan raspored.

	Test statistika	p nivo	Zaključak: (5%)
Kolmogorov-Smirnov/Lilliefors Test	0,1375		Snažan dokaz protiv hipoteze o normalnom rasporedu
Shapiro-Wilk W	0,8506	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Skewness	1,1364	0,2558	Prihvatiti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Kurtosis	5,9276	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Omnibus	36,4281	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu

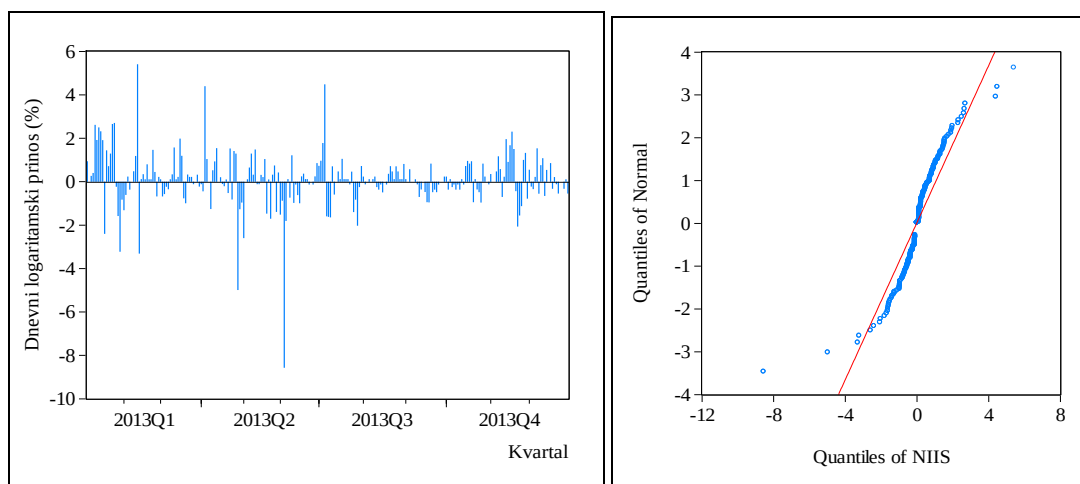
Tabela 5.8. Testiranje hipoteze o normalnom rasporedu logaritamskih prinosa akcije ENHL od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³¹⁷

c) Kvantitativna analiza dnevnih logaritamskih prinosa akcije NIIS:

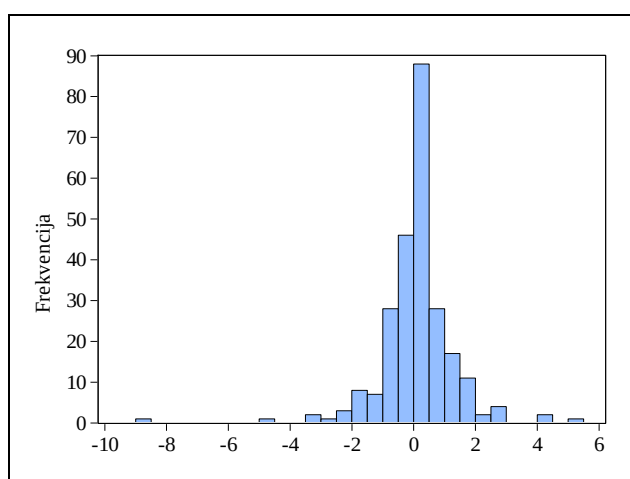
Q-Q dijagram dnevnih logaritamskih prinosa ukazuje na nizak stepen slaganja empirijske raspodele prinosa NIIS sa normalnom. Repovi empirijske raspodele NIIS su teži od repova normalne raspodele usled prisustva ekstremnih događaja u kretanju prinosa NIIS, te zaključujemo da su odstupanja empirijskih od teorijskih vrednosti statistički značajna. Ova odstupanja potvrđuju i histogrami frekvencija logaritamskih prinosa, dok svi sprovedeni testova normalnog rasporeda odbacuje nultu hipotezu.

³¹⁶ Izvor: Izračun autora.

³¹⁷ Izvor: Ibid.



Slika 5.5. Dnevne vrednosti logaritamskih prinosa indeksa akcije NIIS od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine i Gauss-ov Q-Q dijagram³¹⁸



Slika 5.6. Histogram frekvencija logaritamskih prinosa akcije NIIS od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³¹⁹

	NIIS
Uzorak (broj opservacija)	250
Prosečna vrednost prinosa	0,0873
Medijana	0,1119
Maksimalna vrednost prinosa	5,4067
Minimalna vrednost prinosa	-8,5619
Standardna devijacija prinosa	1,2341
Koeficijent asimetrije (α_3 , Skewness)	-1,0625
Koeficijent spljoštenosti (α_4 , Kurtosis)	14,9719
Jarque-Bera (verovatnoća)	1540,037 0,000000

Tabela 5.9. Deskriptivna statistika logaritamskih prinosa akcije NIIS od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³²⁰

Koeficijent asimetrije je manji od nule (-1,0625) i pokazuje levostranu distribuciju: veća verovatnoća ostvarivanja negativnih prinosa u odnosu na pozitivne prinose.

³¹⁸ Izvor: Obrada autora.

³¹⁹ Izvor: Ibid.

³²⁰ Izvor: Izračun autora.

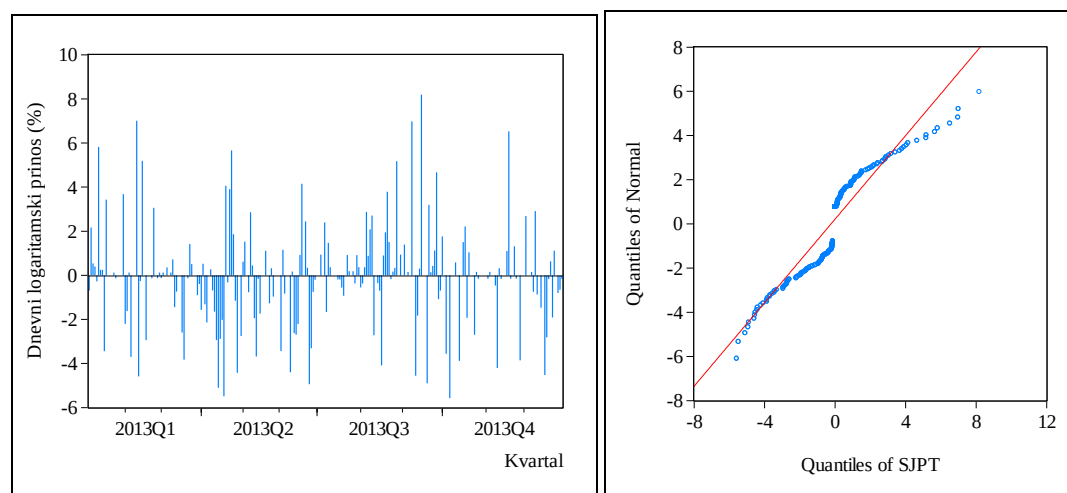
Vrednosti koeficijenta spljoštenost veća je od 3 (14,9719) te zaključujemo da su repovi empirijske raspodele teži od repova normalne raspodele, a posledica su prisustva ekstremnih događaja u kretanju analizirane vremenske serije prinosa. S obzirom da data vrednost JB statistike (1540,037) prelazi kritičnu vrednost od 9,21 za rizik greške 5 %, odbacuje se nulta hipoteza i zaključujemo da serija prinosa akcije ENHL nema normalan raspored.

	Test statistika	p nivo	Zaključak: (5%)
Kolmogorov-Smirnov/Lilliefors Test	0,0961		Snažan dokaz protiv hipoteze o normalnom rasporedu
Shapiro-Wilk W	0,9139	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Skewness	5,9144	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Kurtosis	7,8702	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Omnibus	96,9199	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu

Tabela 5.10. Testiranje hipoteze o normalnom rasporedu logaritamskih prinosa akcije NIIS od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³²¹

d) Kvantitativna analiza dnevnih logaritamskih prinosa akcije SJPT:

Q-Q dijagram, histogrami frekvencija logaritamskih prinosa i sprovedeni testovi normalnog rasporeda empirijske distribucije prinosa akcije SJPT odbacuju nultu hipotezu o aproksimaciji empirijskog rasporeda normalnoj distribuciju.

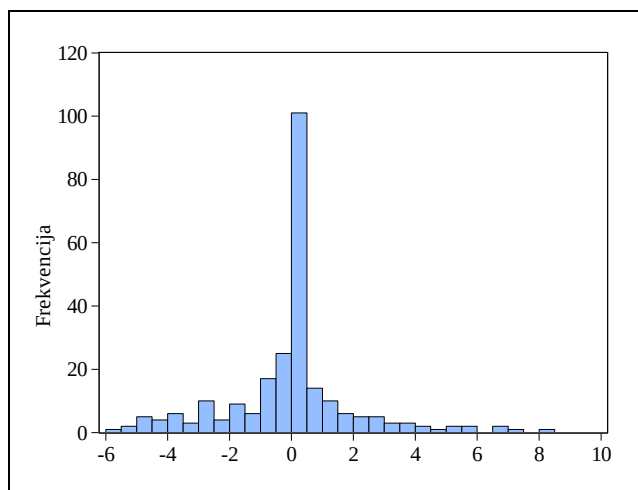


Slika 5.7. Dnevne vrednosti logaritamskih prinosa indeksa akcije SJPT od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine i Gauss-ov Q-Q dijagram³²²

Koeficijent asimetrije je veći od nule (0,4669) i pokazuje desnostranu distribuciju, odnosno pozitivnu asimetriju: distribucija je nagnuta na desno od sredine i postoji veća verovatnoća ostvarivanja pozitivnih prinosa u odnosu na negativne prinose. Vrednosti koeficijenta spljoštenost veća je od 3 (5,4469) te zaključujemo da su repovi empirijske raspodele teži od repova normalne raspodele.

³²¹ Izvor: Ibid.

³²² Izvor: Obrada autora.



Slika 5.8. Histogram frekvencija logaritamskih prinosa akcije SJPT od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³²³

	SJPT
Uzorak (broj opservacija)	250
Prosečna vrednost prinosa	-0,06806
Medijana	0,0000
Maksimalna vrednost prinosa	8,1917
Minimalna vrednost prinosa	-5,5689
Standardna devijacija prinosa	2,0984
Koeficijent asimetrije (α_3 , Skewness)	0,4669
Koeficijent spljoštenosti (α_4 , Kurtosis)	5,4469
Jarque-Bera (verovatnoća)	71,45020
	0,000000

Tabela 5.11. Deskriptivna statistika logaritamskih prinosa akcije SJPT od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³²⁴

Budući da izračunata vrednost JB statistike (71,4502) prelazi kritičnu vrednost od 9,21 za rizik greške 5 %, odbacuje se nulta hipoteza i zaključujemo da serija prinosa akcije SJPT nema normalan raspored.

	Test statistika	p nivo	Zaključak: (5%)
Kolmogorov-Smirnov/Lilliefors Test	0,1320		Snažan dokaz protiv hipoteze o normalnom rasporedu
Shapiro-Wilk W	0,8864	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Skewness	2,9615	0,0031	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Kurtosis	4,3143	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Omnibus	27,3841	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu

Tabela 5.12. Testiranje hipoteze o normalnom rasporedu logaritamskih prinosa akcije SJPT od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³²⁵

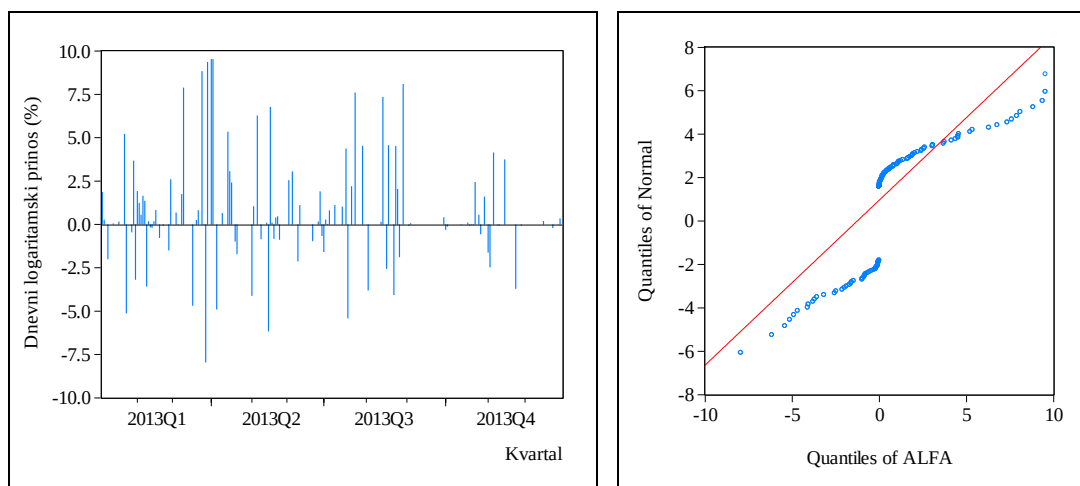
³²³ Izvor: Ibid.

³²⁴ Izvor: Izračun autora.

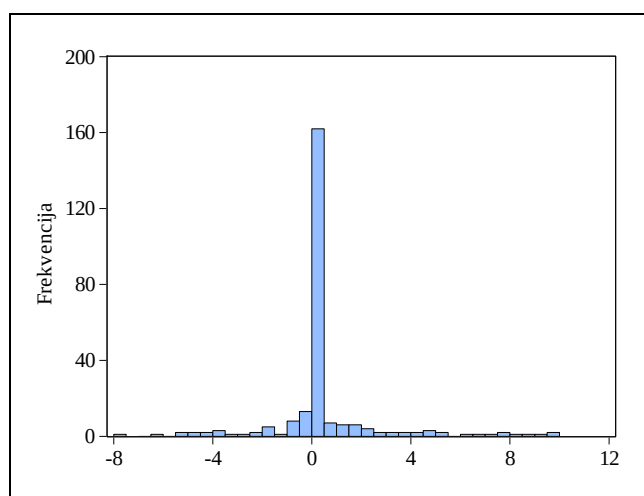
³²⁵ Izvor: Ibid.

e) Kvantitativna analiza dnevnih logaritamskih prinosa akcije ALFA:

Q-Q dijagram upućuje na nizak stepen slaganja empirijske raspodele prinosa akcije ALFA sa normalnim rasporedom, te empirijska distribucija prinosa ima teške repove i statistički značajna odstupanja od normalne distribucije. Ova odstupanja potvrđuju i histogrami frekvencija logaritamskih prinosa, dok većina sprovedenih testova normalnog rasporeda odbacuje nultu hipotezu.



Slika 5.9. Dnevne vrednosti logaritamskih prinosa indeksa akcije ALFA od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine i Gauss-ov Q-Q dijagram³²⁶



Slika 5.10. Histogram frekvencija logaritamskih prinosa akcije ALFA od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³²⁷

Koeficijent asimetrije je veći od nule (1,3635) i pokazuje desnostranu distribuciju, odnosno pozitivnu asimetriju: kada se ispruženi rep nalazi na desnoj strani dok je većina slučajeva na levoj strani. Vrednosti koeficijenta spljoštenost veća je od 3 (9,1694) te zaključujemo da su repovi empirijske raspodele značajno deblji od repova normalne raspodele. Izračunata vrednost JB statistike (473,9306) prelazi kritičnu vrednost od 9,21 za rizik greške 5 %, odbacuje se nulta hipoteza i zaključujemo da serija prinosa akcije ALFA nema normalan raspored.

³²⁶ Izvor: Obrada autora.

³²⁷ Izvor: Ibid.

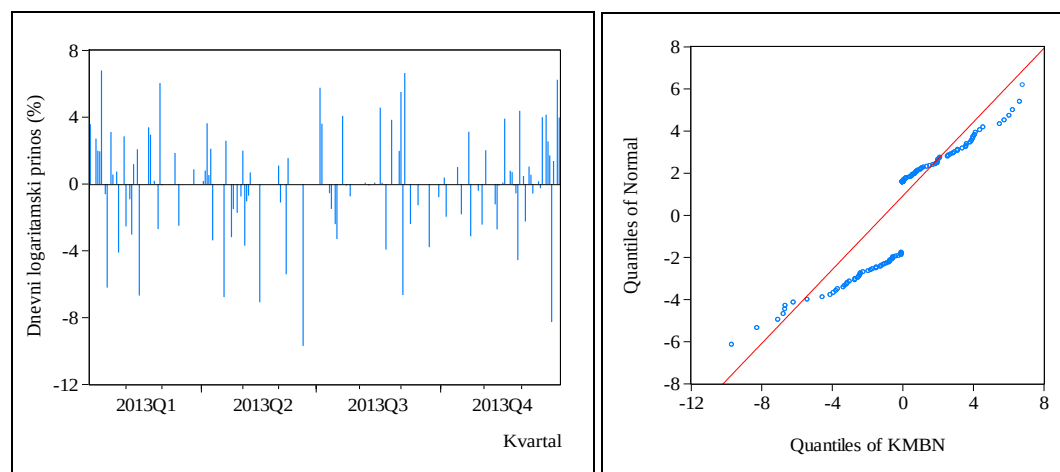
	ALFA
Uzorak (broj opservacija)	250
Prosečna vrednost prinosa	0,3446
Medijana	0,0000
Maksimalna vrednost prinosa	9,5379
Minimalna vrednost prinosa	-7,9517
Standardna devijacija prinosa	2,2292
Koeficijent asimetrije (α_3 , Skewness)	1,3635
Koeficijent spljoštenosti (α_4 , Kurtosis)	9,1694
Jarque-Bera (verovatnoća)	473,9306
	0,000000

Tabela 5.13. Deskriptivna statistika logaritamskih prinosa akcije ALFA od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³²⁸

	Test statistika	p nivo	Zaključak: (5%)
Kolmogorov-Smirnov/Lilliefors Test	0,0000		Nema dokaza protiv hipoteze o normalnom rasporedu
Shapiro-Wilk W	0,6681	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Skewness	7,0651	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Kurtosis	6,4217	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Omnibus	91,1538	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu

Tabela 5.14. Testiranje hipoteze o normalnom rasporedu logaritamskih prinosa akcije ALFA od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³²⁹

f) Kvantitativna analiza dnevnih logaritamskih prinosa akcije KMBN:



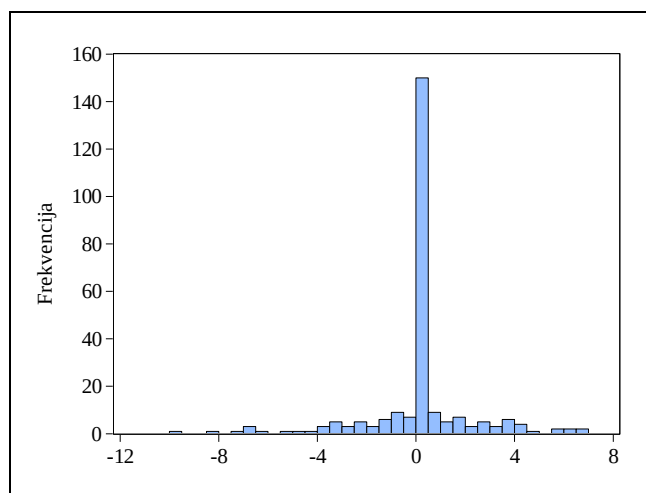
Slika 5.11. Dnevne vrednosti logaritamskih prinosa indeksa akcije KMBN od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine i Gauss-ov Q-Q dijagram³³⁰

Q-Q dijagram, histogrami frekvencija logaritamskih prinosa i većina testova normalnog rasporeda odbacuju nultu hipotezu o postojanju aproksimacije empirijske distribucije prinosa akcije KMBN normalnom rasporedu.

³²⁸ Izvor: Izračun autora.

³²⁹ Izvor: Ibid.

³³⁰ Izvor: Obrada autora.



Slika 5.12. Histogram frekvencija logaritamskih prinosa akcije KMBN od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³³¹

	KMBN
Uzorak (broj opservacija)	250
Prosečna vrednost prinosa	0,0176
Medijana	0,0000
Maksimalna vrednost prinosa	6,7960
Minimalna vrednost prinosa	-9,6849
Standardna devijacija prinosa	2,1404
Koeficijent asimetrije (α_3 , Skewness)	-0,5762
Koeficijent spljoštenosti (α_4 , Kurtosis)	7,5218
Jarque-Bera (verovatnoća)	226,8221
	0,000000

Tabela 5.15. Deskriptivna statistika logaritamskih prinosa akcije KMBN od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³³²

Koeficijent asimetrije je manji od nule (-0,5762) i pokazuje veću verovatnoću ostvarivanja negativnih u odnosu na pozitivne prinose. Vrednosti koeficijenta spljoštenost veća je od 3 (7,5218) te zaključujemo da su repovi empirijske raspodele KMBN deblji od repova normalne raspodele.

	Test statistika	p nivo	Zaključak: (5%)
Kolmogorov-Smirnov/Lilliefors Test	0,0000		Nema dokaza protiv hipoteze o normalnom rasporedu
Shapiro-Wilk W	0,7807	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Skewness	3,5801	0,0003	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Kurtosis	5,7096	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Omnibus	45,4163	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu

Tabela 5.16. Testiranje hipoteze o normalnom rasporedu logaritamskih prinosa akcije KMBN od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³³³

³³¹ Izvor: Ibid.

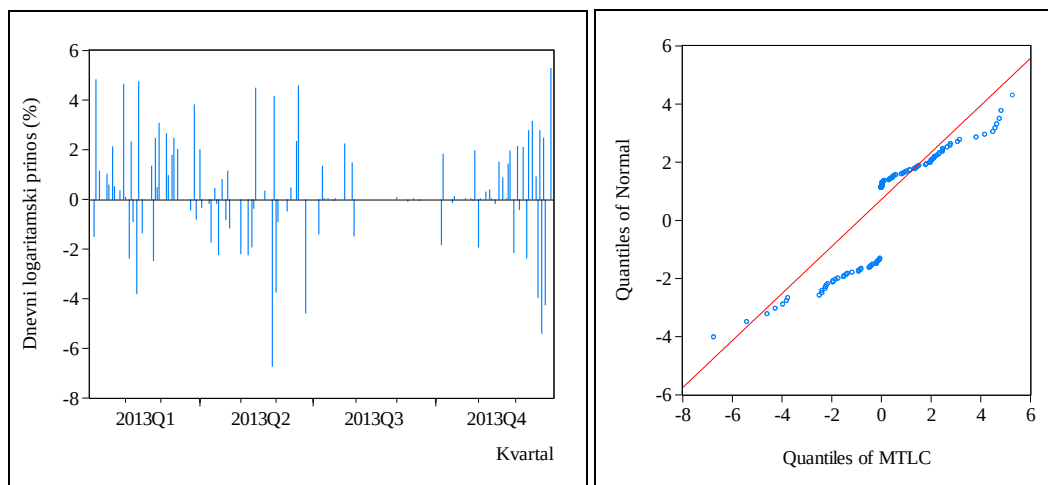
³³² Izvor: Izračun autora.

³³³ Izvor: Ibid.

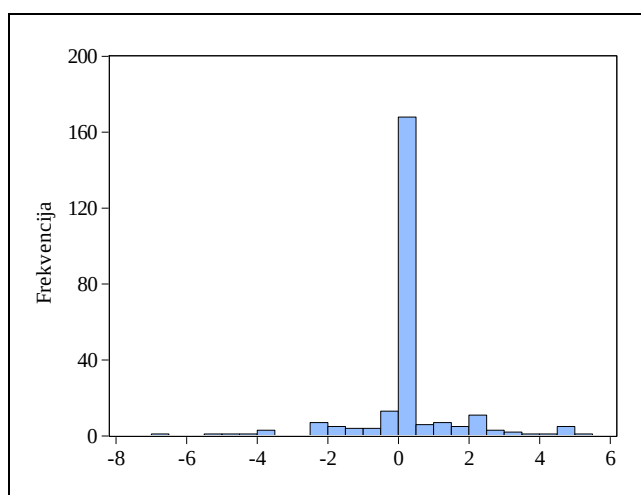
Izračunata vrednost JB statistike (226,8221) prelazi kritičnu vrednost od 9,21 za rizik greške 5 %, te se odbacuje nulta hipoteza i zaključujemo da serija prinosa akcije KMBN ne prati normalan raspored.

g) Kvantitativna analiza dnevnih logaritamskih prinosa akcije MTLC:

Q-Q dijagram i histogrami frekvencije logaritamskih prinosa akcije MTLC pokazuju statistički značajna odstupanja empirijske distribucije prinosa od normalnog rasporeda. Većina sprovedenih testova normalnog rasporeda odbacuje nultu hipotezu o postojanju aproksimacije empirijske distribucije normalnom rasporedu.



Slika 5.13. Dnevne vrednosti logaritamskih prinosa indeksa akcije MTLC od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine i Gauss-ov Q-Q dijagram³³⁴



Slika 5.14. Histogram frekvencija logaritamskih prinosa akcije MTLC od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³³⁵

Koeficijent asimetrije je manji od nule (-0,0689) i pokazuje levostranu distribuciju, odnosno veću verovatnoću ostvarivanja negativnih u odnosu na pozitivne prinose. Vrednosti koeficijenta spljoštenost veća je od 3 (8,3443) te potvrđujemo prisustvo leptokurtozisa u empirijskoj distribuciji prinosa akcije MTLC.

³³⁴ Izvor: Obrada autora.

³³⁵ Izvor: Ibid.

	MTLC
Uzorak (broj opservacija)	250
Prosečna vrednost prinosa	0,1328
Medijana	0,0000
Maksimalna vrednost prinosa	5,2922
Minimalna vrednost prinosa	-6,7348
Standardna devijacija prinosa	1,4444
Koeficijent asimetrije (α_3 , Skewness)	-0,0689
Koeficijent spljoštenosti (α_4 , Kurtosis)	8,3443
Jarque-Bera (verovatnoća)	297,7124
	0,000000

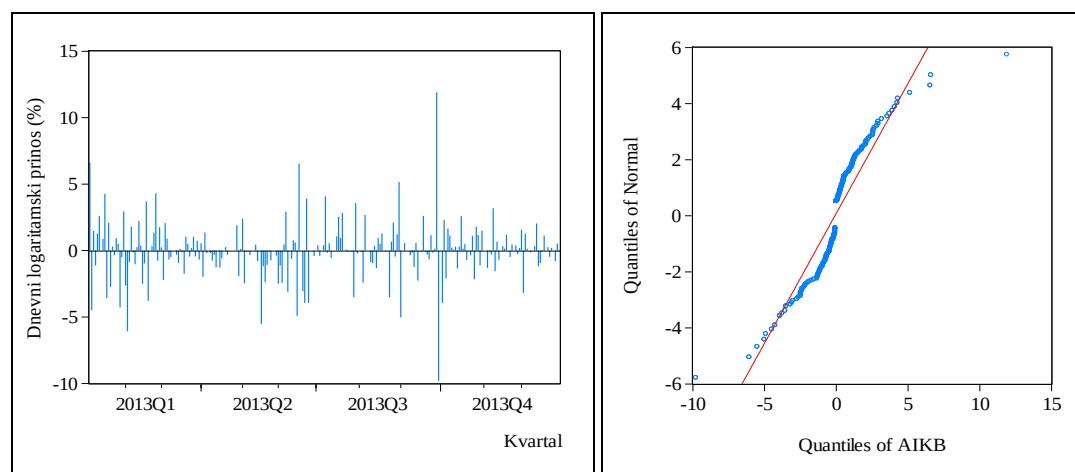
Tabela 5.17. Deskriptivna statistika logaritamskih prinosa akcije MTLC od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³³⁶

S obzirom na to da dobijena vrednost JB statistike (297,7124) prelazi kritičnu vrednost od 9,21 za rizik greške 5 %, odbacuje se nulta hipoteza i zaključujemo da serija prinosa akcije MTLC nema normalan raspored.

	Test statistika	p nivo	Zaključak: (5%)
Kolmogorov-Smirnov/Lilliefors Test	0,0000		Nema dokaza protiv hipoteze o normalnom rasporedu
Shapiro-Wilk W	0,7334	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Skewness	0,4570	0,6476	Prihvatiti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Kurtosis	6,0939	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Omnibus	37,3445	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu

Tabela 5.18. Testiranje hipoteze o normalnom rasporedu logaritamskih prinosa akcije MTLC od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³³⁷

h) Kvantitativna analiza dnevnih logaritamskih prinosa akcije AIKB:



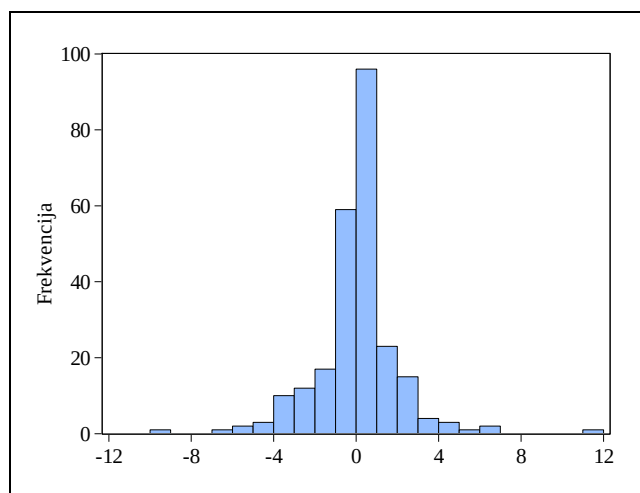
Slika 5.15. Dnevne vrednosti logaritamskih prinosa indeksa akcije AIKB od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine i Gauss-ov Q-Q dijagram³³⁸

³³⁶ Izvor: Izračun autora.

³³⁷ Izvor: Ibid.

³³⁸ Izvor: Obrada autora.

Q-Q dijagram dnevnih logaritamskih prinosa akcije AIKB ukazuje na nizak stepen slaganja empirijske raspodele prinosa sa normalnim rasporedom. Rrepovi empirijske raspodele AIKB su teži od repova normalne raspodele usled prisustva ekstremnih događaja u kretanju prinosa AIKB, te zaključujemo da su odstupanja empirijskih od teorijskih vrednosti statistički značajna. Ova odstupanja potvrđuju i histogrami frekvencija logaritamskih prinosa, dok većina sprovedenih testova normalnog rasporeda odbacuje nultu hipotezu.



Slika 5.16. Histogram frekvencija logaritamskih prinosa akcije AIKB od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³³⁹

	AIKB
Uzorak (broj opservacija)	250
Prosečna vrednost prinosa	-0,0170
Medijana	0,0000
Maksimalna vrednost prinosa	11,9052
Minimalna vrednost prinosa	-9,7849
Standardna devijacija prinosa	2,0034
Koeficijent asimetrije (α_3 , Skewness)	0,3773
Koeficijent spljoštenosti (α_4 , Kurtosis)	10,6274
Jarque-Bera (verovatnoća)	611,9454
	0,000000

Tabela 5.19. Deskriptivna statistika logaritamskih prinosa akcije AIKB od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³⁴⁰

Koeficijent asimetrije je veći od nule (0,3733) i pokazuje desnostranu distribuciju, odnosno pozitivnu asimetriju, kada se ispruženi rep nalazi na desnoj strani dok je većina slučajeva na levoj strani. Drugim rečima, veća je verovatnoća pojavljivanja pozitivnih u odnosu na negativne prinose. Vrednosti koeficijenta spljoštenost veća je od 3 (10,6274) te zaključujemo da su repovi empirijske raspodele značajno deblji od repova normalne raspodele. Izračunata vrednost JB statistike (611,9454) prelazi kritičnu vrednost od 9,21 za rizik greške 5 %, te se odbacuje nulta hipoteza i zaključujemo da serija prinosa akcije AIKB nema normalan raspored.

³³⁹ Izvor: Ibid.

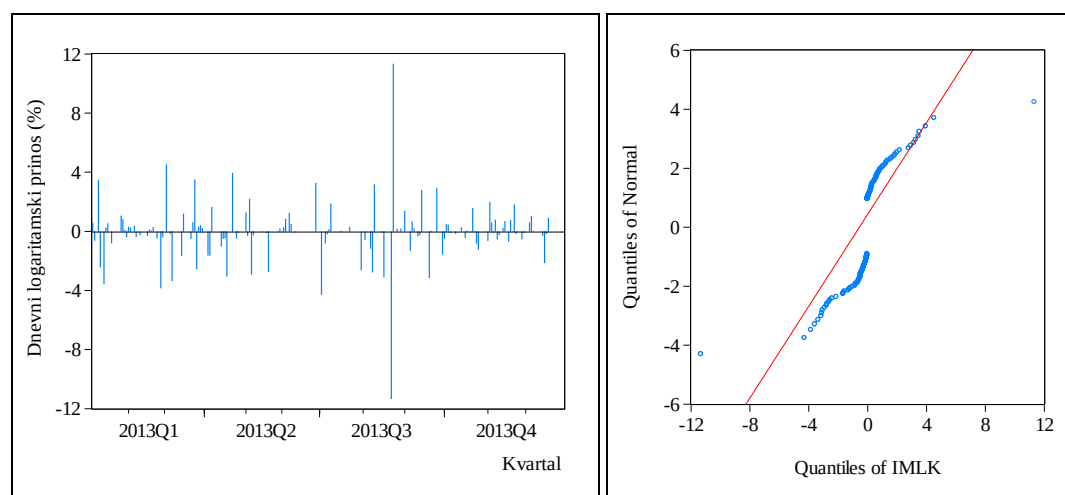
³⁴⁰ Izvor: Izračun autora.

	Test statistika	p nivo	Zaključak: (5%)
Kolmogorov-Smirnov/Lilliefors Test	0,1185		Snažan dokaz protiv hipoteze o normalnom rasporedu
Shapiro-Wilk W	0,8760	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Skewness	2,4289	0,0151	Prihvatiti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Kurtosis	6,8991	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Omnibus	53,4969	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu

Tabela 5.20. Testiranje hipoteze o normalnom rasporedu logaritamskih prinosa akcije AIKB od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³⁴¹

i) Kvantitativna analiza dnevnih logaritamskih prinosa akcije IMLK:

Q-Q dijagram i histogrami frekvencije logaritamskih prinosa akcije IMLK pokazuju statistički značajna odstupanja empirijske distribucije prinosa od normalnog rasporeda. Većina sprovedenih testova normalnog rasporeda odbacuje nultu hipotezu o postojanju aproksimacije empirijske distribucije normalnom rasporedu.

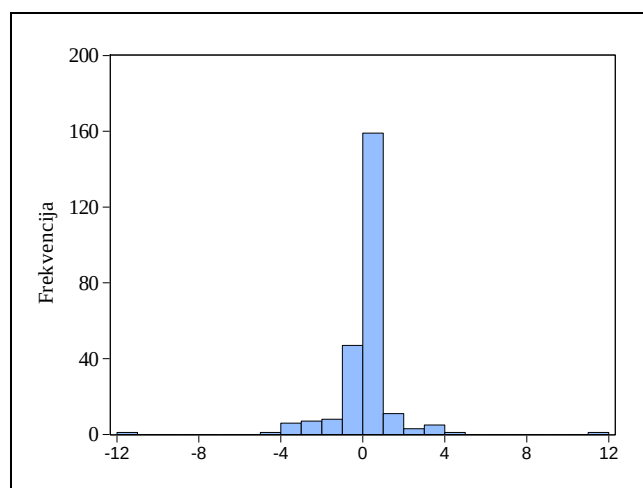


Slika 5.17. Dnevne vrednosti logaritamskih prinosa indeksa akcije IMLK od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine i Gauss-ov Q-Q dijagram³⁴²

Koeficijent asimetrije je manji od nule (-0,0024) i pokazuje levostranu distribuciju, odnosno negativnu asimetriju i veću verovatnoću ostvarivanja negativnih prinosa u odnosu na pozitivne prinose. Vrednosti koeficijenta spljoštenost veća je od 3 (29,7549) te potvrđujemo prisustvo značajnog leptokurtozisa u empirijskoj distribuciji prinosa akcije IMLK. Budući da izračunata vrednost JB statistike (7456,5020) prelazi kritičnu vrednost od 9,21 za rizik greške 5 %, odbacuje se nulta hipoteza i zaključujemo da serija prinosa akcije IMLK nema normalan raspored.

³⁴¹ Izvor: Ibid.

³⁴² Izvor: Obrada autora.



Slika 5.18. Histogram frekvencija logaritamskih prinosa akcije IMLK od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³⁴³

	IMLK
Uzorak (broj opservacija)	250
Prosečna vrednost prinosa	-0,0304
Medijana	0,0000
Maksimalna vrednost prinosa	11,3329
Minimalna vrednost prinosa	-11,3328
Standardna devijacija prinosa	1,48509
Koeficijent asimetrije (α_3 , Skewness)	-0,0024
Koeficijent spljoštenosti (α_4 , Kurtosis)	29,7549
Jarque-Bera (verovatnoća)	7456,5020 0,000000

Tabela 5.21. Deskriptivna statistika logaritamskih prinosa akcije IMLK od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³⁴⁴

	Test statistika	p nivo	Zaključak: (5%)
Kolmogorov-Smirnov/Lilliefors Test	0,0126		Nema dokaza protiv hipoteze o normalnom rasporedu
Shapiro-Wilk W	0,6438	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Skewness	0,0163	0,9870	Prihvatiti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Kurtosis	9,3999	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Omnibus	88,3588	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu

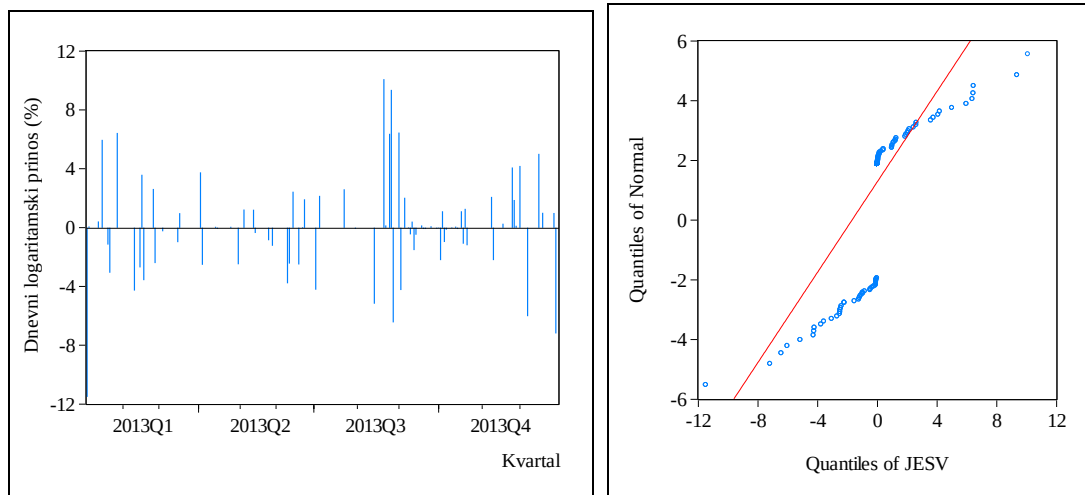
Tabela 5.22. Testiranje hipoteze o normalnom rasporedu logaritamskih prinosa akcije IMLK od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³⁴⁵

³⁴³ Izvor: Ibid.

³⁴⁴ Izvor: Izračun autora.

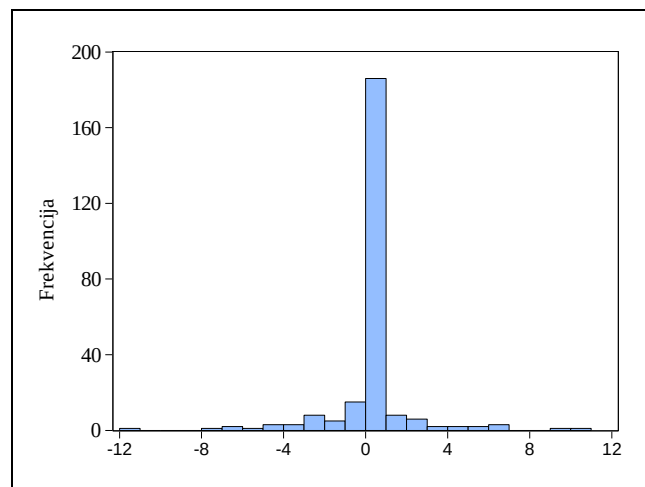
³⁴⁵ Izvor: Ibid.

j) Kvantitativna analiza dnevnih logaritamskih prinosa akcije JESV:



Slika 5.19. Dnevne vrednosti logaritamskih prinosa indeksa akcije JESV od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine i Gauss-ov Q-Q dijagram³⁴⁶

Q-Q dijagram i histogrami frekvencije logaritamskih prinosa akcije JESV upućuju na statistički značajna odstupanja empirijske distribucije prinosa od normalnog rasporeda. Većina sprovedenih testova normalnog rasporeda odbacuje nultu hipotezu o postojanju aproksimacije empirijske distribucije normalnom rasporedu.



Slika 5.20. Histogram frekvencija logaritamskih prinosa akcije JESV od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³⁴⁷

Koeficijent asimetrije je veći od nule (0,1613) i pokazuje desnostranu distribuciju, odnosno pozitivnu asimetriju u kojoj postoji veće verovatnoća ostvarivanja pozitivnih prinosa u odnosu na negativne prinose. Vrednosti koeficijenta spljoštenost veća je od 3 (15,2269) te zaključujemo da su repovi empirijske raspodele značajno deblji od repova normalne raspodele. Izračunata vrednost JB statistike (1558,3550) prelazi kritičnu vrednost od 9,21 za rizik greške 5 %, odbacuje se nulta hipoteza i zaključujemo da serija prinosa akcije JESV nema normalan raspored.

³⁴⁶ Izvor: Obrada autora.

³⁴⁷ Izvor: Ibid.

	JESV
Uzorak (broj opservacija)	250
Prosečna vrednost prinosa	-0,0155
Medijana	0,0000
Maksimalna vrednost prinosa	10,0919
Minimalna vrednost prinosa	-11,4967
Standardna devijacija prinosa	1,9246
Koeficijent asimetrije (α_3 , Skewness)	0,1613
Koeficijent spljoštenosti (α_4 , Kurtosis)	15,2269
Jarque-Bera (verovatnoća)	1558,3550 0,000000

Tabela 5.23. Deskriptivna statistika logaritamskih prinosa akcije JESV od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine ³⁴⁸

	Test statistika	p nivo	Zaključak: (5%)
Kolmogorov-Smirnov/Lilliefors Test	0,0000		Nema dokaza protiv hipoteze o normalnom rasporedu
Shapiro-Wilk W	0,5924	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Skewness	1,0643	0,2872	Prihvatiti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Kurtosis	7,9138	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Omnibus	63,7608	0,0000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu

Tabela 5.24. Testiranje hipoteze o normalnom rasporedu logaritamskih prinosa akcije JESV od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine ³⁴⁹

Analizirane finansijske vremenske serije logaritamskih prinosa zabeležile su prisustvo asimetrije, u najvećem broju slučajeva negativnog predznaka (NIIS: -1,0625, KMBN: -0,5762, AERO: -0,4750, ENHL: -0,1724, MTLC: -0,0689 i IMLK: -0,0024) koji svedoči o oštrijem nagibu i kraćem repu distribucije na desnoj strani i blažem nagibu i produženom repu na levoj strani distribucije. Drugim rečima, za najveći broj analiziranih akcija prisutna je veća verovatnoća ostvarivanja negativnih prinosa. Distribucije prinosa akcija koje su zabeležile pozitivnu asimetriju (ALFA: + 1,3635, SJPT: +0,4669, AIKB: +0,3773 i JESV: +0,1613) imaju oštiri nagib i kratak rep distribucije na levoj strani i blaži nagib i produžen rep na desnoj strani, odnosno veću verovatnoću ostvarivanja pozitivnih prinosa. Sve analizirane distribucije imale su visoku vrednost kurtosisa i češće pojavljivanje ekstremnih vrednosti, bilo pozitivnih ili negativnih, nego što je to pretpostavljeno normalnom distribucijom. Najviše vrednosti kurtosisa zabeležile su distribucije prinosa IMLK: 29,7549, JESV: 15,2269, NIIS: 14,9719, AIKB: 10,6274, ALFA: 9,1694, MTLC: 8,3443, ENHL: 7,971, KMBN: 7,5218, dok su distribucije prinosa akcija AERO: 5,8751 i SJPT: 5,4469 imale vrednosti najpribližnije teorijskoj vrednosti 3,0. Analiza Gauss-ovih Q-Q dijagrama, histograma frekvencija logaritamskih prinosa individualnih akcija, analiza deskriptivne statistike i sprovedeni različiti testovi normalnog rasporeda potvrdili su izvedenu **hipotezu 3**: *Pretpostavka o normalnoj distribuciji prinosa, merenih u kraćim vremenskim intervalima (dnevna ili nedeljna opažanja) nije realistična, posebno u uslovima visoke volatilnosti novonastajućih tržišta kapitala.*

³⁴⁸ Izvor: Izračun autora.

³⁴⁹ Izvor: Ibid.

5.3. Konstruisanje granice efikasnosti primenom standardnog MV modela

U istorijskom, estimacionom periodu, odabrane akcije ostvarile su različite prosečne prinose i standarde devijacije prinosa, što je prikazano u tabeli 5.25. Pod pretpostavkom da su prinosi identično i nezavisno raspoređeni (engl. Identically independent distribution – i.i.d.) izračunat je anuelizovan prinos $\hat{r}$ (engl. Annualized return) i anuelizovana volatilnost $\hat{\sigma}$ (engl. Annualized volatility), pri čemu je anuelizovani faktor $A = h = 250$ (engl. Annualizing factor).

$$\begin{aligned}\hat{r} &= r \times A \\ \hat{\sigma} &= \sigma \times \sqrt{A}\end{aligned}\tag{5.3}$$

U poslednjoj koloni tabele 5.25. prikazane su vrednosti Sharpe-ovog racia (SR) koji je izračunat kao količnik godišnjeg anuelizovanog prinosa i godišnje anuelizovane volatilnosti pod pretpostavkom i.i.d.

$$SR = \frac{r \times h}{\sigma \times \sqrt{A}}\tag{5.4}$$

Simbol	Prosečan prinos (r)	Standardna devijacija (σ)	Anuelizovani prinos i.i.d. ($\hat{r}$)	Anuelizovana volatilnost i.i.d. ($\hat{\sigma}$)	SR
AERO	0,038949666	1,394177095	9,7374 %	22,0439 %	0,4417
ENHL	0,067630532	2,339747758	16,9076 %	36,9947 %	0,4570
NIIS	0,087311997	1,234078518	21,8280	19,5125	1,1187
SJPT	-0,068060408	2,098420782	-17,0151	33,1789	-0,5128
ALFA	0,344646144	2,22920157	86,1615	35,2468	2,4445
KMBN	0,017619066	2,140399597	4,4048	33,8427	0,1302
MTLC	0,132778564	1,444428181	33,1946	22,8384	1,4535
AIKB	-0,017056848	2,003147343	-4,2642	31,6725	-0,1346
IMLK	-0,030427455	1,485088352	-7,6069	23,4813	-0,3240
JESV	0,01553172	1,924587176	3,8829	30,4304	0,1276

Tabela 5.25. Prosečan prinos, standardna devijacija, anuelizovani prinos, anuelizovana volatilnost i Sharpe-ov racio deset akcija koje konstituišu portfolio³⁵⁰

Na osnovu istorijskih podataka o logaritamskim prinosima odabranih akcija, konstruisana je granica efikasnosti korišćenjem Microsoft Excel Solver-a. Granicu efikasnosti određuje beskonačno mnogo kombinacija tačaka prosečnog prinosa i standardne devijacije. Usled ograničenog prostora, prikazane su neke od tačaka sa efikasne granice (od najvišeg prinosa pojedinačne akcije do najnižeg prinosa pojedinačne akcije). Portfolio sa efikasne granice za koji će se investitor opredeliti je pitanje subjektivne procene svakog individualnog investitora. Budući da ne postoje egzaktne procene očekivanih prinosa, varijansi i kovarijansi, procene su podložne greškama ocenjivanja. Standardni Markowitz-ev optimizacijski algoritam dodeljuje prevelike pondere hartijama od vrednosti koje imaju visoke posečne prinose (time i visoke očekivane prinose) i nisku (ili negativnu) korelaciju prinosa sa drugim hartijama od vrednosti, a male pondere hartijama od vrednosti koje imaju niske realizovane prinose (time i niske očekivane prinose) i visoku pozitivnu korelaciju prinosa sa drugim akcijama koje konstituišu portfolio. Upravo su hartije od vrednosti navedenih karakteristika najpodložnije velikim greškama ocene.

³⁵⁰ Izvor: Izračun autora.

Na osnovu analize portfolio strukture prikazane u tabeli 5.26. kao mogućeg skupa portfolia, potvrđuje se jedan od osnovnih problema praktične implementacije Markowitz-evog algoritma. Naime, posmatranjem raspona kretanja pondera svake akcije uključene u različite portfolie u tabeli 5.26, vidimo da MV pristup optimizacije precenjuje učešće hartija od vrednosti sa visokim stopama prinosa, negativnom korelacijom i niskom standardnom devijacijom i potcenjuje pondere učešća hartija od vrednosti od vrednosti koje imaju niske stope prinosa, pozitivnu korelaciju i visoku vrednost standardne devijacije prinosa. Pored toga, kada se vrši optimizacija portfolia sa ograničenjima na kratku prodaju, rezultat je rešenje sa nula ponderima za mnogo hartija od vrednosti i zauzimanje velikih pozicija na samo nekoliko akcija sa nerazumno visokim ponderima.

Por	r	StD	AERO	ENHL	NIIS	SJPT	ALFA	KMBN	MTLC	AIKB	IMLK	JESV
P01	0,345	2,2292	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	100,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
P02	0,34	2,1805	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	97,81%	0,00%	2,19%	0,00%	0,00%	0,00%
P03	0,33	2,0773	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	93,09%	0,00%	6,91%	0,00%	0,00%	0,00%
P04	0,32	1,9767	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	88,37%	0,00%	11,63%	0,00%	0,00%	0,00%
P05	0,31	1,8791	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	83,65%	0,00%	16,35%	0,00%	0,00%	0,00%
P06	0,30	1,7850	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	78,93%	0,00%	21,07%	0,00%	0,00%	0,00%
P07	0,29	1,6950	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	74,21%	0,00%	25,79%	0,00%	0,00%	0,00%
P08	0,28	1,6097	0,00%	0,00%	0,29%	0,00%	69,55%	0,00%	30,16%	0,00%	0,00%	0,00%
P09	0,27	1,5278	0,00%	0,00%	3,93%	0,00%	65,61%	0,00%	30,45%	0,00%	0,00%	0,00%
P10	0,26	1,4481	0,00%	0,00%	7,58%	0,00%	61,67%	0,00%	30,75%	0,00%	0,00%	0,00%
P11	0,25	1,3710	0,00%	0,00%	11,22%	0,00%	57,73%	0,00%	31,05%	0,00%	0,00%	0,00%
P12	0,24	1,2971	0,00%	0,00%	14,86%	0,00%	53,80%	0,00%	31,34%	0,00%	0,00%	0,00%
P13	0,23	1,2260	2,18%	0,43%	16,14%	0,00%	50,45%	0,00%	30,81%	0,00%	0,00%	0,00%
P14	0,22	1,1572	4,31%	1,02%	17,37%	0,00%	47,12%	0,00%	30,19%	0,00%	0,00%	0,00%
P15	0,21	1,0913	6,44%	1,61%	18,58%	0,00%	43,78%	0,00%	29,60%	0,00%	0,00%	0,00%
P16	0,20	1,0288	8,41%	2,14%	19,66%	0,00%	40,51%	0,00%	28,95%	0,00%	0,00%	0,33%
P17	0,19	0,9695	9,83%	2,48%	20,28%	0,00%	37,47%	0,00%	28,13%	0,00%	0,00%	1,80%
P18	0,18	0,9137	11,25%	2,83%	20,91%	0,00%	34,43%	0,00%	27,31%	0,00%	0,00%	3,27%
P19	0,17	0,8618	12,60%	3,14%	21,38%	0,00%	31,46%	0,33%	26,43%	0,00%	0,00%	4,66%
P20	0,16	0,8147	13,76%	3,36%	21,53%	0,00%	28,65%	1,48%	25,36%	0,00%	0,00%	5,87%
P21	0,15	0,7721	14,98%	3,61%	21,50%	0,00%	25,86%	2,70%	24,29%	0,00%	0,00%	7,07%
P22	0,14	0,7350	15,77%	3,69%	21,46%	0,15%	23,31%	3,57%	23,21%	0,00%	0,92%	7,92%
P23	0,13	0,7015	15,93%	3,56%	21,18%	0,99%	21,23%	4,00%	22,05%	0,00%	2,80%	8,26%
P24	0,12	0,6714	15,92%	3,40%	20,63%	1,77%	19,26%	4,33%	20,88%	0,70%	4,57%	8,53%
P25	0,11	0,6448	15,88%	3,23%	20,12%	2,54%	17,31%	4,66%	19,68%	1,46%	6,30%	8,83%
P26	0,10	0,6223	15,84%	3,07%	19,58%	3,31%	15,35%	5,00%	18,47%	2,23%	8,03%	9,12%
P27	0,09	0,6042	15,80%	2,90%	19,03%	4,08%	13,40%	5,32%	17,27%	3,01%	9,76%	9,41%
P28	0,08	0,5911	15,76%	2,74%	18,49%	4,85%	11,46%	5,66%	16,06%	3,79%	11,49%	9,70%
P29	0,07	0,5831	15,70%	2,57%	18,01%	5,62%	9,50%	5,97%	14,85%	4,57%	13,24%	9,99%
P30	0,06	0,5805	15,67%	2,41%	17,42%	6,39%	7,55%	6,32%	13,65%	5,34%	14,96%	10,28%
P31	0,05	0,5835	15,64%	2,25%	16,88%	7,17%	5,60%	6,65%	12,44%	6,12%	16,69%	10,57%
P32	0,04	0,5919	15,60%	2,09%	16,34%	7,94%	3,65%	6,97%	11,24%	6,89%	18,43%	10,85%
P33	0,03	0,6055	15,55%	1,92%	15,80%	8,71%	1,70%	7,30%	10,04%	7,67%	20,16%	11,15%
P34	0,02	0,6240	15,55%	1,67%	14,99%	9,61%	0,00%	7,66%	8,50%	8,58%	21,98%	11,46%

Tabela 5.26. Mogući skup i granica efikasnosti³⁵¹

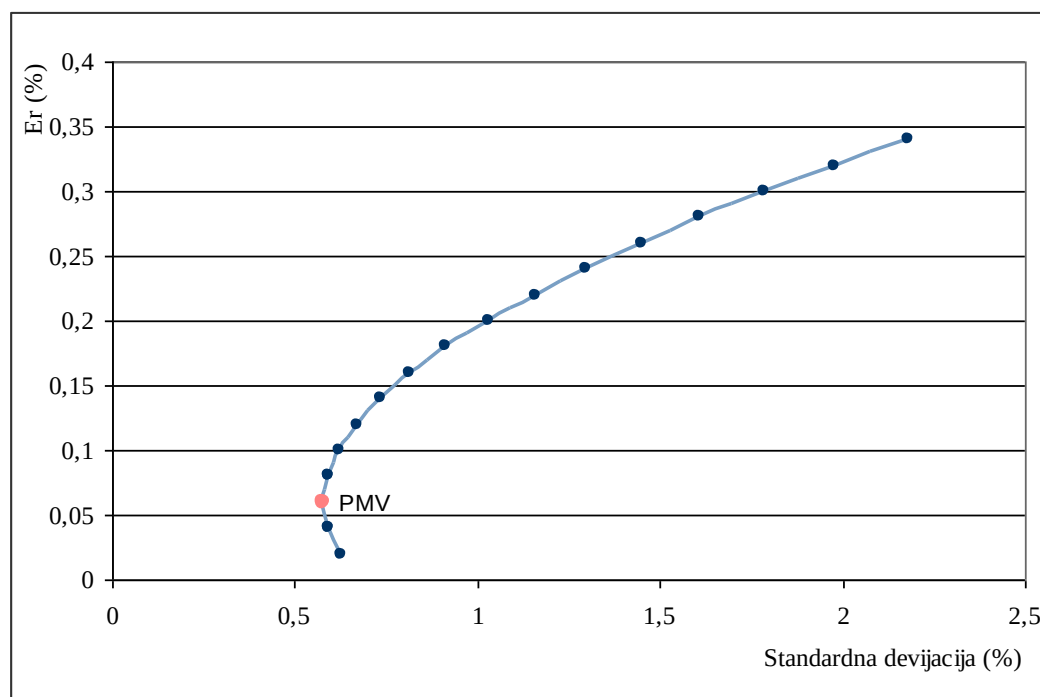
³⁵¹ Izvor: Ibid.

Precenjivanje učešća akcije:

- a) akcija ALFA sa izrazito visokim prinosom (anuelizovana stopa prinosa od čak 86,1615 %) i niskom korelacijom sa drugim akcijama (negativna korelisanost prinosa sa akcijama KMBN, MTLC, AIKB, GMON, JESV, AERO, NIIS, SJTP),
- b) akcija MTLC sa drugim po visini prinosom (anuelizovana stopa prinosa od 33,1946 %) i niskom standardnom devijacijom prinosa (anuelizovana volatilnost 22,8384 %),
- c) akcija NIIS sa najnižom standardnom devijacijom (anuelizovana volatilnost od samo 19,5125 %) i visokim prinosom (anuelizovana stopa prinosa 21,8280 %),
- d) akcija JESV, iako ima nizak prinos (anuelizovana stopa prinosa 3,8829 %) i veću standardnu devijaciju (anuelizovana volatilnost 30,4304 %) veće pondere dobija usled niske korelacije prinosa (negativna korelisanost sa akcijama: NIIS, SJPT, ALFA, KMBN, MTLC, AIKB, i korelisanost prinosa manju od 0,1 sa akcijama AERO, ENHL, FITO, GMON, IMLK).

Potcenjivanje učešća akcije:

- a) akcija AIKB sa negativnim prinosom (anuelizovana stopa prinosa, odnosno gubitka od -4,2642 %) i visokom standardnom devijacijom prinosa (anuelizovana volatilnost 31,6725 %) i višim koeficijentima korelacije,
- b) akcija ENHL sa najvišom standardnom devijacijom prinosa (anuelizovana volatilnost 36,9947 %) i višim koeficijentima korelacije prinosa (negativna korelisanost samo sa akcijom MTLC),
- c) akcija SJPT sa najvišim negativnim prinosom (anuelizovana stopa prinosa, odnosno gubitka od čak -17,0151 %) i visokom standardnom devijacijom (anuelizovana volatilnost 33,1789 %),
- d) akcija KMBN sa niskim prinosom (anuelizovana stopa prinosa od samo 4,4048 %) i visokom standardnom devijacijom (anuelizovana volatilnost 33,8427 %).



Slika 5.21. Mogući skup i granica efikasnosti³⁵²

³⁵² Izvor: Obrada autora.

	AERO	ENHL	NIIS	SJPT	ALFA	KMBN	MTLC	AIKB	IMLK	JESV
AERO	1,0000	0,1806	0,1595	0,0871	-0,1464	-0,0603	0,0069	0,1268	-0,0788	0,0132
ENHL	0,1806	1,0000	0,0238	0,0812	0,0284	0,0006	-0,0116	0,0556	0,0666	0,0443
NIIS	0,1595	0,0238	1,0000	0,0076	-0,0214	0,0974	0,1025	0,1641	-0,0969	-0,0259
SJPT	0,0871	0,0812	0,0076	1,0000	-0,0327	0,0326	-0,0381	-0,0184	0,0751	-0,0211
ALFA	-0,1464	0,0284	-0,0214	-0,0327	1,0000	-0,0077	-0,0018	-0,0391	0,1531	-0,0397
KMBN	-0,0603	0,0006	0,0974	0,0326	-0,0077	1,0000	0,0798	0,0604	-0,0078	-0,0445
MTLC	0,0069	-0,0116	0,1025	-0,0381	-0,0018	0,0798	1,0000	0,1043	0,0219	-0,0439
AIKB	0,1268	0,0556	0,1641	-0,0184	-0,0391	0,0604	0,1043	1,0000	-0,0589	-0,0555
IMLK	-0,0788	0,0666	-0,0969	0,0751	0,1531	-0,0078	0,0219	-0,0589	1,0000	0,0355
JESV	0,0132	0,0443	-0,0259	-0,0211	-0,0397	-0,0445	-0,0439	-0,0555	0,0355	1,0000

Tabela 5.27. Matrica kovarijanse akcija³⁵³

5.4. Optimalan portfolio prema kriterijumu maksimalnog Sharpe-ovog racia

U tabeli 5.28. prikazani su anuelizovani prinosi i anuelizovana volatilnost svake individualne akcije i Sharpe-ovi koeficijenti.

Simbol	Prosečan prinos (r)	Standardna devijacija (σ)	Anuelizovani prinos i.i.d. ($\hat{r}$)	Anuelizovana volatilnost i.i.d. ($\hat{\sigma}$)	SR ($\frac{\hat{r}}{\hat{\sigma}}$)
AERO	0,0389497 %	1,3941771 %	9,7374 %	22,0439 %	0,4417
ENHL	0,0676305 %	2,3397478 %	16,9076 %	36,9947 %	0,4570
NIIS	0,0873119 %	1,2340785 %	21,8280 %	19,5125 %	1,1187
SJPT	-0,0680604 %	2,0984208 %	-17,0151 %	33,1789 %	-0,5128
ALFA	0,3446461 %	2,2292016 %	86,1615 %	35,2468 %	2,4445
KMBN	0,0176191 %	2,1403996 %	4,4048 %	33,8427 %	0,1302
MTLC	0,1327786 %	1,4444282 %	33,1946 %	22,8384 %	1,4535
AIKB	-0,0170568 %	2,0031473 %	-4,2642 %	31,6725 %	-0,1346
IMLK	-0,0304274 %	1,4850883 %	-7,6069 %	23,4813 %	-0,3240
JESV	0,0155317 %	1,9245872 %	3,8829 %	30,4304 %	0,1276

Tabela 5.28. Prosečan prinos, standardna devijacija, anuelizovani prinos, anuelizovana volatilnost i Sharpe-ov racio deset akcija koje konstitušu portfolio³⁵⁴

Procedura optimizacije portfolia može se izvrši uz funkciju cilja: maksimizacija Sharpe-ovog racia kao odnosa anuelizovanog prinosa i anuelizovane volatilnosti. U tabeli 5.29. predstavljeni su portfoliji prema opadajućoj vrednosti Sharpe-ovog racija. Vidimo da se optimalna struktura sa funkcijom cilja maksimalne vrednosti Sharpe-ovog racia postiže konstruisanjem optimalnog portfolia P19, koji ima prosečnu dnevnu vrednost logaritamskog prinosa 0,17 % i standardnu devijaciju 0,8618 %.

³⁵³ Izvor: Izračun autora.

³⁵⁴ Izvor: Ibid.

Portfolio	E[r]	StD	SR
P19	0,17	0,8618	3,11820
P18	0,18	0,9137	3,11499
P20	0,16	0,8147	3,10538
P17	0,19	0,9695	3,09875
P16	0,2	1,0288	3,07379
P21	0,15	0,7721	3,07158
P15	0,21	1,0913	3,04253
P22	0,14	0,735	3,01174
P14	0,22	1,1572	3,00589
P13	0,23	1,226	2,96639
P23	0,13	0,7015	2,93011
P12	0,24	1,2971	2,92562
P11	0,25	1,371	2,88320
P10	0,26	1,4481	2,83895
P24	0,12	0,6714	2,82598
P09	0,27	1,5278	2,79427
P08	0,28	1,6097	2,75032
P07	0,29	1,695	2,70518
P25	0,11	0,6448	2,69735
P06	0,3	1,785	2,65730
P05	0,31	1,8791	2,60837
P04	0,32	1,9767	2,55958
P26	0,1	0,6223	2,54060
P03	0,33	2,0773	2,51175
P02	0,34	2,1805	2,46542
P01	0,345	2,2292	2,44452
P27	0,09	0,6042	2,35508
P28	0,08	0,5911	2,14045
P29	0,07	0,5831	1,89798
P30	0,06	0,5805	1,63389
P31	0,05	0,5835	1,35414
P32	0,04	0,5919	1,06814
P33	0,03	0,6055	0,78309
P34	0,02	0,624	0,50675

Tabela 5.29. Maksimizacija Sharpe-ovog indeksa (SR max)³⁵⁵

U tabeli 5.30. vidimo da je portfolio P19 sastavljen od 7 akcija, pri čemu akcija KMBN ima ponder 0,33 %, te se njeno učešće u daljem radu smatra zanemarljivim.

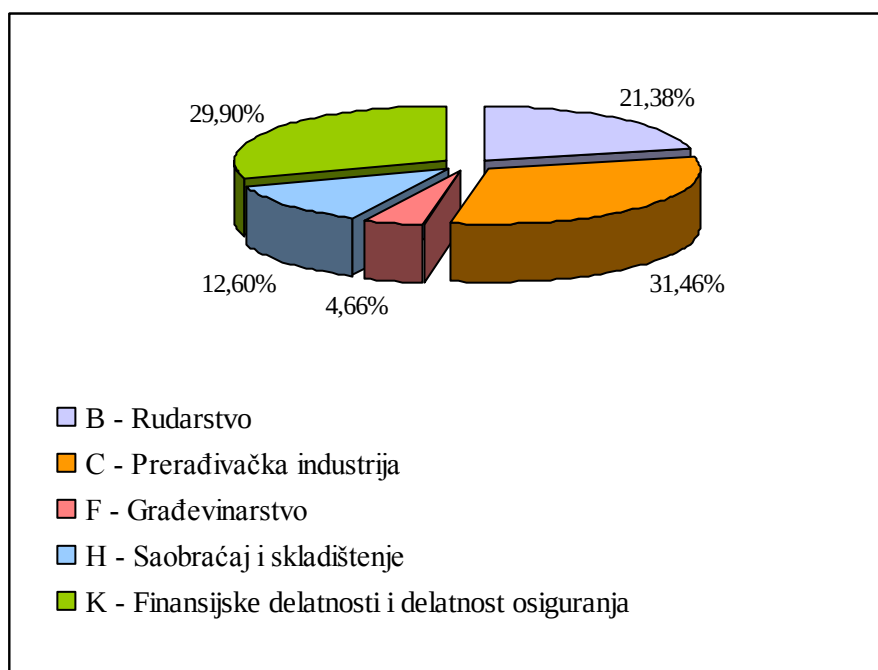
Por	AERO	ENHL	NIIS	SJPT	ALFA	KMBN	MTLC	AIKB	IMLK	JESV
P19	12,60%	3,14%	21,38%	0,00%	31,46%	0,33%	26,43%	0,00%	0,00%	4,66%

Tabela 5.30. Struktura optimalnog portfolia P19 sa maksimalnim Sharpe-ovim raciom³⁵⁶

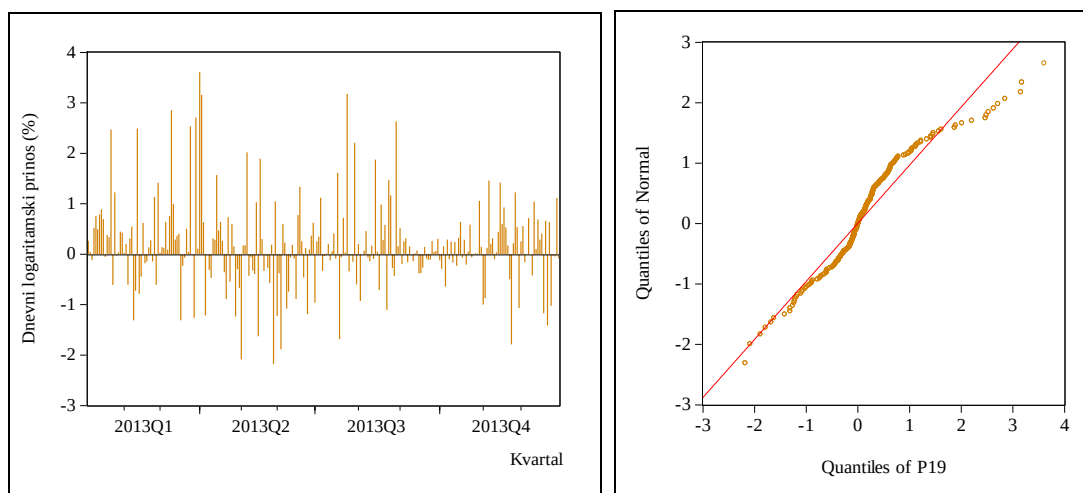
³⁵⁵ Izvor: Ibid.

³⁵⁶ Izvor: Ibid.

Na slici 5.22. prikazana je sektorska diversifikovanost portfolia P19.



Slika 5.22. Sektorska diversifikovanost portfolia P19³⁵⁷

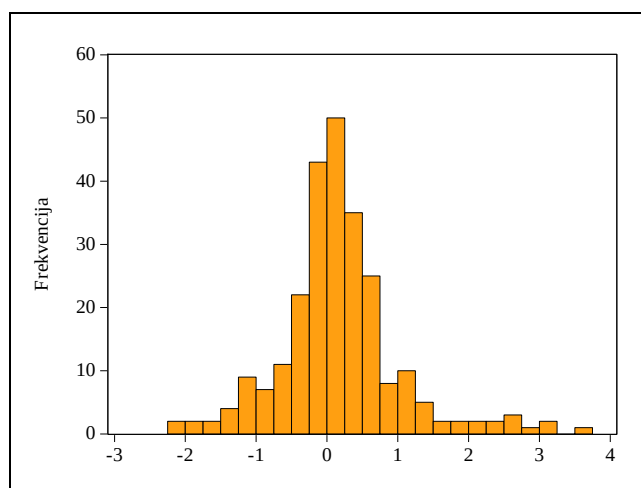


Slika 5.23. Dnevne vrednosti logaritamskih prinosa optimalnog portfolia P19 od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine i Gauss-ov Q-Q dijagram³⁵⁸

Q-Q dijagram i histogrami frekvencije logaritamskih prinosa optimalnog prinosa P19 upućuju na statistički značajna odstupanja empirijske distribucije prinosa od normalnog rasporeda. Svi sprovedeni testovi normalnog rasporeda odbacuju nultu hipotezu o postojanju aproksimacije empirijske distribucije normalnom rasporedu. Koeficijent asimetrije je veći od nule (0,8308) i pokazuje desnostranu distribuciju. Na osnovu dobijenih rezultata, može se zaključiti i da su akcije sa pozitivnom asimetrijom uzele veće učešće u portfoliu, uz pretpostavku o konstantnoj spljoštenosti. Vrednosti koeficijenta spljoštenosti veća je od 3 (5,6391) te zaključujemo da su repovi empirijske raspodele deblji od repova normalne raspodele.

³⁵⁷ Izvor: Obrada autora.

³⁵⁸ Izvor: Ibid.



Slika 5.24. Histogram frekvencija logaritamskih prinosa optimalnog portfolia P19 od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³⁵⁹

	P19
Uzorak (broj opservacija)	250
Prosečna vrednost prinosa	0,1700
Medijana	0,0974
Maksimalna vrednost prinosa	3,6105
Minimalna vrednost prinosa	-2,1758
Standardna devijacija prinosa	0,8620
Koeficijent asimetrije (α_3 , Skewness)	0,8308
Koeficijent spljoštenosti (α_4 , Kurtosis)	5,6391
Jarque-Bera (verovatnoća)	101,3077 0,000000

Tabela 5.31. Deskriptivna statistika logaritamskih prinosa optimalnog portfolia P19 od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³⁶⁰

Izračunata vrednost JB statistike (101,3077) prelazi kritičnu vrednost od 9,21 za rizik greške 5 %, odbacuje se nulta hipoteza i zaključujemo da serija prinosa optimalnog portfolia P19 ne prati normalan raspored.

	Test statistika	p nivo	Zaključak: (5%)
Kolmogorov-Smirnov/Lilliefors Test	0,124023		Snažan dokaz protiv hipoteze o normalnom rasporedu
Shapiro-Wilk W	0,922495	0,000000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Skewness	4,883922	0,000001	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Kurtosis	4,481769	0,000007	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Omnibus	43,93894	0,000000	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu

Tabela 5.32. Testiranje hipoteze o normalnom rasporedu logaritamskih prinosa optimalnog portfolia P19 od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³⁶¹

³⁵⁹ Izvor: Ibid.

³⁶⁰ Izvor: Izračun autora.

³⁶¹ Izvor: Ibid.

5.5. Optimalan portfolio korigovan za autokorelaciju, asimetriju i spljoštenost

Analiza deskriptivne statistike individualnih akcija daje osnov da se razmotri pretpostavka nezavisnosti i normaliteta u raspodeli prinosa. Budući da pretpostavka o nezavisnosti slučajnih varijabli nije ispunjena javlja se problem autokorelacije, odnosno korelacije slučajnih varijabli unutar jednog stohastičkog procesa.

U analizi vremenskih serija, pod autokorelacijom, odnosno serijskom korelacijom, podrazumeva se merenje da li su logaritamski prinosi u korelacij sami sa sobom tokom određenog vremenskog intervala. Drugim rečima, autokorelacija vremenske serije znači da vrednost varijable r_t u jednoj vremenskoj jedinici zavisi od onih koji joj vremenski prethode ili koji se pojavljuju kasnije u nizu. Kod stopa prinosa akcija najčešće se ispituje autokorelaciona veza prvog reda, koja se može prikazati prostim koeficijentom korelacije tekuće vrednosti i vrednosti s docnjom (engl. Lagged), ili tzv. autokorelacionim koeficijentom.

Pozitivna autokorelisanost bi značila da su pozitivne vrednosti praćene uglavnom pozitivnim vrednostima a negativne negativnim i tada je ϕ približno jednako +1; kod negativne autokorelisanosti veoma česta je promena znaka, tj. nakon pozitivne stope u većini slučajeva dolazi do negativne stope i obratno, tada je $\phi = -1$. Pošto nema karakteristične šeme za seriju stopa prinosa, na osnovu pozitivne stope prinosa u jednom periodu ne može se utvrditi sa značajnom verovatnoćom da li će u sledećem periodu doći ponovo do rasta ili pada; isto važi i za negativnu stopu.

Kada je u prinosima vremenske serije prisutna autokorelacija sa koeficijentom autokorelacije prvog reda – ϕ , skalni faktor (engl. Scale factor) koji standardnu devijaciju transformiše u volatilnost nije $\sqrt{h}$ kao pod pretpostavkom i.i.d. (pri čemu je: h – broj obračunskih perioda, za godišnje stope prinosa korišćene u istraživanju $h = 250$). Skalni faktor $AR(1)$ se izračunava prema izrazu:³⁶²

$$AR(1)_{sf} = \left(h + 2 \frac{\phi}{(1-\phi)^2} \left[(h-1)(1-\phi) - \phi(1-\phi^{h-1}) \right] \right) \quad (5.5)$$

U prvoj koloni tabele 5.33. prikazani su koeficijenti serijske korelacije prinosa prvog reda – ϕ analiziranih akcija. U drugoj koloni su izračunati faktori skaliranja $AR(1)_{sf}$ korišćenjem obrasca 5.5, neophodni za izračunavanje volatilnosti sa autokorelisanim prinosima – $\hat{\sigma}_{AR(1)}$ kao proizvoda standardne devijacije prinosa – σ i skalnog faktora $AR(1)_{sf}$. U poslednjoj koloni izračunat je Sharpe-ov ratio korigovan za autokorelaciju – ASR_1 koji se izračunava kao količnik godišnjeg anuelizovanog prinosa i izračunate volatilnosti korigovane autokorelacijom prinosa.

$$ASR_1 = \frac{r \times h}{\sigma \times \sqrt{AR(1)_{sf}}} = \frac{\hat{r}}{\hat{\sigma}_{AR(1)}} \quad (5.6)$$

³⁶² Izvor: Alexander, C., (2008): *Market Risk Analysis II, Practical Financial Econometrics*, New Jersey, John Wiley & Sons Inc, 93.

Simbol	Autokorelacioni koeficijenti prvog reda (φ)	Faktor skaliranja ($AR(1)_{sf}$)	Anuelizovana volatilnost korigovana autokorelacijom prinosa ($\hat{\sigma}_{AR(1)}$)	ASR ₁
AERO	-0,160	13,47	18,7798	0,5185
ENHL	-0,064	14,84	34,7112	0,4871
NIIS	0,212	19,59	24,1763	0,9030
SJPT	0,067	16,91	35,4832	-0,4795
ALFA	-0,093	14,41	32,1255	2,6820
KMBN	-0,073	14,69	31,4525	0,1400
MTLC	-0,260	12,13	17,5241	1,8942
AIKB	-0,325	11,31	22,6583	-0,1882
IMLK	-0,278	11,90	17,6697	-0,4305
JESV	-0,077	14,64	28,1782	0,1378

Tabela 5.33. Autokorelacioni koeficijenti, godišnja volatilnost korigovana autokorelacijom prinosa i Sharpe-ov ratio korigovan autokorelacijom ASR₁³⁶³

Poređenjem anualizovane volatilnosti iz tabele 5.28. i anuelizovane volatilnosti korigovane autokorelacionim koeficijentom, vidimo da negativna serijska korelacija smanjuje procenjenju volatilnost u poređenju sa procesom identične i nezavisne procene (AERO sa 22,0439 % na 18,7798 %, ENHL, sa 36,9947 na 34,7112, ALFA sa 35,2468 na 32,1255, KMBN sa 33,8427 na 32,1255, MTLC sa 22,8384 na 17,5241, AIKB sa 31,6725 na 22,6583, IMLK sa 23,4813 na 17,6697 i akcija JESV sa 30,4304 na 28,1782). Što je negativni autokorelacioni koeficijent veći, smanjenje anuelizovane volatilnosti je veće. S druge strane, pozitivna serijska korelacija prinosa povećava procenjenju volatilnost u poređenju sa procesom identične i nezavisne procene (NIIS sa 19,5125 na 24,1763 i SJPT sa 33,1789 na 35,4832). Što je pozitivan autokorelacioni koeficijent veći, povećanje anuelizovane volatilnosti je značajnije. Poređenjem apsolutnih vrednosti SR iz tabele 5.28. i apsolutnih vrednosti ASR₁ iz tabele 5.33, vidimo da negativni koeficijenti autokorelacije prvog reda povećavaju korigovani Sharpe-ov ratio, dok pozitivni koeficijenti autokorelacije prvog reda smanjuju vrednost korigovanog ASR₁ u odnosu na SR. Pod pretpostavkom da su investitori neskloni ne samo prema visokoj volatilnosti, već i prema negativnoj meri asimetrije i meri spljoštenosti sa vrednostima preko 3, Sharpe-ov ratio je prilagođen za ove više momente distribucije – ASR₂, kako bi se u potpunosti obuhvatile karakteristike empirijske raspodele prinosa domaćih akcija.

$$ASR_2 = \hat{\lambda} + \left(\frac{\hat{\gamma}}{6}\right)\hat{\lambda}^2 - \left(\frac{\hat{k}}{24}\right)\hat{\lambda}^3 \quad (5.7)$$

Pri čemu je: $\hat{\lambda}$ – vrednost standardnog Sharpe-ovog racia ili Sharpe-ovog racia korigovanog autokorelacijom (što je primenjeno u empirijskom istraživanju), $\hat{\gamma}$ – mera asimetrije (α_3), a $\hat{k}$ – mera spljoštenosti (α_4). Korigovani Sharpe-ov ratio ASR₂ će biti niži ukoliko je empirijski raspored realizovanog prinosa negativno asimetričan i ako je u vremenskim serijama prinosa prisutan leptokurtosis.

³⁶³ Izvor: Izračun autora.

Simbol	Koeficijent asimetrije (α_3)	Koeficijent spljoštenosti (α_4)	ASR ₂
AERO	-0,4750	5,8751	0,4631
ENHL	-0,1724	7,971	0,4419
NIIS	-1,0625	14,9719	0,2992
SJPT	0,4669	5,4469	-0,4366
ALFA	1,3635	9,1694	-3,0547
KMBN	-0,5762	7,5218	0,1373
MTLC	-0,0689	8,3443	-0,5116
AIKB	0,3773	10,6274	-0,1831
IMLK	-0,0024	29,7549	-0,33170
JESV	0,1613	15,2269	0,13665

Tabela 5.34. Koeficijent asimetrije i spoljoštenosti, i Sharpe-ov racio korigovan autokorelacijom, asimetrijom i spoljoštenošću ASR₂³⁶⁴

Sumarnim pregledom koeficijenata asimetrije i spljoštenosti u tabeli 5.34, vidimo da raspodele prinosa analiziranih akcija nisu simetrične i pokazuju slabu negativnu asimetriju za akcije ENHL, MTLC i IMLK, srednju negativnu asimetriju za akciju AERO i statistički značajnu negativnu asimetriju za akciju KMBN. Slabu pozitivnu asimetriju raspodele prinosa imala je akcija JESV, srednju pozitivnu asimetriju akcije SJPT i AIKB, dok je statistički značajnu pozitivnu asimetriju zabeležila distribucija prinosa akcije ALFA.³⁶⁵ Visoka vrednost koeficijenta zaobljenosti dominira kod akcija: IMLK, JESV, NIIS, AIKB, ALFA, MTLC, KMBN, IMLK i JESV, dok akcije AERO i SJPT imaju nešto niži koeficijent spljoštenosti. Svi koeficijenti spoljoštenosti veći su od vrednosti 3, što ukazuje na prisustvo ekstremnih događaja za koje postoji mala verovatnoća nastanka pod pretpostavkom normalnog rasporeda. Korigovanjem Sharpe-ov racia ASR₁ za koeficijent asimetrije i spoljoštenosti dobijena je vrednost ASR₂. Iz tabele 5.34. vidimo da je ASR₂ niži ukoliko je u empirijskom rasporedu realizovanog prinosa prisutna negativna asimetrija i/ili ako je prisutan leptokurtosis. Budući da sve analizirane akcije imaju najmanje jednu navedenu karakteristiku sve vrednosti ASR₂ su niže od vrednosti ASR₁.

Simbol	SR	ASR ₁	Promena ASR ₁ u odnosu na SR	ASR ₂	Promena ASR ₂ u odnosu na ASR ₁
AERO	0,4417	0,5185	+ 17,3874	0,4631	-10,6847
ENHL	0,457	0,4871	+ 6,5864	0,4419	-9,2794
NIIS	1,1187	0,9030	- 19,2813	0,2992	-66,8660
SJPT	-0,5128	-0,4795	- 6,4938	-0,4366	-8,9468
ALFA	2,4445	2,6820	+ 9,7157	-3,0547	-213,8960
KMBN	0,1302	0,1400	+ 7,5269	0,1373	-1,9286
MTLC	1,4535	1,8942	+ 30,3199	-0,5116	-127,0090
AIKB	-0,1346	-0,1882	+ 39,8217	-0,1831	-2,7099
IMLK	-0,324	-0,4305	+ 32,8704	-0,3317	-22,9501
JESV	0,1276	0,1378	+ 7,9937	0,1366	-0,8345

Tabela 5.35. Poređenje apsolutnih vrednosti SR, ASR₁ i ASR₂³⁶⁶

³⁶⁴ Izvor: Ibid.

³⁶⁵ Jačina asimetrije određena je na sledeći način: a) mala asimetrija: $\alpha_3 \leq 0,25$; b) srednja asimetrija: $0,25 < \alpha_3 \leq 0,50$ i c) jaka asimetrija: $\alpha_3 > 0,50$.

³⁶⁶ Izvor: Izračun autora.

Maksimizacijom ASR_2 kao optimalan portfolio kreira se portfolio P30.

Portfolio	E[r]	StD	SR	ASR1	ASR2
P30	0,06	0,5805	1,63389	1,65187	1,01821
P31	0,05	0,5835	1,35414	1,37485	0,98674
P29	0,07	0,5831	1,89798	1,91271	0,95891
P32	0,04	0,5919	1,06814	1,09052	0,88578
P28	0,08	0,5911	2,14045	2,15418	0,82293
P33	0,03	0,6055	0,78309	0,80455	0,71761
P27	0,09	0,6042	2,35508	2,37015	0,59468
P34	0,02	0,624	0,50675	0,52453	0,49844
P26	0,10	0,6223	2,54060	2,55989	0,27145
P25	0,11	0,6448	2,69735	2,72427	-0,14264
P24	0,12	0,6714	2,82598	2,86302	-0,62335
P23	0,13	0,7015	2,93011	2,97831	-1,14270
P22	0,14	0,735	3,01174	3,07527	-1,68986
P21	0,15	0,7721	3,07158	3,15803	-2,31921
P20	0,16	0,8147	3,10538	3,22842	-3,00928
P01	0,345	2,2292	2,44452	2,68212	-3,16510
P02	0,34	2,1805	2,46542	2,70413	-3,28142
P19	0,17	0,8618	3,11820	3,27613	-3,49962
P03	0,33	2,0773	2,51175	2,75353	-3,53640
P04	0,32	1,9767	2,55958	2,80563	-3,79105
P05	0,31	1,8791	2,60837	2,86027	-4,03474
P18	0,18	0,9137	3,11499	3,30954	-4,11445
P06	0,30	1,785	2,65730	2,91718	-4,25272
P07	0,29	1,695	2,70518	2,97578	-4,42595
P17	0,19	0,9695	3,09875	3,32694	-4,51358
P08	0,28	1,6097	2,75032	3,03498	-4,55023
P16	0,20	1,0288	3,07379	3,32967	-4,78004
P09	0,27	1,5278	2,79427	3,09244	-4,83101
P10	0,26	1,4481	2,83895	3,15071	-5,07543
P15	0,21	1,0913	3,04253	3,32636	-5,07968
P11	0,25	1,371	2,8832	3,20806	-5,25672
P14	0,22	1,1572	3,00589	3,31322	-5,28762
P12	0,24	1,2971	2,92562	3,26222	-5,34624
P13	0,23	1,226	2,96639	3,29204	-5,37295

Tabela 5.36. Maksimizacija Sharpe-ovog indeksa korigovanog za autokorelaciju, mere asimetrije i spljoštenosti ($ASR_2 \max$)³⁶⁷

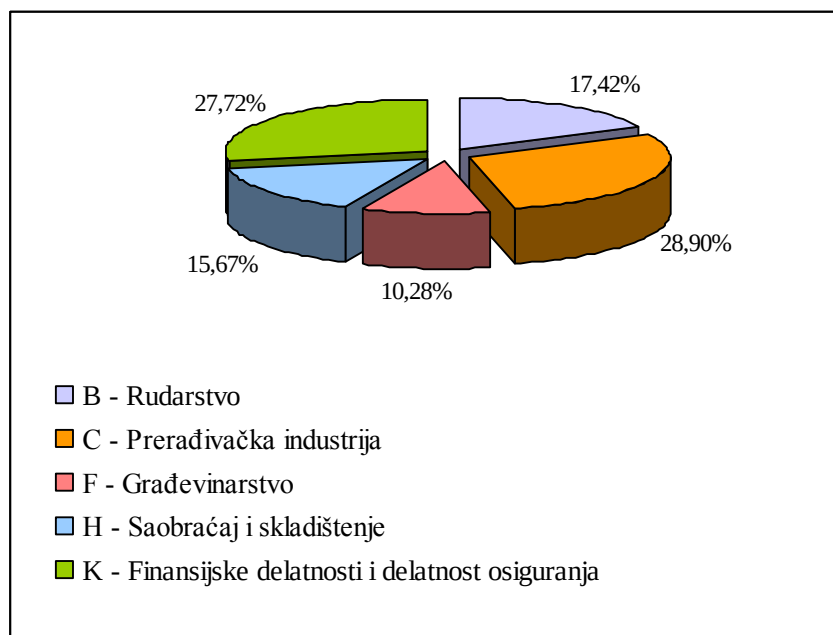
Optimalna struktura sa funkcijom cilja maksimalne vrednosti Sharpe-ovog racia korigovanog za utokorelaciju, asimetriju i spljoštenost kreira se konstruisanjem portfolia P30, koji ima prosečnu vrednost logaritamskog prinosa 0,06 % i standardnu devijaciju 0,5805 %. Portfolio P30 sastavljen je od svih 10 akcija, time je bolje diversifikovan u odnosu na P19, ali ne smemo zanemariti i više transakcione troškove.

Por	AERO	ENHL	NIIS	SJPT	ALFA	KMBN	MTLC	AIKB	IMLK	JESV
P30	15,67%	2,41%	17,42%	6,39%	7,55%	6,32%	13,65%	5,34%	14,96%	10,28%

Tabela 5.37. Struktura optimalnog portfolia P30 sa maksimalnim Sharpe-ovim raciom korigovanim za autokorelaciju, asimetriju i spljoštenost³⁶⁸

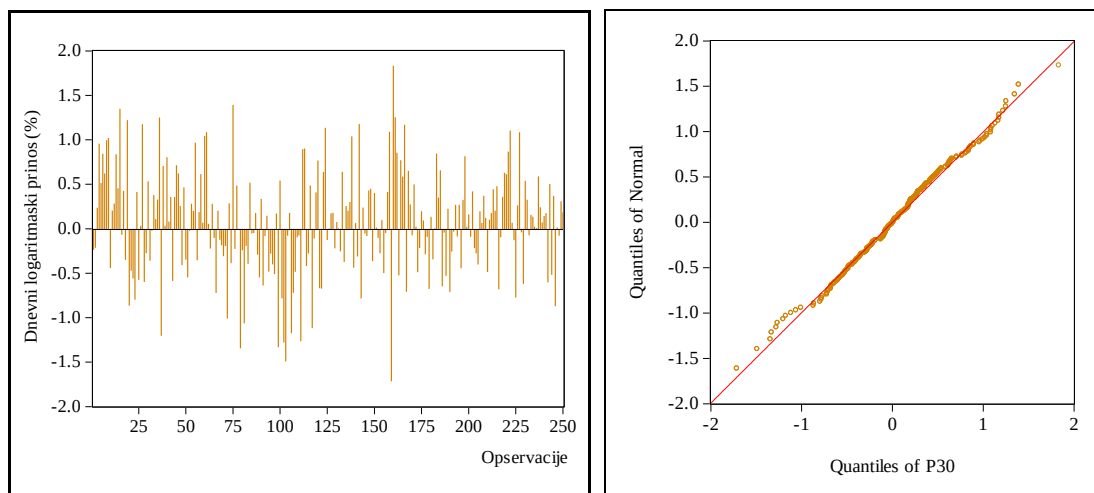
³⁶⁷ Izvor: Ibid.

³⁶⁸ Izvor: Ibid.



Slika 5.25. Sektorska diversifikovanost portfolia P30³⁶⁹

U odnosu na sektorsku diversifikovanost portfolia P19, u strukturi portfolia P30 ni jedan sektor ne prelazi učešće od 30 % i ni jedan sektor nema učešće manje od 10 % (za razliku od strukture portfolia P19, u kojoj sektor C - Prerađivačke industrije ima udeo od 31,46 %, a sektor F – Građevinarstvo skroman udeo od 4,66 %). Sektorska participacija akcija u portfoli P30 je ravnomernija u poređenju sa sektorskom participacijom akcija u strukturi portfolia P19.

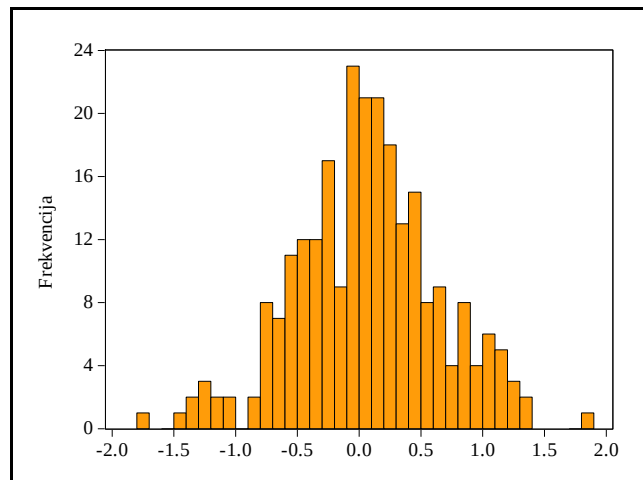


Slika 5.26. Dnevne vrednosti logaritamskih prinosa optimalnog portfolia P30 od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine i Gauss-ov Q-Q dijagram³⁷⁰

Q-Q dijagram i histogrami frekvencije logaritamskih prinosa optimalnog prinosa P30 pokazuju neznatna odstupanja empirijske distribucije prinosa od normalnog rasporeda. Koeficijent asimetrije je neznatno manji od nule (-0,0433) i pokazuje blagu desnostranu distribuciju. Vrednost koeficijenta spljoštenosti je vrlo blizu vrednosti 3,0 (3,2691) te zaključujemo da su repovi raspodele P30 neznatno deblji od repova normalne raspodele.

³⁶⁹ Izvor: Obrada autora.

³⁷⁰ Izvor: Ibid.



Slika 5.27. Histogram frekvencija logaritamskih prinosa optimalnog portfolia P30 od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³⁷¹

	P30
Uzorak (broj opservacija)	250
Prosečna vrednost prinosa	0,0599
Medijana	0,0644
Maksimalna vrednost prinosa	1,8329
Minimalna vrednost prinosa	-1,7130
Standardna devijacija prinosa	0,5805
Koeficijent asimetrije (α_3 , Skewness)	- 0,0433
Koeficijent spljoštenosti (α_4 , Kurtosis)	3,2691
Jarque-Bera (verovatnoća)	0,8326
	0,659464

Tabela 5.38. Deskriptivna statistika logaritamskih prinosa optimalnog portfolia P30 od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³⁷²

	Test statistika	p nivo	Zaključak: (5%)
Kolmogorov-Smirnov/Lilliefors Test	0,039361		Nema dokaza protiv hipoteze o normalnom rasporedu
Shapiro-Wilk W	0,994535	0,508275	Prihvatiti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Skewness	0,287109	0,774029	Prihvatiti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Kurtosis	1,021418	0,307057	Prihvatiti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Omnibus	1,125726	0,569576	Prihvatiti hipotezu o normalnom rasporedu

Tabela 5.39. Testiranje hipoteze o normalnom rasporedu logaritamskih prinosa optimalnog portfolia P30 od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³⁷³

Izračunata vrednost JB statistike (0,8326) ne prelazi kritičnu vrednost od 9,21 za rizik greške 5 %, te se prihvata nulta hipoteza i zaključujemo da serija prinosa P30 ima normalan raspored. Svi sprovedeni testovi normalnog rasporeda prihvataju nultu hipotezu o postojanju aproksimacije empirijske distribucije normalnom rasporedu.

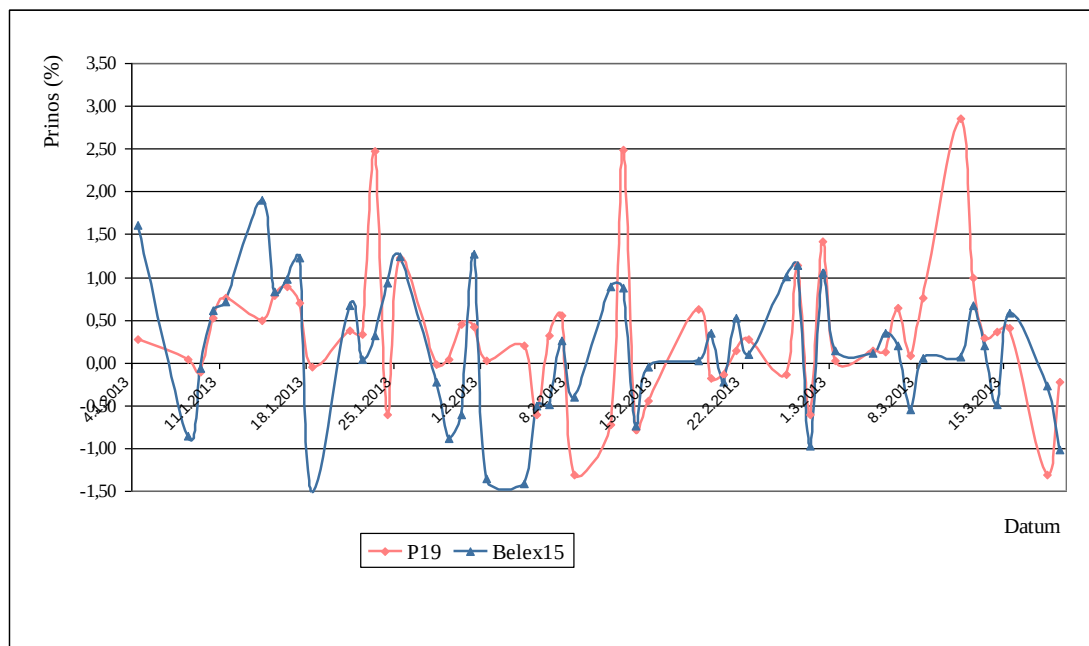
³⁷¹ Izvor: Ibid.

³⁷² Izvor: Izračun autora.

³⁷³ Izvor: Ibid.

5.6. Komparativna analiza performansi odabranih portfolia i tržišnog benčmarka

Na narednim slikama dat je grafički prikaz kretanja dnevnih logaritamskih prinosa indeksa Beogradske berze Belex15 i dva analizirana optimalna portfolia P19 i P30 (u estimacionom periodu od 250 dnevnih opservacija). U posmatranom razdoblju prinosi tržišnih indeksa i optimalnih portfolia su snažno varirali.

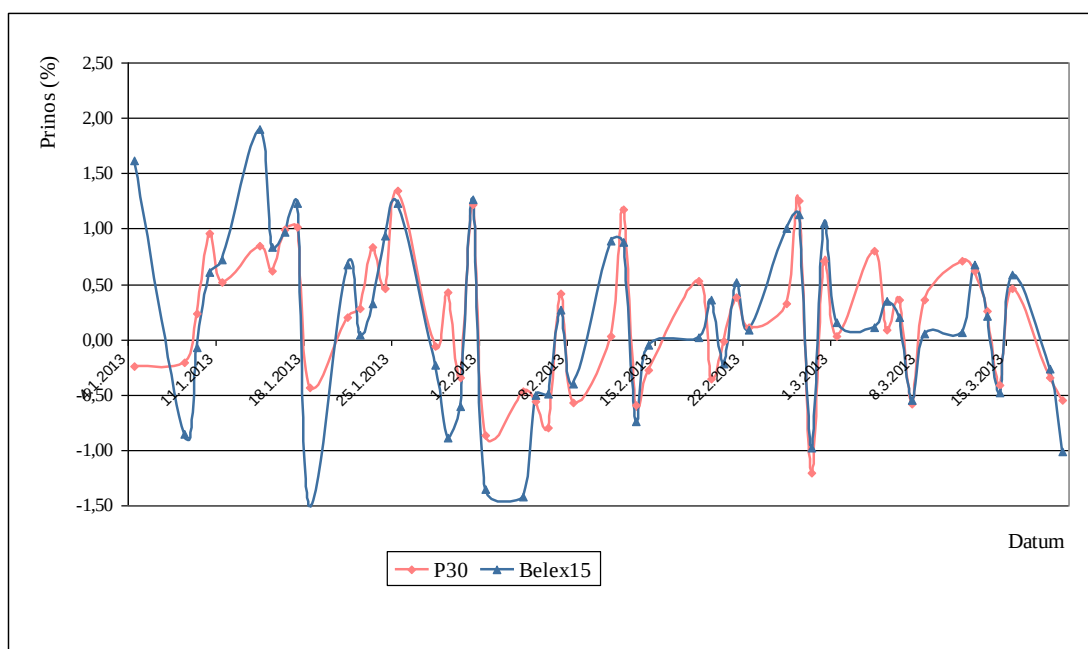


Slika 5.28. Kretanje prinosa tržišnog indeksa Belex15 i optimalnog portfolia P19 od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³⁷⁴

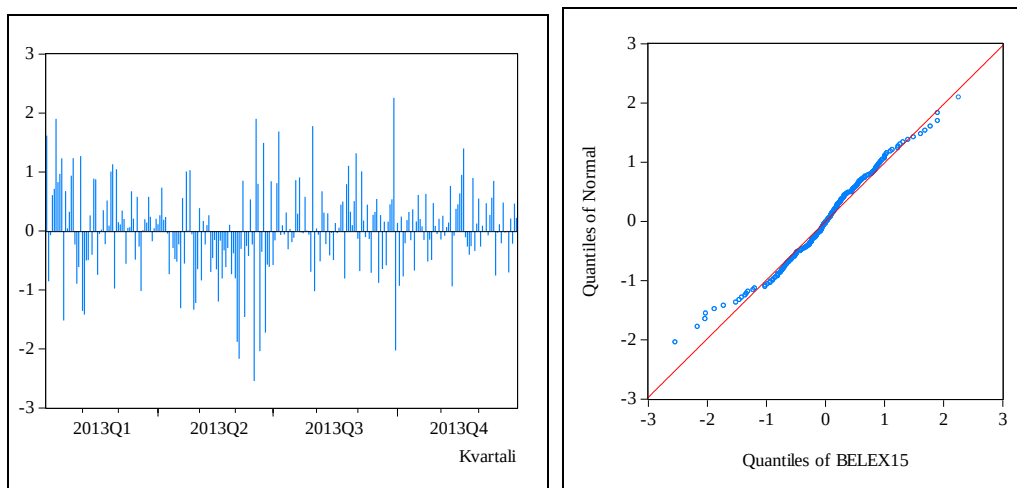
Koeficijent korelacije prinosa Belex15 i prinosa portfolia P19 u posmatranom periodu je iznosio svega 0,3698. Relativno niska vrednost koeficijenta korelacije upućuje na slabiju zavisnost kretanja prinosa Belex15 i P19, što se uočava na prethodnoj slici. Iako većina akcija uključenih u portfolio P19 ujedno čini i bazu indeksa Belex15, ova relativno niska povezanost kretanja prinosa je posledica malog broja akcija uključenih u optimalni portfolio P19 (7 akcija u strukturi) u odnosu na bazu indeksa Belex15.

U posmatranom istorijskom, estimacionom periodu, koeficijent korelacije između Belex15 i prinosa portfolia P30 je iznosio 0,7702, što upućuje na snažnu povezanost kretanja prinosa posmatranih vremenskih serija. Ova viša korelisanost prinosa uočljiva je posmatranjem narednog grafičkog prikaza kretanja logaritamskih prinosa i posledica je činjenice da je većina akcija uključenih u portfolio P30 (10 akcija u strukturi) ujedno uključena u bazu indeksa Belex15. Ukoliko bi se primenila pasivna strategija upravljanja portfoliom replikacijom tržišnog indeksa Belex15, portfolio P30 bi imao manju grešku praćenja u odnosu na portfolio P19.

³⁷⁴ Izvor: Obrada autora.



Slika 5.29. Kretanje prinosa tržišnog indeksa Belex15 i optimalnog portfolia P30 od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³⁷⁵

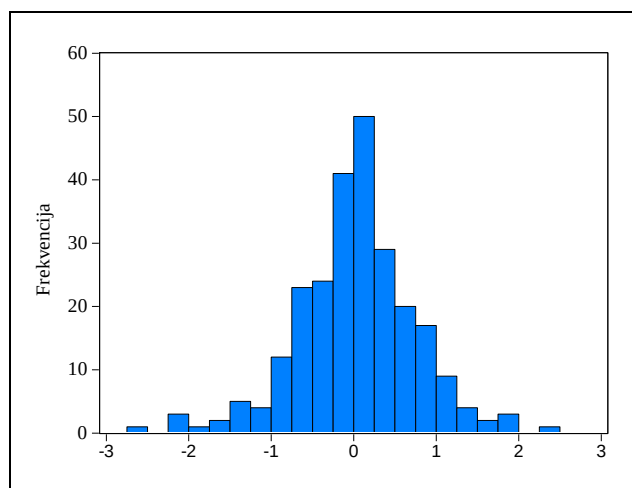


Slika 5.30. Dnevne vrednosti logaritamskih prinosa Belex15 od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine i Gauss-ov Q-Q dijagram³⁷⁶

Q-Q dijagram i histogrami frekvencije prinosa indeksa Belex15 upućuju na statistički značajna odstupanja empirijske distribucije prinosa od normalnog rasporeda. Gotovo svi sprovedeni testovi normalnog rasporeda (osim D'Agostino Skewness testa) odbacuju nultu hipotezu o postojanju aproksimacije empirijske distribucije normalnom rasporedu. Koeficijent asimetrije je manji od nule (-0,2289) i pokazuje veću verovatnoću ostvarivanja negativnih u odnosu na pozitivne prinose. Vrednosti koeficijenta spljoštenost veća je od 3 (4,2358) te zaključujemo da su repovi empirijske raspodele neznatno deblji od repova normalne raspodele. Izračunata vrednost JB statistike (18,0928) prelazi kritičnu vrednost od 9,21 za rizik greške 5 %, i zaključujemo da serija prinosa tržišnog indeksa Belex15 ne prati normalan raspored.

³⁷⁵ Izvor: Ibid.

³⁷⁶ Izvor: Ibid.



Slika 5.31. Histogram frekvencija logaritamskih prinosa Belex15 od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³⁷⁷

	Belex15
Uzorak (broj opservacija)	250
Prosečna vrednost prinosa	0,0207
Medijana	0,0444
Maksimalna vrednost prinosa	2,2566
Minimalna vrednost prinosa	-2,5402
Standardna devijacija prinosa	0,7171
Koeficijent asimetrije (α_3 , Skewness)	- 0,2289
Koeficijent spljoštenosti (α_4 , Kurtosis)	4,2358
Jarque-Bera (verovatnoća)	18,0928 0,000118

Tabela 5.40. Deskriptivna statistika logaritamskih prinosa Belex15 od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³⁷⁸

	Test statistika	p nivo	Zaključak: (5%)
Kolmogorov-Smirnov/Lilliefors Test	0,060588		Dovoljno dokaza protiv hipoteze o normalnom rasporedu
Shapiro-Wilk W	0,98468	0,008713	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Skewness	1,501321	0,133273	Prihvatiti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Kurtosis	2,926241	0,003431	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Omnibus	10,81685	0,004479	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu

Tabela 5.41. Testiranje hipoteze o normalnom rasporedu logaritamskih prinosa Belex15 od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³⁷⁹

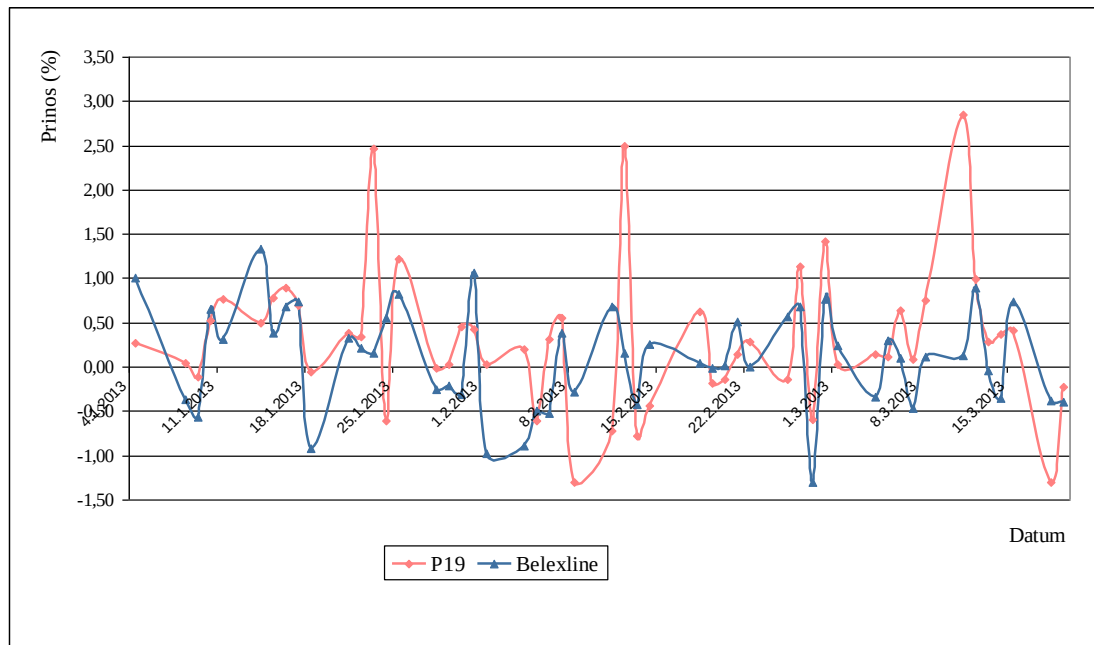
Na narednim slikama dat je uporedni grafički prikaz kretanja dnevnih logaritamskih prinosa indeksa Beogradske berze Belexline i dva analizirana optimalna portfolia P19 i P30 (u estimacionom periodu od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine koji je obuhvatio 250 dnevnih opservacija).

³⁷⁷ Izvor: Ibid.

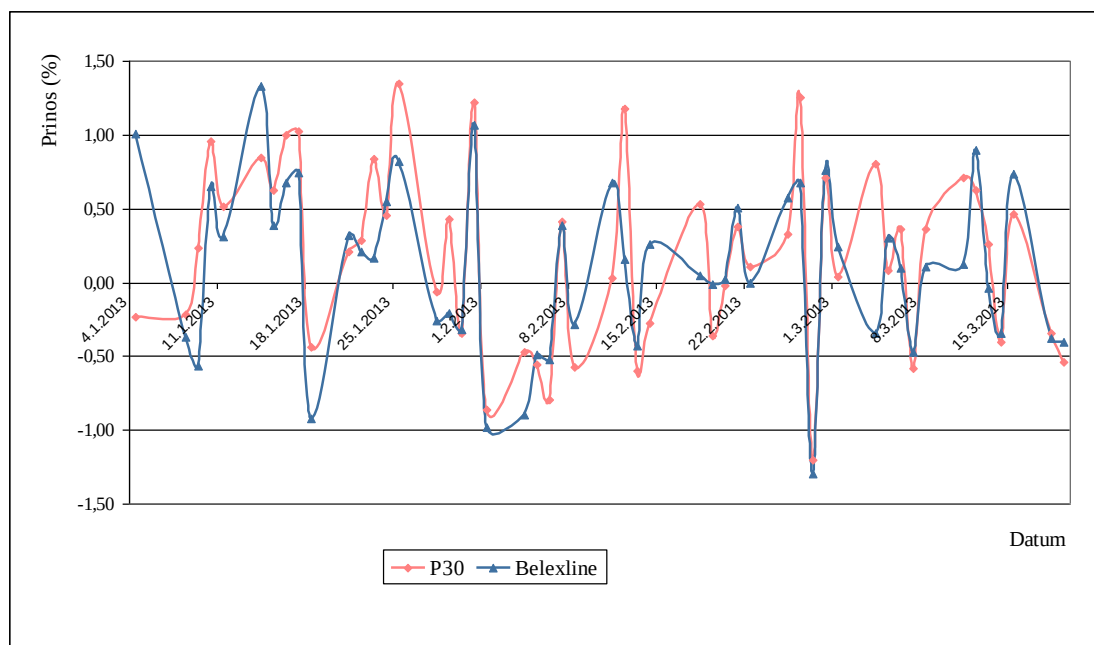
³⁷⁸ Izvor: Izračun autora.

³⁷⁹ Izvor: Ibid.

U posmatranom periodu, stope prinosa Belexline i prinosa portfolia P19 su snažno varirale, i kao što je primetno na narednoj slici bile su slabo međusobno korelisane. Koeficijent korelacije između prinosa Belexline i P19 iznosio je 0,3677 što ukazuje na relativno slabu zavisnost kretanja njihovih prinosa. Ovako niska povezanost kretanja prinosa ukazuje na drastične razlike strukture optimalnog portfolia P19 u odnosu na bazu indeksa Belexline.



Slika 5.32. Kretanje prinosa tržišnog indeksa Belexline i optimalnog portfolia P19 od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³⁸⁰

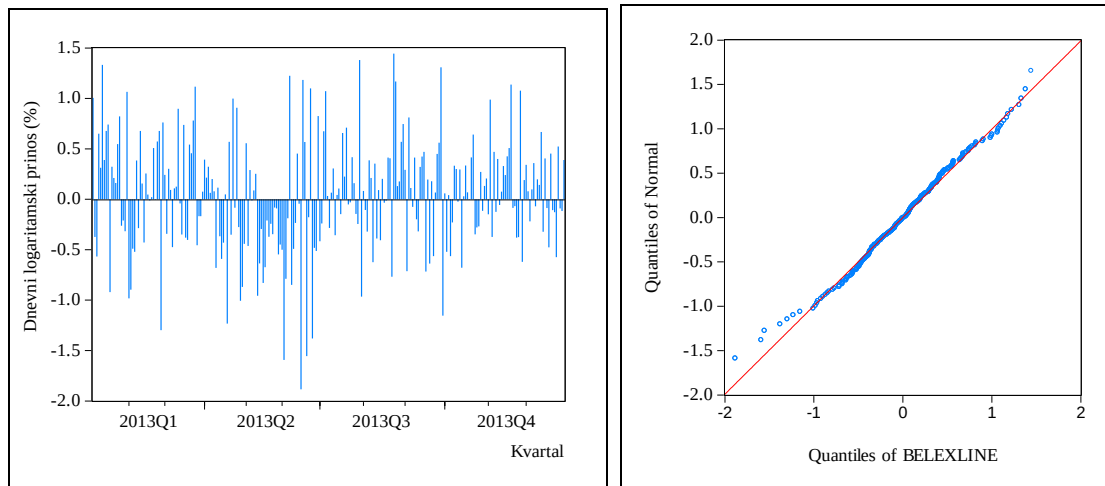


Slika 5.33. Kretanje prinosa tržišnog indeksa Belexline i optimalnog portfolia P30 od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³⁸¹

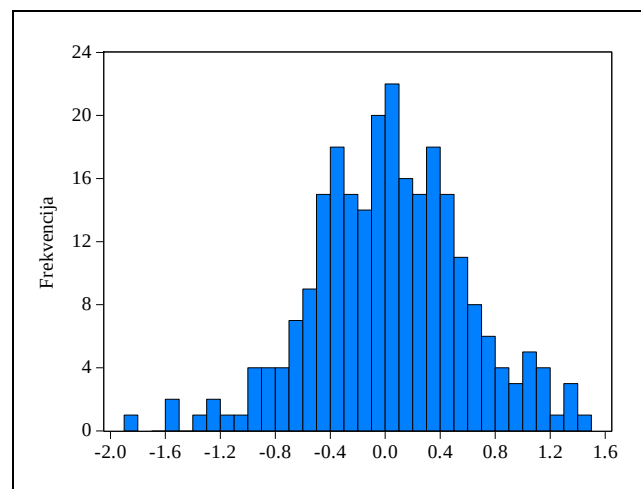
³⁸⁰ Izvor: Obrada autora.

³⁸¹ Izvor: Ibid.

S druge strane, koeficijent korelacije između prinosa Belexline i prinosa portfolia P30 iznosio je 0,7691 i ukazuje na snažniju uzajamnu povezanost kretanja prinosa u odnosu na povezanost prinosa P30 sa kretanjem prinosa indeksa Belex15. Ukoliko bi se primenila pasivna strategija upravljanja portfoliom replikacijom tržišnog benčmarka Belexline, portfolio P30 bi imao manju grešku praćenja u odnosu na P19. U tom smislu, investitori skloni pasivnim strategijama bi portfolio P30 smatrali efikasnijim u odnosu na portfolio P19, bilo da Belex15 ili Belexline tretiraju kao tržišni benčmark.



Slika 5.34. Dnevne vrednosti logaritamskih prinosa Belexline od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine i Gauss-ov Q-Q dijagram³⁸²



Slika 5.35. Histogram frekvencija logaritamskih prinosa Belexline od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³⁸³

Q-Q dijagram i histogrami frekvencije logaritamskih prinosa tržišnog indeksa Belexline pokazuju neznatna odstupanja empirijske distribucije prinosa od normalnog rasporeda. Koeficijent asimetrije je neznatno manji od nule (-0,1479) i pokazuje blagu desnostranu distribuciju i malo veću verovatnoću ostvarivanja negativnih u odnosu na pozitivne prinose. Vrednosti koeficijenta spljoštenost je vrlo bliska vrednosti 3,0 (3,4656) te zaključujemo da su repovi empirijske raspodele neznatno deblji od repova normalne raspodele.

³⁸² Izvor: Ibid.

³⁸³ Izvor: Ibid.

	Belexline
Uzorak (broj opservacija)	250
Prosečna vrednost prinosa	0,0319
Medijana	0,0481
Maksimalna vrednost prinosa	1,4446
Minimalna vrednost prinosa	-1,8832
Standardna devijacija prinosa	0,5628
Koeficijent asimetrije (α_3 , Skewness)	- 0,1479
Koeficijent spljoštenosti (α_4 , Kurtosis)	3,4656
Jarque-Bera (verovatnoća)	3,1698 0,204966

Tabela 5.42. Deskriptivna statistika logaritamskih prinosa Belexline od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³⁸⁴

Izračunata vrednost JB statistike (3,169) ne prelazi kritičnu vrednost od 9,21 za rizik greške 5 %, te se prihvata nulta hipoteza i zaključujemo da serija prinosa tržišnog indeksa Belexline ima normalan raspored. Svi sprovedeni testovi normalnog rasporeda prikazani u narednoj tabeli prihvataju nultu hipotezu o postojanju aproksimacije empirijske distribucije normalnom rasporedu.

	Test statistika	p nivo	Zaključak: (5%)
Kolmogorov-Smirnov/Lilliefors Test	0,033219		Nema dokaza protiv hipoteze o normalnom rasporedu
Shapiro-Wilk W	0,994443	0,492697	Prihvatiti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Skewness	0,976553	0,32879	Prihvatiti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Kurtosis	1,509414	0,131193	Prihvatiti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Omnibus	3,231987	0,198693	Prihvatiti hipotezu o normalnom rasporedu

Tabela 5.43. Testiranje hipoteze o normalnom rasporedu logaritamskih prinosa Belexline od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine³⁸⁵

U etimacionom periodu istraživanja, optimalni portfolio P19 i P30, i oba tržišna indeksa ostvarili su pozitivnu srednju vrednost. Na osnovu naredne tabele vidimo da su P19 i P30 ostvarili veće stope prinosa u odnosu na oba tržišna indeksa, čime je potvrđena pretpostavka da se ulaganjem u domaće hartije od vrednosti primenom Markowitz-evog algoritma može konstituisati portfolio sastavljen od manjeg broja akcija (uz manje transakcione troškove) koji nadmašuje prinos tržišnih indeksa.

	Prosečan prinos (r)	Standardna devijacija (σ)	Anuelizovani prinos i.i.d. ($\hat{r}$)	Anuelizovana volatilnost i.i.d, ($\hat{\sigma}$)	SR ($\frac{\hat{r}}{\hat{\sigma}}$)
P19	0,1699 %	0,8620 %	42,4999 %	13,6296 %	3,11820
P30	0,0599 %	0,5805 %	14,9967 %	9,1785 %	1,6339
Belex15	0,0207 %	0,7171 %	5,1672 %	11,3388 %	0,4557
Belexline	0,0319 %	0,5628 %	7,9778 %	8,8994 %	0,8964

Tabela 5.44. Prosečan prinos, standardna devijacija, anuelizovani prinos, anuelizovana volatilnost i Sharpe-ov racio P19, P30, Belex15 i Belexline³⁸⁶

³⁸⁴ Izvor: Izračun autora.

³⁸⁵ Izvor: Ibid.

³⁸⁶ Izvor: Ibid.

Standardna devijacija prinosa, odnosno anuelizovana volatilnost P19 je veća u odnosu na anuelizovanu volatilnost oba tržišna indeksa. Anuelizovana volatilnost P30 je manja od anuelizovane volatilnosti tržišnog indeksa Belex15, i veća u odnosu na anuelizovanu volatilnost tržišnog indeksa Belexline. Osnovni uzrok lošijih performansi indeksa Belex15 u odnosu na portfolio P30 može se pronaći u nedovoljnoj diversifikaciji indeksne korpe, čime nije eliminisan nesistemska rizik u potpunosti. Budući da standardna devijacija kao apsolutna mera disperzije, ne pruža odgovor na pitanje koji portfolio ima veći rizik kada postoje dve distribucije sa različitim vrednostima prosečnog prinosa i različitim vrednostima standardne devijacije, korišćena je relativna mera disperzije po jedinici očekivanog prinosa, odnosno koeficijent varijacije – CV.

	Prosečan prinos (r)	Standardna devijacija (σ)	CV ($\frac{\sigma}{r}$)
P19	0,1699 %	0,8620 %	5,0376
P30	0,0599 %	0,5805 %	9,6911
Belex15	0,0207 %	0,7171 %	34,6425
Belexline	0,0319 %	0,5628 %	17,6426

Tabela 5.45. Prosečan prinos, standardna devijacija i koeficijent varijacije P19, P30, Belex15 i Belexline³⁸⁷

Najviši koeficijent varijacije ima Belex15 (34,6425) i svedoči o najvećem riziku u jedinici prinosa. Drugim rečima, Belex15 je rizičniji od P19 i P30 po osnovu broja jedinica rizika za svaki procenat prinosa. Koeficijent varijacije Belexline je viši od koeficijentata varijacije P19 i P30, te je i Belexline rizičniji od P19 i P30 po osnovu broja jedinica rizika za svaki procenat prinosa.

	Autokorelacioni koeficijenti prvog reda (ϕ)	Faktor skaliranja ($AR(1)_{sf}$)	Anuelizovana volatilnost korigovana autokorelacijom prinosa ($\hat{\sigma}_{AR(1)}$)	ASR ₁
P19	- 0,050	15,05	12,9727	3,2761
P30	- 0,011	15,64	9,0786 %	1,6519
Belex15	-0,013	15,61	11,1969 %	0,4615
Belexline	-0,061	14,87	8,3709 %	0,9531

Tabela 5.46. Autokorelacioni koeficijenti, godišnja volatilnost korigovana autokorelacijom prinosa i Sharpe-ov ratio korigovan autokorelacijom ASR₁ P19, P30, Belex15 i Belexline³⁸⁸

U slučaju negativne autokorelisanosti veoma česta je promena znaka, tj. nakon pozitivne stope u većini slučajeva dolazi do negativne stope i obratno, tada je $\phi = -1$. Na osnovu prethodne tabele vidimo da se usled negativnog autokorelacionog koeficijenta prvog reda Sharpe-ov indeks korigovan autokorelacijom ASR₁ smanjio u odnosu na standardni Sharpe-ov ratio i to najizrazitije u slučaju portfolia P19 koji ima najsnažniju serijsku korelisanost.

Budući da je prema stepenu razvoja, tržište kapitala Republike Srbije i dalje slabo razvijeno, autokorelacija prinosa posledica je nesinhronog trgovanja, ali i asimetričnog cenovnog prilagođavanja.

³⁸⁷ Izvor: Ibid.

³⁸⁸ Izvor: Ibid.

	Koeficijent asimetrije (α_3)	Koeficijent spljoštenosti (α_4)	ASR ₂
P19	0,8308	5,6391	-3,49962
P30	-0,0433	3,2691	1,01821
Belex15	- 0,2289	4,2358	0,43602
Belexline	- 0,1479	3,4656	0,80567

Tabela 5.47. Koeficijent asimetrije i spljoštenosti, i Sharpe-ov ratio korigovan autokorelacijom, asimetrijom i spljoštenošću ASR₂ P19, P30, Belex15 i Belexline³⁸⁹

Komparativnom analizom viših momenata distribucije, uočavamo snažno pozitivan asimetričan empirijski raspored prinosa portfolia P19 ($\alpha_3 = 0,8308$, jaka asimetrija: $\alpha_3 > 0,50$) i slabo negativnu asimetričnu empirijsku raspodelu prinosa portfolia P30, indeksa Belex15 Belexline ($\alpha_3 = - 0,0433$, $\alpha_3 = - 0,1479$, $\alpha_3 = - 0,2289$ respektivno, mala asimetrija: $\alpha_3 \leq 0,25$). Pozitivan predznak koeficijenta asimetrije raspodele prinosa P19 ukazuje na desnostranu asimetriju. Ispruženi rep empirijskog rasporeda prinosa portfolia P19 se nalazi desnoj strani dok je većina slučajeva na levoj strani. Duži desni rep u odnosu na kraći levi rep distribucije pokazuje na veću verovatnoću ostvarivanja pozitivnih prinosa u slučaju P19 nego što se to predviđa normalnom distribucijom. Na osnovu dobijenih rezultata, može se zaključiti da su akcije sa pozitivnom asimetrijom uzele veće učešće u portfoliu P19, uz pretpostavku o konstantnoj meri spljoštenosti. Kako je portfolio P19, portfolio sa najmanjim brojem uključenih akcija zaključujemo da portfolio optimizacija precenjuje pondere akcija sa pozitivnom asimetrijom u slučaju kreiranja portfolia manjeg obima. Negativan predznak koeficijenta asimetrije raspodele prinosa P30, Belex15 i Belexline ukazuje na levostranu asimetriju. Ispruženi rep empirijskog rasporeda prinosa portfolia P30, Belex15 i Belexline je na levoj strani dok se većina slučajeva nalazi na desnoj strani. Duži levi rep raspodele u odnosu na kraći desni, upućuje na veću verovatnoću ostvarivanja negativnih prinosa u slučaju portfolia P19, Belex15 i Belexline nego što se to predviđa normalnom distribucijom. Na osnovu dobijenih rezultata, može se zaključiti da su akcije sa negativnom asimetrijom uzele veće učešće u portfoliu P30, Belex15 i Belexline uz pretpostavku o konstantnoj meri spljoštenosti. Međutim, kako je reč o portfolijima većeg obima od portfolia P19, vidimo da se sa povećanjem broja uključenih akcija relativizira značaj asimetrije individualne akcije prilikom dodeljivanja portfolio pondera. Posmatrano iz ugla investitora, koji preferiraju veći pozitivan treći momenat, na osnovu analize koeficijenata asimetrije najpoželjnije je ulaganje u portfolio P19.

Koeficijenti spljoštenosti empirijske raspodele dnevnih prinosa P19, P30, Belex15 i Belexline veći su od 3 koliko iznosi u slučaju normalnog rasporeda. Rasporedi prinosa analiziranih portfolia i tržišnih indeksa imaju leptokurtosis, te se zaključuje da je veći broj ekstremnih događaja (i pozitivnih, ali i negativnih prinosa) u odnosu na normalnu distribuciju. Portfolio P19 ima najizraženiji leptokurtosis ($\alpha_4 = 5,6391$), zatim sledi Belex15 ($\alpha_4 = 4,2358$). Optimalni portfolio P30 ima najpribližniji koeficijent spljoštenosti normalnoj raspodeli ($\alpha_4 = 3,2691$), a Belexline nešto veću vrednost ovog koeficijenta ($\alpha_4 = 4,2358$). Posmatrano iz ugla investitora, koji preferiraju manju vrednost četvrtog momenta, na osnovu analize koeficijenata spljoštenosti najpoželjnije je ulaganje u portfolio P30.

³⁸⁹ Izvor: Ibid.

Predstavljeni rezultati ukazuju na potrebu korekcije standardnog Sharpe-ovog racia, ne samo za koeficijent autokorelisanosti prinosa – ASR_1 , već i za više centralne momente distribucije – ASR_2 . Navedeno prilagođavanje će smanjiti vrednost Sharpe-ovog racia u slučaju prisustva nepoželjnih karakteristika empirijskih distribucija prinosa: negativne asimetrije i leptokurtozisa. Budući da investitori imaju nesklonost ne samo prema visokoj volatilnosti, već i nesklonost prema negativnom koeficijentu asimetrije i visokom kurtozisu, prilikom konstruisanja i merenja performansi portfolia potrebno je uključiti i informacije o navedenim višim momentima distribucije. Stoga je u ovoj doktorskoj disertaciji optimizacija portfolia izvršena za Sharpe-ov indeks korigovan autokorelacijom i merom asimetrije i spljoštenosti – ASR_2 . Na taj način je dobijen optimalni portfolio P30, koji iz skupa svih mogućih portfolia sa efikasne granice ima najvišu vrednost ASR_2 i u tom smislu ima najpoželjnije karakteristike za investitora. Ono što je posebno značajno je činjenica da, iako ni jedna analizirana individualna akcija nije prošla testove normalnog rasporeda, portfolio konstruisan primenom korigovane Sharpe-ove mere za autokorelaciju, asimetriju i kurtosis prolazi sve testove normalnog rasporeda.

5.7. Merenje sistemskog rizika beta koeficijentom

Da bi se ocenila osetljivost prinosa optimalnog portfolia na promene prinosa tržišta, odnosno tržišnog indeksa, izračunati su beta koeficijenti individualnih akcija (odnos kovarijanse prinosa pojedinačne hartije i tržišnog portfolia, odnosno indeksa Belex15 i Belexline) i beta koeficijenti analiziranih portfolia (suma ponderisanih beta koeficijenata akcija koje ulaze u strukturu portfolia).

Simbol	Ponder P19	Ponder P30	Beta koeficijent Belex15	Beta koeficijent Belexline
AERO	12,60 %	15,67 %	0,5758	0,6453
ENHL	3,14 %	2,41 %	1,2483	1,8369
NIIS	21,38 %	17,42 %	0,8740	0,7858
SJPT	0,00 %	6,39 %	0,9177	1,4014
ALFA	31,46 %	7,55 %	0,0831	0,3351
KMBN	0,33 %	6,32 %	1,0890	1,4609
MTLC	26,43 %	13,65 %	0,4242	0,5031
AIKB	0,00 %	5,34 %	1,8801	1,7718
IMLK	0,00 %	14,96 %	0,3340	0,7490
JESV	4,66 %	10,28 %	0,0863	0,2769
Beta P19			0,4445	0,5631
Beta P30			0,6235	0,7933

Tabela 5.48. Beta koeficijenti akcija i optimalnih portfolia P19 i P30 u zasivnosti od odabranog referentnog tržišnog benčmarka³⁹⁰

³⁹⁰ Izvor: Ibid.

Portfolio	E[r]	StD	Beta koefficijent Belex15	Beta koefficijent Belexline
P1	0,345	2,2292	0,08306	0,33510
P2	0,34	2,1805	0,09053	0,33878
P3	0,33	2,0773	0,10663	0,34671
P4	0,32	1,9767	0,12273	0,35463
P5	0,31	1,8791	0,13883	0,36256
P6	0,30	1,7850	0,15493	0,37049
P7	0,29	1,6950	0,17103	0,37842
P8	0,28	1,6097	0,18823	0,38707
P9	0,27	1,5278	0,21800	0,40393
P10	0,26	1,4481	0,24790	0,42092
P11	0,25	1,3710	0,27772	0,43783
P12	0,24	1,2971	0,30750	0,45472
P13	0,23	1,2260	0,33158	0,47286
P14	0,22	1,1572	0,35656	0,49283
P15	0,21	1,0913	0,38149	0,51276
P16	0,20	1,0288	0,40371	0,53038
P17	0,19	0,9695	0,41681	0,54042
P18	0,18	0,9137	0,43013	0,55072
P19	0,17	0,8618	0,44448	0,56311
P20	0,16	0,8147	0,46191	0,58117
P21	0,15	0,7721	0,47926	0,59981
P22	0,14	0,7350	0,49242	0,61615
P23	0,13	0,7015	0,50159	0,63286
P24	0,12	0,6714	0,51818	0,65521
P25	0,11	0,6448	0,53565	0,67812
P26	0,10	0,6223	0,55322	0,70118
P27	0,09	0,6042	0,57059	0,72396
P28	0,08	0,5911	0,58836	0,74727
P29	0,07	0,5831	0,60614	0,77038
P30	0,06	0,5805	0,62346	0,79327
P31	0,05	0,5835	0,64126	0,81661
P32	0,04	0,5919	0,65868	0,83951
P33	0,03	0,6055	0,67621	0,86247
P34	0,02	0,6240	0,69370	0,88656

Tabela 5.49. Beta koeficijenti za portfolie sa efikasne granice³⁹¹

Beta koeficijenti individualnih akcija dobijeni su regresionom analizom primenom metode najmanjih kvadrata odstupanja prinosa akcije u odnosu na prinos tržišta, odnosno Belex15 i Belexline. Beta koeficijent optimalnog portfolia P19 iznosi 0,4445 ukoliko se Belex15 posmatra kao tržišni benčmark, odnosno 0,5631 ukoliko se Belexline uzme kao tržišni benčmark. Budući da je vrednost beta koeficijenta optimalnog portfolia P19 manja od 1,00 to pokazuje da se promenom tržišnog portfolia od 1 %, očekuje kretanje optimalnog portfolia P19 u istom smeru od svega 0,445 % u odnosu na kretanje Belex15 i 0,5631 % u odnosu na kretanje Belexline.

³⁹¹ Izvor: Ibid.

Beta koeficijent optimalnog portfolia P30 je veći u odnosu na beta koeficijent P19 i iznosi 0,6235 ukoliko se Belex15 posmatra kao tržišni benčmark, odnosno 0,7933 ako se Belexline uzme kao tržišni benčmark. Vrednost beta koeficijenta optimalnog portfolia P30 je manja od 1,00 što opet pokazuje da se promenom tržišnog portfolia od 1 %, očekuje kretanje optimalnog portfolia P30 u istom smeru od 0,6235 % u odnosu na kretanje Belex15 i 0,7933 % u odnosu na kretanje Belexline.

P19				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BELEX15	0,444475	0.072164	6.249088	0.0000
Intercept	0,160813			
R-squared	0.101815	Mean dependent var		0.170000
Adjusted R-squared	0.101815	S.D. dependent var		0.862013
S.E. of regression	0.816953	Akaike info criterion		2.437521
Sum squared resid	166.1855	Schwarz criterion		2.451607
Log likelihood	-303.6901	Hannan-Quinn criter.		2.443190
Durbin-Watson stat	2.118666			
P30				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BELEX15	0,623456	0.032969	18.96768	0.0000
Intercept	0,047100			
R-squared	0.586595	Mean dependent var		0.059986
Adjusted R-squared	0.586595	S.D. dependent var		0.580498
S.E. of regression	0.373240	Akaike info criterion		0.870803
Sum squared resid	34.68777	Schwarz criterion		0.884889
Log likelihood	-107.8504	Hannan-Quinn criter.		0.876472
Durbin-Watson stat	2.283733			
P19				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BELEXline	0,563113	0.091720	6.306599	0.0000
Intercept	0,152029			
R-squared	0.104061	Mean dependent var		0.170000
Adjusted R-squared	0.104061	S.D. dependent var		0.862013
S.E. of regression	0.815931	Akaike info criterion		2.435017
Sum squared resid	165.7699	Schwarz criterion		2.449103
Log likelihood	-303.3771	Hannan-Quinn criter.		2.440686
Durbin-Watson stat	2.124504			
P30				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BELEXline	0,793272	0.041884	19.02330	0.0000
Intercept	0,034672			
R-squared	0.588025	Mean dependent var		0.059986
Adjusted R-squared	0.588025	S.D. dependent var		0.580498
S.E. of regression	0.372594	Akaike info criterion		0.867338
Sum squared resid	34.56778	Schwarz criterion		0.881424
Log likelihood	-107.4173	Hannan-Quinn criter.		0.873007
Durbin-Watson stat	2.142452			

Tabela 5.50. Linearna regresija optimalnih portfolia P19 i P30 (zavisna varijabla) sa Belex15 i Belexline (nezavisna varijabla)³⁹²

³⁹² Izvor: Ibid.

Koeficijent determinacije P19 ($R^2 = 0,101815$) ukazuje na 10,1815 % objašnjenog varijabiliteta (sistemskog rizika) u ukupnom varijabilitetu (predstavljenog preko tržišnog indeksa Belex15). Koeficijent determinacije P19 ($R^2 = 0,104061$) ukazuje na 10,4061 % objašnjenog varijabiliteta u ukupnom varijabilitetu (predstavljenog preko tržišnog indeksa Belexline). Nizak nivo koeficijenta determinacije upućuje na drastično različitu strukturu portfolia P19 u odnosu na tržišne indekse. Varijacije koje nisu objašnjene modelom iznose malo ispod 90 % ukupnog varijabiliteta.

Koeficijent determinacije P30 ($R^2 = 0.586595$) ukazuje na 58,6595 % objašnjenog varijabiliteta (sistemskog rizika) u ukupnom varijabilitetu (predstavljenog preko tržišnog indeksa Belex15). Koeficijent determinacije P30 ($R^2 = 0.588025$) ukazuje na 58,8025 % objašnjenog varijabiliteta (sistemskog rizika) u ukupnom varijabilitetu (predstavljenog preko tržišnog indeksa Belexline). Preostali deo do 100 % varijabiliteta predstavljaju varijacije koje nisu objašnjene modelom, i iznose oko 41 %.

Standardna greška regresije (engl. S.E. of regresion) zasniva se na ocenjenoj varijansi reziduala i što je niža njena vrednost to model bolje reprezentuje navedene karakteristike. Za procenu beta koeficijenta P30 u odnosu na tržišni portfolio Belexline, standardna greška regresije je najniža. Suma kvadrata reziduala (engl. Sum squared resid) pokazuje kvadratna odstupanja ocenjenih vrednosti od originalnih vrednosti podataka iz vremenske serije. Standardna greška regresije za procenu beta koeficijenta P30 u odnosu na tržišni portfolio Belexline ima najnižu vrednost.

Ispitivanje serijskih korelacija reziduala izvršeno je primenom Durbin-Watson testa, koji služi za otkrivanje autokorelacije šeme prvog reda. Kada je DW statistika oko vrednosti 2 zaključuje se da nema serijske korelacije reziduala. DW statistika manja od 2 (približno jednaka nuli) pokazuje pozitivnu serijsku korelaciju, dok vrednosti DW statistike veće od 2 pokazuju negativnu serijsku korelaciju reziduala regresinog modela, što je slučaj sa analiziranim linearnim regresijama optimalnih portfolia i tržišnih indeksa.

Akaike info criterion se koristi pri izboru modela, pri čemu onaj model koji ima najnižu vrednost datog informacionog kriterijuma se koristi u daljem ispitivanju. Schwarz info criterion se takođe koristi pri izboru odgovarajuće forme modela, s tim da se od Akaike informacionog kriterijuma razlikuje zbog uvođenja većih penala za dodatne parametre, tako da se dobijaju modifikovani rezultati u odnosu na prethodni kriterijum. Vrednosti Akaike i Schwarz informacionih kriterijuma je najniža u slučaju procene beta koeficijenta P30 u odnosu na tržišni portfolio Belexline.

Pretpostavka da su rezidualna odstupanja regresionog modela normalno raspoređena ispitana je primenom Jarque-Bera testa, Kolmogorov-Smirnov testa i Shapiro-Wilk statistike. Na osnovu dobijene vrednosti sprovedenih testova, kao i pridruženog empirijskog nivoa signifikantnosti, odbacuje se nulta hipoteza da je posmatrana serija normalno distribuirana za veliki broj reziduala individualnih akcija, pa procenjene vrednosti parametara date jednačine regresije nisu najbolji mogući estimatori.

Korišćenjem izračunatih parametara utvrđena je jednačina SML pravca, pri čemu je korišćen prinos nerizične investicije predstavljen obrascem 6.1, u narednom odeljku disertacije. Ukoliko se Belex15 posmatra kao tržišni portfolio, jednačina SML pravca ima sledeći oblik: $r_{ip} = 0,0406 \% + \beta_i (0,0207 \% - 0,0406 \%) = 0,0406 \% - \beta_i 0,0199$. Ako se Belexline posmatra kao tržišni portfolio, jednačina SML pravca ima izraz: $r_{ip} = 0,0406 \% + \beta_i (0,0319 \% - 0,0406 \%) = 0,0406 \% - \beta_i 0,0087$. Na osnovu jednačine SML izračunate su očekivane vrednosti teorijskih prinosa.

Simbol	Prosečan realizovani prinos	Prosečan teorijski prinos trž. portfolio Belex15	Prosečan teorijski prinos trž. portfolio Belexline
AERO	0,0004	0,0291	0,0350
ENHL	0,0007	0,0158	0,0246
NIIS	0,0009	0,0232	0,0338
SJPT	-0,0007	0,0223	0,0284
ALFA	0,0034	0,0389	0,0377
KMBN	0,0002	0,0189	0,0279
MTLC	0,0013	0,0322	0,0362
AIKB	-0,0002	0,0032	0,0252
IMLK	-0,0003	0,0340	0,0341
JESV	0,0002	0,0389	0,0382
P19	0,1699	0,0318	0,0357
P30	0,0599	0,0282	0,0337

Tabela 5.51. Realizovani i teorijski prosečni prinosi akcija i portfolia³⁹³

Na osnovu komparativne analize prosečnog realizovanog prinosa i prosečnog teorijskog prinosa na osnovu jednačina SML pravca uočava se njihova razlika. Investitori moraju biti posebno pažljivi prilikom korišćenja SML, odnosno prilikom davanja odgovora na pitanje da li je akcija precenjena ili potcenjena. Koliko je beta dobra mera rizika, odnosno koliki deo ukupnog rizika ona čini? Da bi se dobio odgovor na ovo pitanje i ispitala valjanost regresionog modela korišćen je koeficijent determinacije, odnosno kvadrat koeficijenta višestruke korelacije - R^2 .

Iz tabele 5.52. vidimo da je u slučaju P30 udeo objašnjenih varijacija modelom u ukupnim varijacijama zavisne promenljive najveći i iznosi 58,66 %. Za skoro sve individualne akcije R^2 je manje 0,30 te se zaključuje da ne postoji statistički značajan uticaj kretanja tržišta na varijacije zavisne promenljive (osim u slučaju akcije AIKB, gde se uočava mali ali statistički značajan uticaj kretanja indeksa Belex15 na varijacije prinosa). Za većinu individualnih akcija vrednost R^2 je manja od 0,30, pa se odbacuje tačnost specifikacije modela. Korigovani koeficijenti determinacije većine akcija su izrazito niski (manji od 0,30), pa drugi faktori, neobjašnjeni modelom, imaju snažan uticaj na prinose akcija. Korigovani koeficijent determinacije za P30 ima najvišu vrednost i iznosi 0,5866. Standardna greška regresije bazira se na ocenjenoj varijansi reziduala. Niže vrednosti pokazuju da model bolje reprezentuje navedene karakteristike, kao što je slučaj sa P30. Suma kvadrata reziduala takođe treba da bude što niža, jer se tada može zaključiti da model ima manja kvadratna odstupanja ocenjenih vrednosti od originalnih vrednosti podataka iz vremenske serije.

³⁹³ Izvor: Ibid.

Podaci iz tabele 5.52. pokazuju da reziduali imaju veliki udeo u uticaju na prinose akcija. Ispitivanje reziduala izvršeno je primenom Durbin-Watson (DW) testa. Budući da su vrednosti DW testa pretežno veće od 2, zaključujemo da su reziduali greške regresionog modela negativno autokorelisani na prvom pomaku, osim u slučaju akcije NIIS kod koje nije uočena autokorelacija reziduala koja nepovoljno utiče na karakteristike modela. Pretpostavka da su rezidualna odstupanja regresionog modela normalno raspoređena ispitana je primenom Jarque-Bera testa na rezidualne regresionog modela. Na osnovu dobijene vrednosti sprovedenih testova, kao i pridruženog empirijskog nivoa signifikantnosti, odbacuje se nulta hipoteza da je posmatrana serija normalno distribuirana za sve rezidualne individualnih akcija i portfolia, pa procenjene vrednosti parametara date jednačine regresije nisu najbolji mogući estimatori.

Simbol	R ²	Korigovani R ²	t-stat.	Standardna greška regresije	Suma kvadrata reziduala	DW	Koef. autokor.	JB test
			prob.					prob.
AERO	0,087358	0,087358	4,903895 0,00000	1,331889	441,7082	2,392819	-0,198	46,64536 0,00000
ENHL	0,146066	0,146066	6,544946 0,00000	2,162127	1164,023	2,111054	-0,060	115,5353 0,00000
NIIS	0,254804	0,254804	9,317707 0,00000	1,065315	282,5891	1,872280	0,058	688,9071 0,00000
SJPT	0,096630	0,096630	5,188992 0,00000	1,994461	990,4904	2,013227	-0,011	48,40625 0,00000
ALFA	0,023026	0,023026	0,486467 0,6271	2,254721	1265,858	2,133613	-0,093	468,3425 0,00000
KMBN	0,133130	0,133130	6,185460 0,00000	1,992837	988,8785	2,187434	-0,102	133,1820 0,00000
MTLC	0,036952	0,036952	3,427481 0,0007	1,417490	500,3101	2,512714	-0,267	243,3415 0,00000
AIKB	0,452232	0,452232	14,33892 0,0000	1,482557	547,2958	2,450632	-0,239	172,9137 0,00000
IMLK	0,025384	0,025384	2,567669 0,0108	1,466118	535,2263	2,503783	-0,253	6775,176 0,00000
JESV	0,000984	0,000984	0,511355 0,6096	1,923640	921,3976	1,996289	-0,072	1608,903 0,00000
P19	0,101815	0,101815	6,249088 0,0000	0,816953	166,1855	2,118666	-0,104	151,5596 0,00000
P30	0,586595	0,586595	18,96768 0,0000	0,373240	34,68777	2,283733	-0,185	18,76422 0,00000

Tabela 5.52. Testiranje pouzdanosti beta koeficijenata akcija uz tržišni portfolio Belex15³⁹⁴

³⁹⁴ Izvor: Ibid.

Simbol	R ²	Korigovani R ²	t-stat.	Standardna greška regresije	Suma kvadrata reziduala	DW	Koef. autokor.	JB test
			prob.					prob.
AERO	0,067697	0,067697	4,276658 0,00000	1,346159	451,2242	2,360240	-0,181	50,10195 0,00000
ENHL	0,195239	0,195239	7,788982 0,00000	2,098952	1096,994	2,110249	-0,060	91,86413 0,00000
NIIS	0,125917	0,125917	6,107496 0,00000	1,153770	331,4651	1,770536	0,111	1356,647 0,00000
SJPT	0,138394	0,138394	6,348253 0,00000	1,947812	944,6989	1,974247	0,007	46,37337 0,00000
ALFA	0,015302	0,015302	1,460472 0,14540	2,246192	1256,299	2,142821	-0,096	447,2873 0,00000
KMBN	0,147395	0,147395	6,562474 0,00000	1,976372	972,6058	2,116521	-0,067	127,1961 0,00000
MTLC	0,031893	0,031893	3,222593 0,00140	1,421208	502,9382	2,499536	-0,259	257,5922 0,00000
AIKB	0,246497	0,246497	9,026662 0,00000	1,738823	752,8529	2,619271	-0,328	324,5975 0,00000
IMLK	0,079253	0,079253	4,641834 0,00000	1,425025	505,6432	2,462048	-0,233	5635,893 0,00000
JESV	0,006549	0,006549	1,287618 0,1991	1,918274	916,264	1,994873	-0,073	1654,840 0,00000
P19	0,104061	0,104061	6,306599 0,00000	0,815931	165,7699	2,124504	-0,102	137,1713 0,00000
P30	0,588025	0,588025	19,02330 0,00000	0,372594	34,56778	2,142452	-0,098	2,476677 0,289865

Tabela 5.53. Testiranje pouzdanosti beta koeficijenata akcija uz tržišni portfolio Belexline³⁹⁵

Iz tabele 5.53. vidimo da je u slučaju P30 udeo objašnjenih varijacija modelom u ukupnim varijacijama zavisne promenljive najveći i iznosi 58,80 %. Za sve analizirane akcije R² je manje 0,30 te se zaključuje da ne postoji statistički značajan uticaj kretanja tržišta na varijacije zavisne promenljive, odnosno prinose individualnih akcija, te se odbacuje tačnost specifikacije modela za pojedinačne akcije. Korigovani koeficijenti determinacije svih akcija su izrazito niski (manji od 0,30), pa drugi faktori, neobjašnjeni modelom, imaju snažan uticaj na prinose akcija. Korigovani koeficijent determinacije za P30 ima najvišu vrednost i iznosi 0,5880. Vrednosti DW testa u najvećem broju slučajeva su veće od 2, te zaključujemo da su reziduali greške regresionog modela negativno autokorelisani na prvom pomaku, osim u slučaju akcija NIIS i SJPT kod kojih je prisutna pozitivna autokorelacija reziduala. Pretpostavka da su rezidualna odstupanja regresionog modela normalno raspoređena ispitana je primenom Jarque-Bera testa na rezidualne regresionog modela. Na osnovu dobijene vrednosti sprovedenih testova, kao i pruderženog empirijskog nivoa signifikantnosti, odbacuje se nulta hipoteza da su posmatrane serija normalno distribuirana za sve rezidualne individualnih akcija i portfolio P19, pa procenjene vrednosti parametara date jednačine regresije nisu najbolji mogući estimatori u slučaju individualnih akcija i portfolia P19. S druge strane, za portfolio P30, reziduali regresionog modela pokazuju nisku negativnu autokorelaciju, a rezultat JB testa normalnu distribuiranost reziduala, te se zaključuje da je prinos tržišnog portfolia Belexline dobar estimator kretanja prinosa optimalnog portfolia P30. Budući da je portfolio P30 konstruisan od 10 akcija, analizirani beta koeficijent potvrđuje i efikasnost postupka diversifikacije, time što pokazuje da je prinos portfolia P30 statistički značajno posredovan prinosom tržišnog portfolia Belexline čija se indeksna baza sastoji od svih akcija kojima se trguje na regulisanom tržištu.

³⁹⁵ Izvor: Ibid.

6. OCENA PERFORMANSI OPTIMALNIH PORTFOLIA RAZLIČITIH FUNKCIJA CILJA I RAZVOJ ALTERNATIVNOG MODELA

Za izračunavanje standardnih mera performansi portfolia potreban je podatak o nerizičnoj stopi investicije. Prilikom izračunavanja prinosa nerizične investicije, korišćen je prinos tromesečnog državnog zapisa Republike Srbije sa aukcije održane 10.01.2013. godine (sa rokom dospeća 91 dan, 11.04.2013. godine). Državni zapisi su prodati po anuelizovanoj godišnjoj stopi prinosa od 10,1494 %.³⁹⁶ Prosečan prinos emisije ovog instrumenta izražen je na godišnjem nivou, pa je za dalju analizu neophodno izračunati dnevnu stopu prinosa korišćenjem složenog kamatnog računa:

$$r_{fr} = 100 \times \left[\left(\sqrt[250]{1 + \frac{r_{fr}^{an}}{100}} \right) - 1 \right] \quad (6.1)$$

Korišćenjem jednačine 6.1. izračunata je dnevna nerizična stopa prinosa koja iznosi 0,0406 %. Uvođenje stope nerizične aktive omogućava merenje performansi portfolia u istorijskom periodu standardnim merama ocene prinosa i rizika: Sharpe-ovim indeksom, Treynor-ovim indeksom i Jensen-ovom merom performansi.

6.1. Ocene performansi portfolia konstruisanog primenom standardnog MV modela i performansi portfolia sa integrisanim specifičnim karakteristikama empirijskih distribucija prinosa u estimacionom periodu

Sharpe-ov indeks meri višak prinosa u odnosu na stopu prinosa bezrizične finansijske aktive, odnosno riziko premiju u poređenju sa ukupnim rizikom portfolija izraženim preko standardne devijacije portfolija. U stanju ravnoteže, Sharpe-ov indeks nekog portfolia jednak je Sharpe-ovom indeksu tržišnog portfolia. Poređenjem Sharpe-ovih indeksa portfolia i tržišnog portfolia, menadžeri proveravaju da li je višak prinosa koji odbacuje neki portfolio dovoljno visok da pokrije dodatnu jedinicu ukupnog rizika koji se preuzima. S obzirom na to da Sharpe-ov indeks predstavlja meru ukupnog rizika, on omogućava ocenu performansi portfolija koji nisu sasvim diversifikovani, jer je nesistemički rizik uključen u ovaj indeks. Kao mera performansi pogodan je i za ocenu performansi portfolia koji predstavljaju celokupnu investiciju investitora. Sharpe-ov indeks predstavlja meru koja pokazuje koliki očekivani prinos daje portfolio po jedinici preuzetog ukupnog rizika: što je indeks veći, to je veći očekivani prinos po jedinici preuzetog ukupnog rizika, i obrnuto.

Budući da je Sharpe-ov indeks kod optimalnih portfolia veći od Sharpe-ovog indeksa tržišnih indeksa, zaključujemo da su optimalni portfoliji P19 i P30 ostvarili veći prinos u odnosu na preuzeti ukupni rizik u odnosu na Belex15 i Belexline. Ovaj indikator navodi na zaključak da je ulaganje u optimalni portfolio P19 u posmatranom periodu bilo efikasnije od ulaganja u tržišne indekse i ulaganja u P30.

³⁹⁶ Izvor: www.trezor.gov.rs (10,68 % prema konformnoj metodi na godišnjem nivou).

	Prosečan prinos (r_p)	Standardna devijacija (σ_p)	Sharpe-ov indeks ³⁹⁷
P19	0,1699 %	0,8620 %	0,1500
P30	0,0599 %	0,5805 %	0,0332
Belex15	0,0207 %	0,7171 %	-0,0277
Belexline	0,0319 %	0,5628 %	-0,0165

Tabela 6.1. Sharpe-ov indeks³⁹⁸

Treynor-ov indeks predstavlja odnos riziko premije portfolia kao razlike prosečne stope prinosa portfolia i kamatne stope na bezrizičnu aktivu ostvarene tokom odabranog vremenskog perioda u odnosu na sistemski rizik portfolia, izraženog beta koeficijentom. Poređenjem Treynor-ovog indeksa portfolia sa Treynor-ovim indeksom tržišnog portfolia, dobija se informacija o tome da li je preuzeti sistemski rizik adekvatno nagrađen. Kao mera performansi pogodan je za dobro diversifikovane portfolie, jer uzima u obzir isključivo komponentu sistemskog rizika. Iz tog razloga se često koristi u situacijama kada se ocenjuju performanse portfolia koji čini deo ukupne finansijske aktive investitora, jer je u tom slučaju investitor izvršio diversifikaciju ukupne investicije, pa je zainteresovan za sistemski rizik portfolija. Vrednost ovog indeksa zavisi od izabranog referentnog indeksa, odnosno tržišnog portfolia, i upravo se to ističe kao njegov najznačajniji nedostatak. Treynor-ov indeks, dakle, pokazuje koliki očekivani prinos daje portfolio po jedinici preuzetog sistemskog rizika: što je indeks veći, veći je očekivani prinos po jedinici sistemskog rizika, i obrnuto.

	Prosečan prinos (r_p)	Beta portfolia (β_p)	Treynor-ov indeks ³⁹⁹
P19	0,1699 %	0,4445	0,2909
P30	0,0599 %	0,6235	0,0309
Belex15	0,0207 %	1,00	-0,0199

Tabela 6.2. Treynor-ov indeks u odnosu na Belex15⁴⁰⁰

	Prosečan prinos (r_p)	Beta portfolia (β_p)	Treynor-ov indeks
P19	0,1699 %	0,5631	0,2296
P30	0,0599 %	0,7933	0,0243
Belexline	0,0319 %	1,00	-0,0141

Tabela 6.3. Treynor-ov indeks u odnosu na Belexline⁴⁰¹

S obzirom na to da je Treynor-ov indeks za optimalni portfolio P19 i P30 veći od Treynor-ovog indeksa za Belex15, zaključujemo da su P19 i P30 ostvarili veći prinos u odnosu na preuzeti sistemski rizik nego Belex15. Treynor-ov indeks za optimalni portfolio P19 i P30 veći je od Treynor-ovog indeksa za Belexline, i zaključujemo da su P19 i P30 ostvarili veći prinos u odnosu na preuzeti sistemski rizik nego Belex15. I ovaj indikator pokazuje da je ulaganje u optimalni portfolio P19 u posmatranom periodu bilo efikasnije od ulaganja u tržišni indeks i ulaganja u portfolio P30.

³⁹⁷ Sharpe-ov indeks je izračunat primenom sledećeg obrasca: $SR = \frac{r_p - r_{fr}}{\sigma_p}$

³⁹⁸ Izvor: Izračun autora.

³⁹⁹ Treynor-ov indeks je izračunat primenom sledećeg obrasca: $TR = \frac{r_p - r_{fr}}{\beta_p}$

⁴⁰⁰ Izvor: Izračun autora.

⁴⁰¹ Izvor: Ibid.

Jensen-ov indeks performansi predstavlja apsolutnu meru portfolio performansi i koristi se za izračunavanje prosečnog prinosa akcije ili portfolio ostvarenog iznad zahtevane stope prinosa utvrđene modelom CAPM. Jensen-ov indeks meri sposobnost menadžera da predvidi buduću cenu akcije i veštinu dobre selekcije akcije. Kao i Treynor-ov indeks, Jensen-ova mera uzima u obzir samo sistemski rizik, ali nije pogodna za poređenje performansi portfolio različitog nivoa rizičnosti, jer je Jensen-ova mera direktno proporcionalna visini preuzetog rizika izraženog preko β koeficijenta portfolio. Kao mera performansi najpogodnija je prilikom ocene performansi portfolio kojima se upravlja na sličan način, pa imaju slične nivoe rizičnosti, odnosno beta koeficijente. Jensen-ova mera je predmet brojnih kritika, jer njegova visina direktno zavisi od odabranog referentnog indeksa. Takođe, kada menadžeri koriste strategije tržišnog tajminga (engl. Market timing strategy) u kojima se beta koeficijenti akcija menjaju prema anticipiranim kretanjima tržišta, ova mera može uzeti negativnu vrednost, pa u tim situacijama ne predstavlja adekvatnu meru performansi menadžera.

	Prosečan prinos (r_p)	Beta portfolio (β_p)	$r_M - r_{fr}$	Jensen-ov indeks ⁴⁰²
P19	0,1699 %	0,4445	-0,0199	0,1377
P30	0,0599 %	0,6235	-0,0199	-0,0075
Belex15	0,0207 %	1,00	-0,0199	1,0000

Tabela 6.4. Jensen-ov indeks u odnosu na Belex15⁴⁰³

Ukoliko se Belex15 tretira kao tržišni benčmark, u slučaju ulaganja u portfolio P19, portfolio menadžeri ostvaruju ekstra prinos jer je Jensen-ov indeks pozitivna veličina, odnosno ostvarena stopa prinosa veća je od očekivane stope prinosa na osnovu rizika portfolio. Portfolio menadžeri ostvaruju inferiorne performanse ulaganjem u P30, jer je Jensen-ov indeks negativna veličina i tada je realizovana stopa prinosa manja od očekivane na osnovu rizika portfolio.

	Prosečan prinos (r_p)	Beta portfolio (β_p)	$r_M - r_{fr}$	Jensen-ov indeks
P19	0,1699 %	0,5631	-0,0087	0,1342
P30	0,0599 %	0,7933	-0,0087	0,0262
Belexline	0,0319 %	1,00	-0,0087	1,0000

Tabela 6.5. Jensen-ov indeks u odnosu na Belexline⁴⁰⁴

Za optimalni portfolio P19 i P30 Jensen-ov indeks je pozitivna veličina u odnosu na Belexline, te zaključujemo da je portfolio P19 i P30 efikasniji od prosečne efikasnosti na tržištu merene indeksom Belexline. Budući da su Jensen-ovi indeksi za optimalni portfolio P19 pozitivne veličine, i u oba slučaja veće od Jensen-ove mere P30, i ovaj indikator upućuje na zaključak da je ulaganje u optimalni portfolio P19 u posmatranom periodu bilo efikasnije od ulaganja u tržišni indeks (Belex15 i Belexline) i ulaganja u portfolio P30.

⁴⁰² Jensen-ov indeks je izračunat primenom sledećeg obrasca: $\alpha_p = r_p - [r_{fr} + \beta_p \times (r_M - r_{fr})]$

⁴⁰³ Izvor: Izračun autora.

⁴⁰⁴ Izvor: Ibid.

Uporedna analiza performansi optimalnih portfolia i performansi tržišnih indeksa u estimacionom, istorijskom periodu, pokazuje da je portfolio P19 u posmatranom periodu ostvario performanse koje značajno prevazilaze opšte performanse tržišta i performanse portfolia P30, i zaključujemo da je prema Sharpe-ovom, Treynor-ovom i Jensen-ovom indeksu P19 efikasan portfolio, čime potvrđujemo hipotezu da je u uslovima koji vladaju na tržištima u nastajanju moguće primeniti Markowitz-ev model optimizacije portfolia i hipotezu da je ulaganjem u domaće hartije od vrednosti moguće ostvariti optimalnu kombinaciju ulaganja, tako da optimalan portfolio konstituisan od akcija kotiranih na Beogradskoj berzi može da nadmaši performanse tržišnog indeksa.

Kako bismo testirali izvedenu **hipotezu 6**: *Korišćenje tradicionalnih mera performansi baziranih na Liniji tržišta kapitala – CML i Modelu vrednovanja kapitala – CAPM nije adekvatna aparatura investicionog odlučivanja u specifičnim uslovima novonastajućih tržišta kapitala (problemi prilikom definisanja tržišnog benčmarka, autokorelacija prinosa, asimetrične i leptokurtične distribucije prinosa) jer investitora izlaže riziku odabira suboptimalnog portfolia*, izvršićemo uporednu analizu performansi portfolia P19 (dobijenog na osnovu standardne MV optimizacije sa funkcijom cilja maksimizacija Sharpe-ovog indeksa) i portfolia P30 (sa funkcijom cilja maksimizacija korigovanog Sharpe-ovog indeksa za autokorelaciju, asimetriju i spljoštenost i koji obuhvata empirijske karakteristike vremenskih serija domaćeg tržišta kapitala) u verifikacionom periodu koji se posmatra kao realni investicioni period.

6.2. Ocene performansi portfolia konstruisanog primenom standardnog MV modela i performansi portfolia sa integrisanim specifičnim karakteristikama empirijskih distribucija prinosa u verifikacionom periodu

Kao verifikacioni period, u kome će se ispitati uspešnost procedure optimizacije, odabran je period od 100 dnevnih prinosa (sa početkom 03.01.2014. do 02.06.2014. godine). U narednoj tabeli, izračunati su anuelizovani prinosi i anuelizovana volatilnost svake individualne akcije i Sharpe-ovi koeficijenti ostvareni u verifikacionom periodu.

Simbol	Prosečan prinos (r)	Standardna devijacija (σ)	Anuelizovani prinosi i.i.d. ($\hat{r}$)	Anuelizovana volatilnost i.i.d. ($\hat{\sigma}$)	SR ($\frac{\hat{r}}{\hat{\sigma}}$)
AERO	0,22108 %	1,73376 %	55,2699	27,4132	2,01618
ENHL	0,11823 %	1,51565 %	29,5582	23,9646	1,2334
NIIS	0,00642 %	0,64192 %	1,6043	10,1496	0,1581
SJPT	-0,18392 %	2,15444 %	-45,9807	34,0648	-1,3498
ALFA	0,11685 %	1,72848 %	29,2132	27,3296	1,0689
KMBN	0,15014 %	1,63007 %	37,5357	25,7736	1,4564
MTLC	-0,10102 %	1,01178 %	-25,2543	15,9977	-1,5786
AIKB	0,05591 %	1,72360 %	13,9773	27,2525	0,5129
IMLK	0,16693 %	1,08267 %	41,7315	17,1186	2,4378
JESV	-0,01245 %	0,92061 %	-3,1121	14,5562	-0,2138

Tabela 6.6. Prosečan prinos, standardna devijacija, anuelizovani prinosi, anuelizovana volatilnost i Sharpe-ov ratio deset akcija koje konstituišu portfolie P19 i P30 u verifikacionom periodu⁴⁰⁵

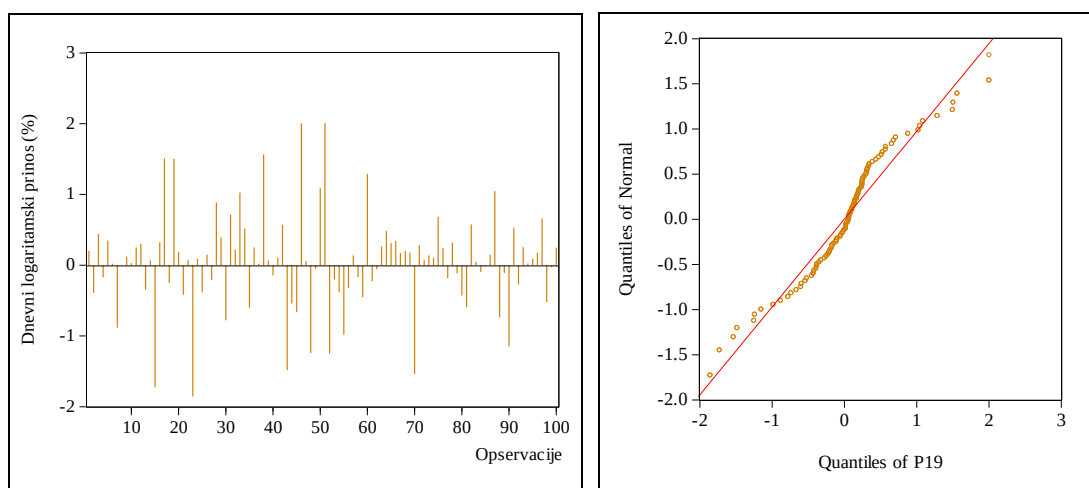
⁴⁰⁵ Izvor: Ibid.

Simbol	Autokorelacioni koeficijenti prvog reda (ϕ)	Faktor skaliranja ($AR(1)_{sf}$)	Anuelizovana volatilnost korigovana autokorelacijom prinosa ($\hat{\sigma}_{AR(1)}$)	ASR ₁
AERO	-0,1480	-64,2221	23,6312	2,3389
ENHL	0,0106	5,3524	24,2198	1,2204
NIIS	0,3598	279,2494	14,7676	0,1086
SJPT	0,0904	49,4583	37,2824	-1,2333
ALFA	0,0005	-0,0231	27,3284	1,0690
KMBN	-0,1057	-47,6184	23,1895	1,6187
MTLC	-0,2391	-96,1797	12,5486	-2,0125
AIKB	-0,08285	-38,1150	25,0892	0,5571
IMLK	-0,18457	-77,6444	14,2138	2,9360
JESV	-0,03801	-18,2398	14,0151	-0,2221

Tabela 6.7. Autokorelacioni koeficijenti, godišnja volatilnost korigovana autokorelacijom prinosa i Sharpe-ov ratio korigovan autokorelacijom ASR₁ u verifikacionom periodu⁴⁰⁶

Simbol	Koeficijent asimetrije (α_3)	Koeficijent spljoštenosti (α_4)	ASR ₂
AERO	-0,2031	3,7919	0,1323
ENHL	0,2212	7,6716	0,6943
NIIS	-0,8757	10,2897	0,1064
SJPT	-0,4517	6,7971	-0,8164
ALFA	-0,3470	7,8003	0,6059
KMBN	0,6853	8,9396	0,3382
MTLC	-1,3899	10,7829	0,7114
AIKB	-1,0937	13,9399	0,4001
IMLK	0,1375	9,8922	-7,2981
JESV	-1,6877	13,1425	-0,2299

Tabela 6.8. Koeficijent asimetrije i spoljoštenosti, i Sharpe-ov ratio korigovan autokorelacijom, asimetrijom i spoljoštenošću ASR₂ u verifikacionom periodu⁴⁰⁷

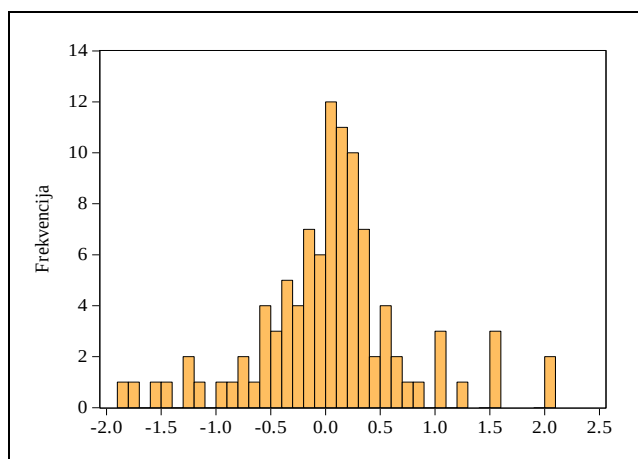


Slika 6.1. Dnevne vrednosti logaritamskih prinosa optimalnog portfolia P19 od 03.01.2014. do 02.06.2014. godine i Gauss-ov Q-Q dijagram⁴⁰⁸

⁴⁰⁶ Izvor: Ibid.

⁴⁰⁷ Izvor: Ibid.

⁴⁰⁸ Izvor: Obrada autora.



Slika 6.2. Histogram frekvencija logaritamskih prinosa optimalnog portfolia P19 od 03.01.2014. do 02.06.2014. godine ⁴⁰⁹

Q-Q dijagram i histogrami frekvencije logaritamskih prinosa P19 pokazuju neznatna odstupanja empirijske distribucije od normalnog rasporeda. Koeficijent asimetrije je neznatno veći od nule (0,0522) i pokazuje malo veću verovatnoću ostvarivanja pozitivnih u odnosu na negativne prinose. Vrednosti koeficijenta spljoštenosti je veća od 3,0 (4,3912) te zaključujemo da su repovi empirijske raspodele deblji od repova normalne raspodele.

	P19
Uzorak (broj opservacija)	100
Prosečna vrednost prinosa	0,0429
Medijana	0,0701
Maksimalna vrednost prinosa	2,0073
Minimalna vrednost prinosa	-1,8539
Standardna devijacija prinosa	0,6885
Koeficijent asimetrije (α_3 , Skewness)	0,0522
Koeficijent spljoštenosti (α_4 , Kurtosis)	4,3912
Jarque-Bera (verovatnoća)	8,110090
	0,017335

Tabela 6.9. Deskriptivna statistika logaritamskih prinosa optimalnog portfolia P19 od 03.01.2014. do 02.06.2014. godine ⁴¹⁰

	Test statistika	p nivo	Zaključak: (5%)
Kolmogorov-Smirnov/Lilliefors Test	0,131352934		Snažni dokazi protiv hipoteze o normalnom rasporedu
Shapiro-Wilk W	0,949983015	0,000827	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Skewness	0,22656941	0,820759	Prihvatiti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Kurtosis	2,322178161	0,020223	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Omnibus	5,443845111	0,065748	Prihvatiti hipotezu o normalnom rasporedu

Tabela 6.10. Testiranje hipoteze o normalnom rasporedu logaritamskih prinosa optimalnog portfolia P19 od 03.01.2014. do 02.06.2014. godine ⁴¹¹

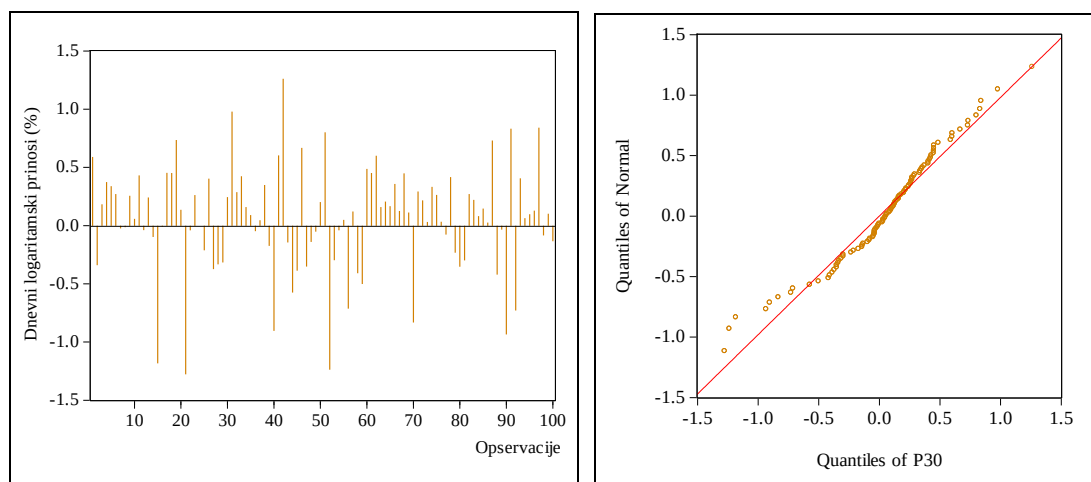
⁴⁰⁹ Izvor: Ibid.

⁴¹⁰ Izvor: Izračun autora.

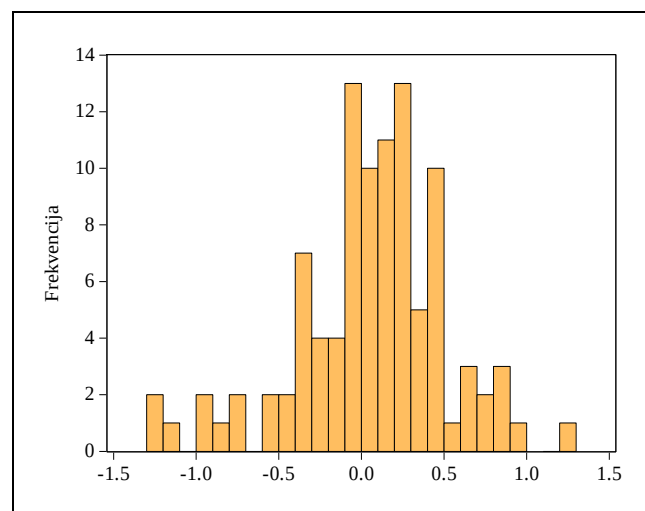
⁴¹¹ Izvor: Ibid.

Izračunata vrednost JB statistike za P19 (8,11009) ne prelazi kritičnu vrednost od 9,21 za rizik greške 5 %, te se prihvata nulta hipoteza i zaključujemo da serija prinosa P19 prema JB testu ima normalan raspored. Drugi sprovedeni testovi normalnog rasporeda daju oprečne rezultate. Kolmogorov-Smirnov/Lilliefors Test, Shapiro-Wilk W test i D'Agostino Kurtosis test odbacuju nultu hipotezu, dok D'Agostino Skewness i D'Agostino Omnibus testovi prihvataju nultu hipotezu o postojanju aproksimacije empirijske distribucije P19 normalnom rasporedu u kontrolnom periodu.

Q-Q dijagram i histogrami frekvencije logaritamskih prinosa optimalnog prinosa P30 pokazuju neznatna odstupanja empirijske distribucije prinosa od normalnog rasporeda. Koeficijent asimetrije je manji od nule (-0,5653) i pokazuje veću verovatnoću ostvarivanja negativnih u odnosu na pozitivne prinose. Vrednosti koeficijenta spljoštenost je veća od 3,0 (4,0180) te zaključujemo da su repovi empirijske raspodele deblji od repova normalne raspodele.



Slika 6.3. Dnevne vrednosti logaritamskih prinosa optimalnog portfolia P30 od 03.01.2014. do 02.06.2014. godine i Gauss-ov Q-Q dijagram⁴¹²



Slika 6.4. Histogram frekvencija logaritamskih prinosa optimalnog portfolia P30 od 03.01.2014. do 02.06.2014. godine⁴¹³

⁴¹² Izvor: Obrada autora.

⁴¹³ Izvor: Ibid.

	P30
Uzorak (broj opservacija)	100
Prosečna vrednost prinosa	0,0581
Medijana	0,1001
Maksimalna vrednost prinosa	1,2606
Minimalna vrednost prinosa	-1,2759
Standardna devijacija prinosa	0,4561
Koeficijent asimetrije (α_3 , Skewness)	-0,5653
Koeficijent spljoštenosti (α_4 , Kurtosis)	4,0180
Jarque-Bera (verovatnoća)	9,644848 0,008047

Tabela 6.11. Deskriptivna statistika logaritamskih prinosa optimalnog portfolia P30 od 03.01.2014. do 02.06.2014. godine ⁴¹⁴

Izračunata vrednost JB statistike za P30 (9,644848) neznatno prelazi kritičnu vrednost od 9,21 za rizik greške 5 %, te se nulta hipoteza odbacuje. Gotovo svi drugi sprovedeni testovi normalnog rasporeda odbacili su nultu hipotezu (osim D'Agostino Kurtosis testa) o postojanju aproksimacije empirijske distribucije P30 normalnom rasporedu u kontrolnom periodu.

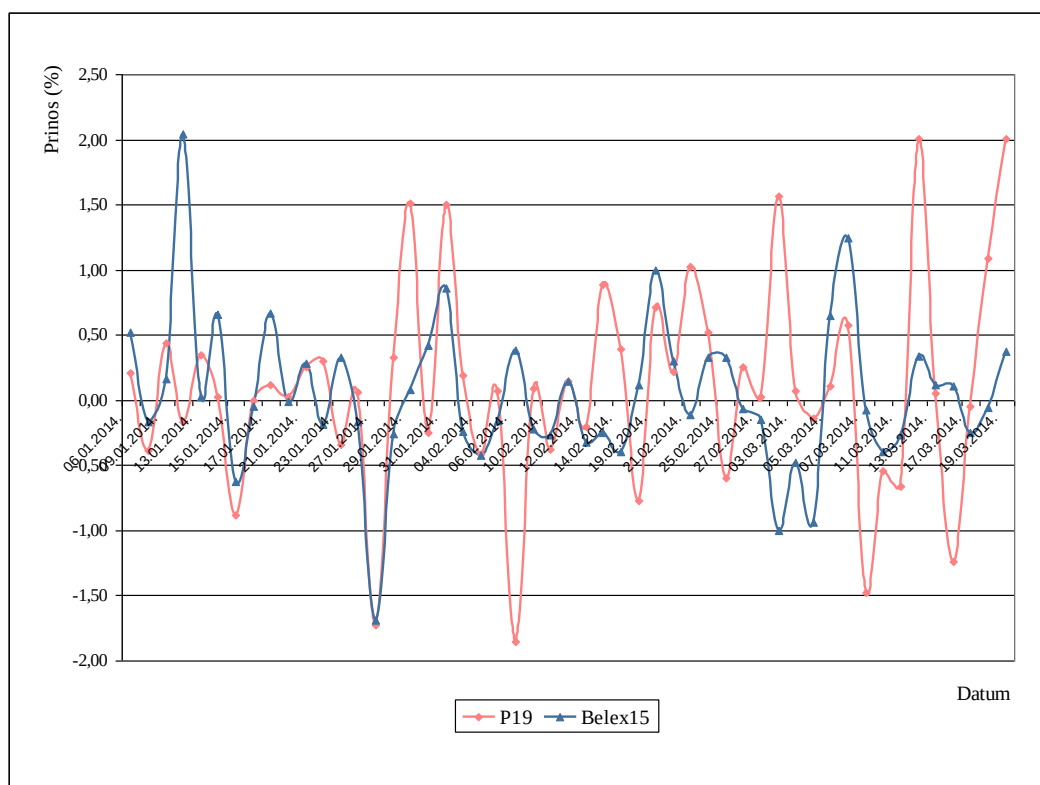
	Test statistika	p nivo	Zaključak: (5%)
Kolmogorov-Smirnov/Lilliefors Test	0,089776		Dovoljno dokaza protiv hipoteze o normalnom rasporedu
Shapiro-Wilk W	0,973665	0,042440311	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Skewness	2,320103	0,02033528	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Kurtosis	1,929321	0,053691025	Prihvatiti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Omnibus	9,10516	0,010539978	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu

Tabela 6.12. Testiranje hipoteze o normalnom rasporedu logaritamskih prinosa optimalnog portfolia P30 od 03.01.2014. do 02.06.2014. godine ⁴¹⁵

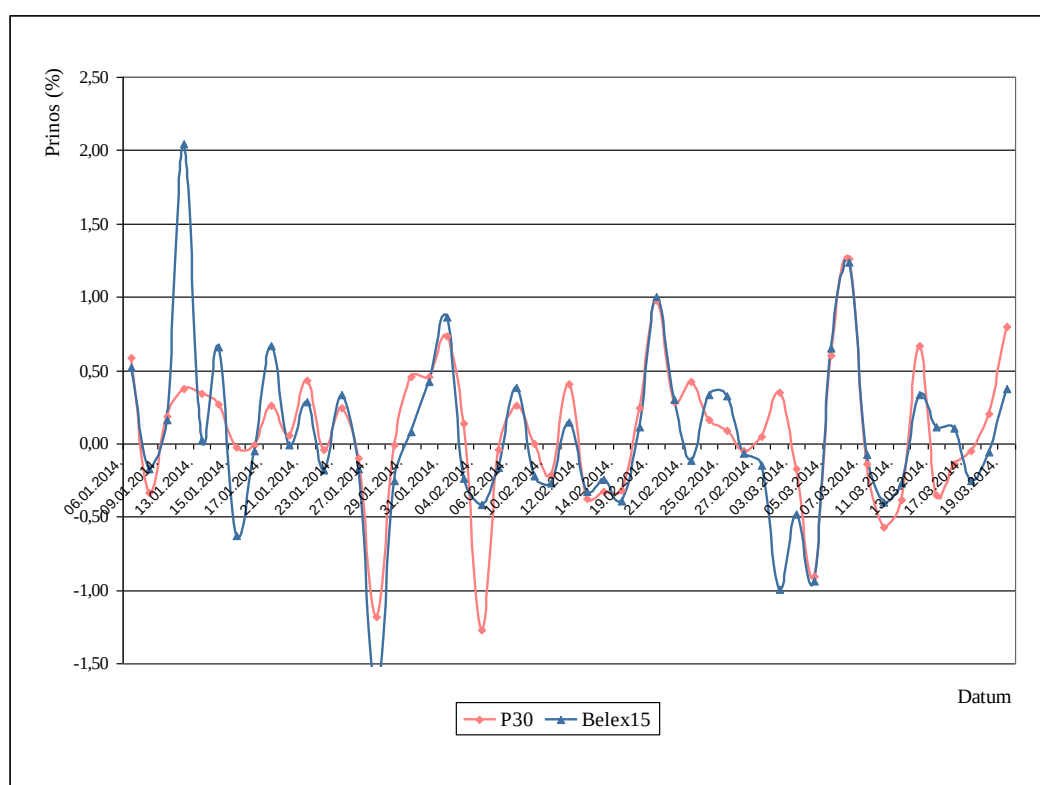
Na narednim prikazima izvršena je grafička uporedna analiza kretanja dnevnih logaritamskih prinosa indeksa Beogradske berze Belex15 i dva analizirana optimalna portfolia (u verifikacionom periodu od 03.01.2014. do 02.06.2014. godine koji je obuhvatio 100 dnevnih opservacija). U posmatranom periodu, uočavaju se snažne varijacije stopa prinosa Belex15 i prinosa portfolia P19, i kao što je primetno na narednoj slici bile su slabo međusobno korelisane. Koeficijent korelacije između prinosa Belex15 i P19 u verifikacionom periodu iznosio je 0,734271 i bio je niži nego u estimacionom periodu (0,7702) ali i dalje pokazuje relativno snažnu povezanost kretanja prinosa posmatranih vremenskih serija.

⁴¹⁴ Izvor: Izračun autora.

⁴¹⁵ Izvor: Ibid.



Slika 6.5. Kretanje prinosa tržišnog indeksa Belex15 i optimalnog portfolia P19 u verifikacionom periodu ⁴¹⁶

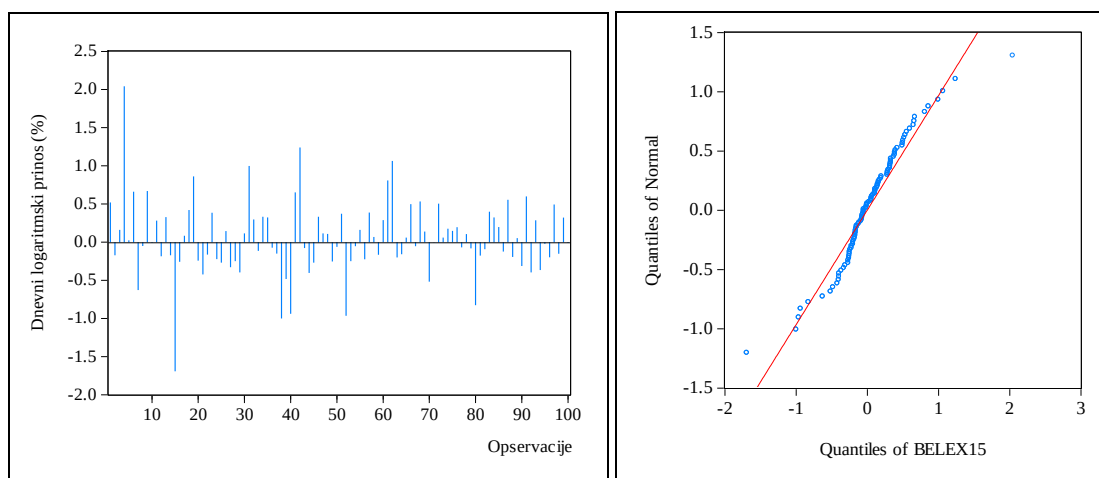


Slika 6.6. Kretanje prinosa tržišnog indeksa Belex15 i optimalnog portfolia P30 u verifikacionom periodu ⁴¹⁷

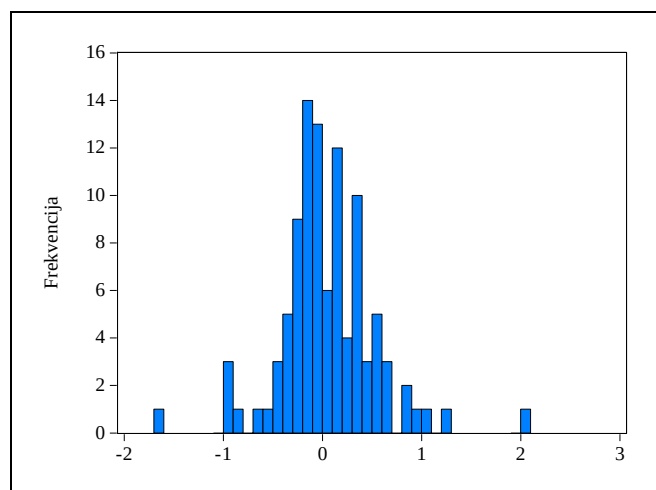
⁴¹⁶ Izvor: Obrada autora.

⁴¹⁷ Izvor: Ibid.

Q-Q dijagram i histogrami frekvencije prinosa indeksa Belex15 upućuju na statistički značajna odstupanja empirijske distribucije prinosa od normalnog rasporeda.



Slika 6.7. Dnevne vrednosti logaritamskih prinosa Belex15 od 03.01.2014. do 02.06.2014. godine i Gauss-ov Q-Q dijagram⁴¹⁸



Slika 6.8. Histogram frekvencija logaritamskih prinosa Belex15 od 03.01.2014. do 02.06.2014. godine⁴¹⁹

	Belex15
Uzorak (broj opservacija)	100
Prosečna vrednost prinosa	0,0510
Medijana	-0,0043
Maksimalna vrednost prinosa	2,0424
Minimalna vrednost prinosa	-1,6915
Standardna devijacija prinosa	0,4870
Koeficijent asimetrije (α_3 , Skewness)	0,3144
Koeficijent spljoštenosti (α_4 , Kurtosis)	6,3516
Jarque-Bera (verovatnoća)	48,45296
	0,000000

Tabela 6.13. Deskriptivna statistika logaritamskih prinosa Belex15 od od 03.01.2014. do 02.06.2014. godine⁴²⁰

⁴¹⁸ Izvor: Ibid.

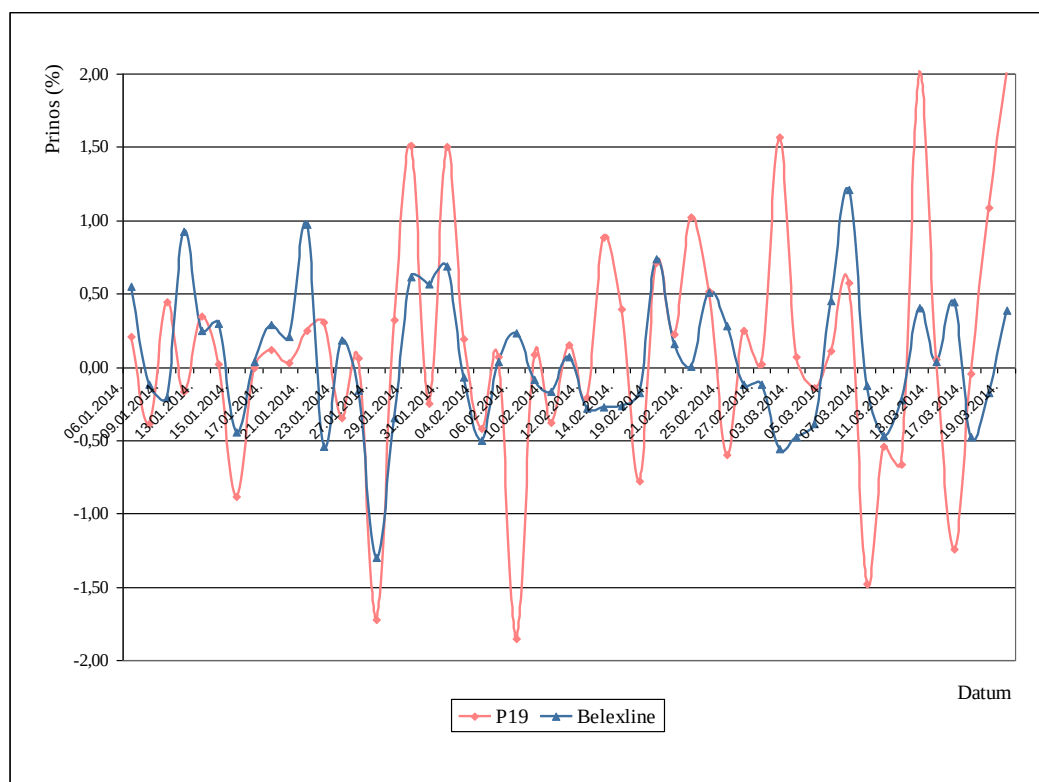
⁴¹⁹ Izvor: Ibid.

⁴²⁰ Izvor: Izračun autora.

Koeficijent asimetrije je veći od nule (0,3144) i pokazuje veću verovatnoću ostvarivanja pozitivnih u odnosu na negativne prinose. Vrednost koeficijenta spljoštenost veća je od 3 (6,3516) te zaključujemo da su repovi empirijske raspodele deblji od repova normalne raspodele. Izračunata vrednost JB statistike (48,45296) prelazi kritičnu vrednost od 9,21 za rizik greške 5 %, i zaključujemo da serija prinosa tržišnog indeksa Belex15 ne prati normalan raspored. Shapiro-Wilk W test, D'Agostino Kurtosis test i D'Agostino Omnibus test odbacili su nultu hipotezu, dok je D'Agostino Skewness test prihvatio nultu hipotezu o postojanju aproksimacije empirijske distribucije normalnom rasporedu. Kolmogorov-Smirnov/Lilliefor Test nije dao dovoljno dokaza protiv hipoteze o normalnom rasporedu distribucije.

	Test statistika	p nivo	Zaključak: (5%)
Kolmogorov-Smirnov/Lilliefor Test	0,080386		Malo dokaza protiv hipoteze o normalnom rasporedu
Shapiro-Wilk W	0,94517	0,000404	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Skewness	1,340037	0,180233	Prihvatiti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Kurtosis	3,66259	0,00025	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Omnibus	15,21027	0,000498	Odbaciti hipotezu o normalnom rasporedu

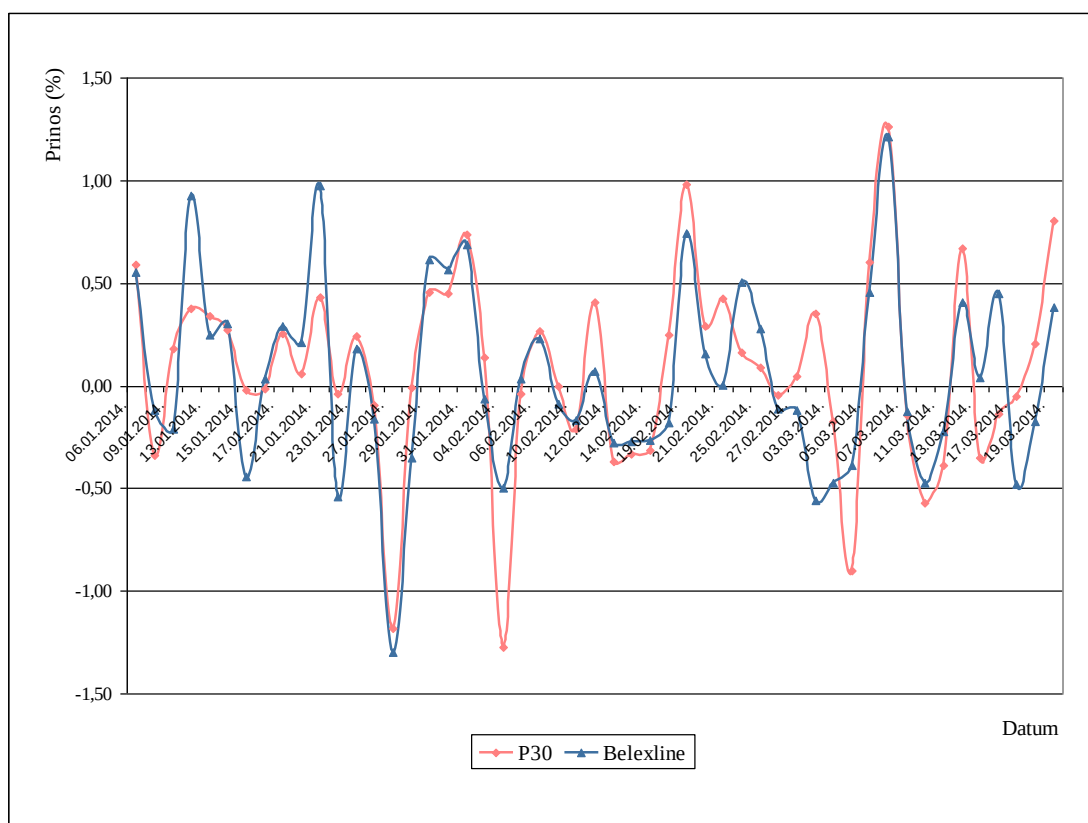
Tabela 6.14. Testiranje hipoteze o normalnom rasporedu logaritamskih prinosa Belex15 od od 03.01.2014. do 02.06.2014. godine⁴²¹



Slika 6.9. Kretanje prinosa tržišnog indeksa Belexline i optimalnog portfolia P19 u verifikacionom periodu⁴²²

⁴²¹ Izvor: Ibid.

⁴²² Izvor: Obrada autora.



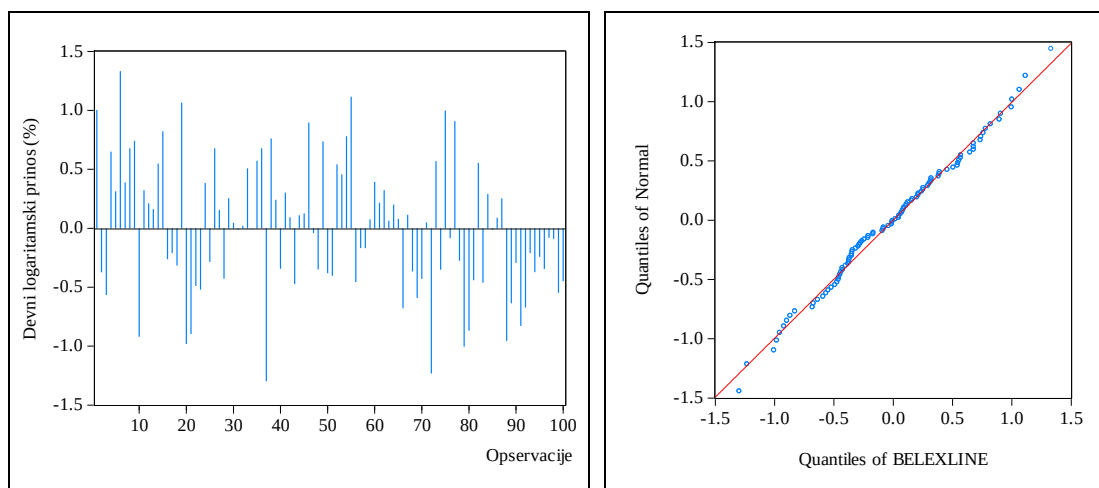
Slika 6.10. Kretanje prinosa tržišnog indeksa Belexline i optimalnog portfolia P30 u verifikacionom periodu ⁴²³

Na slikama 6.9. i 6.10. dat je uporedni grafički prikaz kretanja dnevnih logaritamskih prinosa indeksa Beogradske berze Belexline i dva analizirana optimalna portfolia (u verifikacionom periodu od 03.01.2014. do 02.06.2014. godine koji je obuhvatio 100 dnevnih opservacija). U posmatranom periodu, stope prinosa Belexline i prinosa portfolia P19 su snažno varirale, i bile su slabo međusobno korelisane. Koeficijent korelacije između prinosa Belexline i P19 je u verifikacionom periodu iznosio 0,376046 i povećao se u odnosu na istorijski period (0,3677) ali i dalje ukazuje na relativno slabu zavisnost kretanja njihovih prinosa.

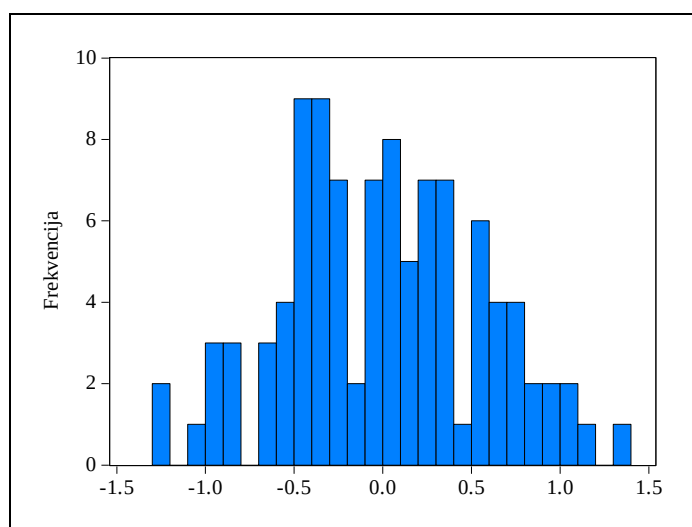
Koeficijent korelacije prinosa Belexline i prinosa portfolia P30 je u kontrolnom periodu iznosio 0,757084 i smanjio se u odnosu na koeficijent korelacije u estimacionom periodu (0,7691) ali i dalje svedoči o snažnoj uzajamnoj međuzavisnosti kretanja prinosa P30 i prinosa Belexline. Investitori skloni pasivnim strategijama bi portfolio P30 smatrali efikasnijim i u kontrolnom periodu u odnosu na portfolio P19, bilo da Belex15 ili Belexline tretiraju kao tržišni benčmark.

Q-Q dijagram i histogrami frekvencije logaritamskih prinosa tržišnog indeksa Belexline i u kontrolnom periodu pokazuju neznatna odstupanja empirijske distribucije od normalnog rasporeda. Koeficijent asimetrije je neznatno veći od nule (0,0516) i pokazuje blago povećanu verovatnoću ostvarivanja pozitivnih u odnosu na negativne prinose. Vrednosti koeficijenta spljoštenost je manja od 3,0 (2,5204) te zaključujemo da su repovi empirijske raspodele tanji od repova normalne raspodele, a prisustvo ekstremnih događaja ređe nego što se pretpostavlja normalnom distribucijom.

⁴²³ Izvor: Ibid.



Slika 6.11. Dnevne vrednosti logaritamskih prinosa Belexline od 03.01.2014. do 02.06.2014. godine i Gauss-ov QQ dijagram⁴²⁴



Slika 6.12. Histogram frekvencija logaritamskih prinosa Belex15 od 03.01.2014. do 02.06.2014. godine⁴²⁵

	Belexline
Uzorak (broj opservacija)	100
Prosečna vrednost prinosa	0,0007
Medijana	0,0008
Maksimalna vrednost prinosa	1,3333
Minimalna vrednost prinosa	-1,2965
Standardna devijacija prinosa	0,5607
Koeficijent asimetrije (α_3 , Skewness)	0,0516
Koeficijent spljoštenosti (α_4 , Kurtosis)	2,5204
Jarque-Bera (verovatnoća)	1,002656
	0,605726

Tabela 6.15. Deskriptivna statistika logaritamskih prinosa Belexline od od 03.01.2014. do 02.06.2014. godine⁴²⁶

⁴²⁴ Izvor: Ibid.

⁴²⁵ Izvor: Ibid.

⁴²⁶ Izvor: Izračun autora.

	Test statistika	p nivo	Zaključak: (5%)
Kolmogorov-Smirnov/Lilliefors Test	0,062644629		Nema dokaza protiv hipoteze o normalnom rasporedu
Shapiro-Wilk W	0,989627277	0,634521	Prihvati hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Skewness	0,224236757	0,822573	Prihvati hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Kurtosis	-1,010909804	0,31206	Prihvati hipotezu o normalnom rasporedu
D'Agostino Omnibus	1,072220754	0,585019	Prihvati hipotezu o normalnom rasporedu

Tabela 6.16. Testiranje hipoteze o normalnom rasporedu logaritamskih prinosa Belex15 od 03.01.2014. do 02.06.2014. godine⁴²⁷

Budući da izračunata vrednost JB statistike (1,002656) ne prelazi kritičnu vrednost od 9,21 za rizik greške 5 %, prihvata se nulta hipoteza i zaključujemo da serija prinosa Belexline prati normalan raspored. I drugi testovi normalnosti prihvatili su hipotezu o normalnom rasporedu.

	Prosečan prinos (r)	Standardna devijacija (σ)	Anuelizovani prinos i.i.d. ($\hat{r}$)	Anuelizovana volatilnost i.i.d. ($\hat{\sigma}$)	SR ($\frac{\hat{r}}{\hat{\sigma}}$)
P19	0,0429	0,6885	10,7297	10,8859	0,9857
P30	0,0581	0,4561	14,5146	7,2123	2,0125
Belex15	0,0510	0,4870	12,7612	7,7004	1,6572
Belexline	0,0007	0,5607	0,1836	8,8658	0,0207

Tabela 6.17. Prosečan prinos, standardna devijacija, anuelizovani prinos, anuelizovana volatilnost i Sharpe-ov ratio P19, P30, Belex15 i Belexline u verifikacionom periodu⁴²⁸

U verifikacionom periodu istraživanja, optimalni portfolio P19 i P30, i oba tržišna indeksa ostvarili su pozitivnu srednju vrednost. Na osnovu prethodne tabele vidimo da su P19 i P30 ostvarili veće stope prinosa u odnosu na oba tržišna indeksa, čime je i u kontrolnom periodu potvrđena pretpostavka da se ulaganjem u domaće hartije od vrednosti primenom Markowitz-evog algoritma može konstituisati portfolio sastavljen od manjeg broja akcija koji nadmašuje prinos tržišnih indeksa. Standardna devijacija prinosa, odnosno anuelizovana volatilnost P19 je i u kontrolnom periodu veća u odnosu na anuelizovanu volatilnost oba tržišna indeksa i portfolia P30. Optimalni portfolio P30 je u kontrolnom periodu imao najmanju anuelizovanu volatilnost i najveći anuelizovani prinos, i stoga i najveću vrednost Sharpe-ovog indeksa.

	Prosečan prinos (r)	Standardna devijacija (σ)	CV ($\frac{\sigma}{r}$)
P19	0,0429	0,6885	16,0490
P30	0,0581	0,4561	7,8503
Belex15	0,0510	0,4870	9,5490
Belexline	0,0007	0,5607	801,0000

Tabela 6.18. Prosečan prinos, standardna devijacija i koeficijent varijacije P19, P30, Belex15 i Belexline u verifikacionom periodu⁴²⁹

⁴²⁷ Izvor: Ibid.

⁴²⁸ Izvor: Ibid.

⁴²⁹ Izvor: Ibid.

Za razliku od istorijskog perioda kada je najviši koeficijent varijacije imao Belex15, u kontrolnom periodu najviši koeficijent varijacije odnosno najveći rizik u jedinici prinosa imao je Belexline. Najniži koeficijent varijacije, odnosno najmanji rizik u jedinici prinosa u kontrolnom periodu zabeležio je optimalni portfolio P30, te se zaključuje da ulaganje u portfolio P30 predstavlja najmanje rizično ulaganje (po osnovu broja jedinica rizika za svaki procenat prinosa).

U narednoj tabeli prikazani su rezultati testiranja vremenske stabilnosti beta koeficijenata, analizom vrednosti u dva nezavisna perioda.

	Estimacioni period		Verifikacioni period	
Simbol	Beta koeficijent Belex15	Beta koeficijent Belexline	Beta koeficijent Belex15	Beta koeficijent Belexline
AERO	0,5758	0,6453	0,6807	1,0196
ENHL	1,2483	1,8369	1,0708	1,2279
NIIS	0,8740	0,7858	0,4946	0,4813
SJPT	0,9177	1,4014	1,1859	1,7458
ALFA	0,0831	0,3351	0,0747	0,3755
KMBN	1,0890	1,4609	1,5577	1,6314
MTLC	0,4242	0,5031	0,6104	0,7863
AIKB	1,8801	1,7718	2,1108	1,5779
IMLK	0,3340	0,7490	0,3856	0,5091
JESV	0,0863	0,2769	0,3453	0,4438
Beta P19	0,4445	0,5631	0,4312	0,6219
Beta P30	0,6235	0,7933	0,6877	0,8296

Tabela 6.19. Test vremena beta koeficijenata akcija i optimalnih portfolia P19 i P30 u zasivnosti od odabranog referentnog tržišnog benčmarka u verifikacionom periodu⁴³⁰

Beta koeficijent optimalnog portfolia P19 u verifikacionom periodu imao je neznatno nižu vrednost u odnosu na estimacioni period, i iznosi 0,4312 ukoliko se Belex15 posmatra kao tržišni benčmark, i višu vrednost u iznosu od 0,6219 ukoliko se Belexline uzme kao tržišni benčmark. Beta koeficijent portfolia P30 se povećao i iznosi 0,6877 ukoliko se Belex15 posmatra kao tržišni benčmark, i 0,8296 ako se Belexline uzme kao tržišni benčmark. Koeficijent determinacije P19 ($R^2 = 0.092125$) se smanjio u odnosu na estimacioni period, i pokazuje 9,2125 % objašnjenog varijabiliteta u ukupnom varijabilitetu predstavljenog preko indeksa Belex15. Koeficijent determinacije P19 ($R^2 = 0.141115$) se povećao i ukazuje na 14,1115 % objašnjenog varijabiliteta u ukupnom varijabilitetu predstavljenog preko indeksa Belexline. U slučaju portfolia P19, sistemski rizik determiniše samo 9,2125 % ukupnog rizika P19 (uz pretpostavku da je Belex15 tržišni portfolio), odnosno 14,1115 % ukupnog rizika P19 P19 (uz pretpostavku da je Belexline tržišni portfolio). Koeficijent determinacije P30 ($R^2 = 0.536624$) se smanjio u odnosu na estimacioni period i ukazuje na 53,6624 % objašnjenog varijabiliteta u ukupnom varijabilitetu (predstavljenog preko indeksa Belex15). Koeficijent determinacije P30 se smanjio u odnosu na estimacioni period ($R^2 = 0.571851$) i ukazuje na 57,1851 % objašnjenog varijabiliteta u ukupnom varijabilitetu (predstavljenog preko indeksa Belexline).

⁴³⁰ Izvor: Izračun autora.

U slučaju portfolia P30, sistemski rizik determiniše 53,6624 % ukupnog rizika P30 (uz pretpostavku da je Belex15 tržišni portfolio), odnosno 57,1851 % ukupnog rizika P30 (uz pretpostavku da je Belexline tržišni portfolio). Varijacije prinosa akcija i posmatranih portfolia u kontrolnom periodu su u manjoj meri determinisane varijacijama tržišnih portfolia usled slabljenja trenda na tržištu (smanjenje R^2).

P19				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BELEX15	0,431226	0.134634	3.236344	0.0016
Intercept	0,020907			
R-squared	0.092125	Mean dependent var		0.042919
Adjusted R-squared	0.092125	S.D. dependent var		0.688487
S.E. of regression	0.656007	Akaike info criterion		2.004660
Sum squared resid	42.60420	Schwarz criterion		2.030711
Log likelihood	-99.23298	Hannan-Quinn criter.		2.015203
Durbin-Watson stat	2.132135			
P30				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BELEX15	0,687734	0.063726	10.86947	0.0000
Intercept	0,022953			
R-squared	0.536624	Mean dependent var		0.058058
Adjusted R-squared	0.536624	S.D. dependent var		0.456147
S.E. of regression	0.310507	Akaike info criterion		0.508732
Sum squared resid	9.545076	Schwarz criterion		0.534784
Log likelihood	-24.43661	Hannan-Quinn criter.		0.519276
Durbin-Watson stat	2.195969			
P19				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BELEXline	0,621944	0.152942	4.088786	0.0001
Intercept	0,011868			
R-squared	0.141115	Mean dependent var		0.042919
Adjusted R-squared	0.141115	S.D. dependent var		0.688487
S.E. of regression	0.638062	Akaike info criterion		1.949188
Sum squared resid	40.30524	Schwarz criterion		1.975240
Log likelihood	-96.45942	Hannan-Quinn criter.		1.959732
Durbin-Watson stat	2.090930			
P30				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BELEXline	0,829589	0.071543	11.66239	0.0000
Intercept	0,016640			
R-squared	0.571851	Mean dependent var		0.058058
Adjusted R-squared	0.571851	S.D. dependent var		0.456147
S.E. of regression	0.298472	Akaike info criterion		0.429665
Sum squared resid	8.819441	Schwarz criterion		0.455717
Log likelihood	-20.48327	Hannan-Quinn criter.		0.440209
Durbin-Watson stat	2.148351			

Tabela 6.20. Linearna regresija optimalnih portfolia P19 i P30 (zavisna varijabla) sa Belex15 i Belexline (nezavisna varijabla)⁴³¹

⁴³¹ Izvor: Ibid.

Standardna greška regresije za procenu beta koeficijenta P30 u odnosu na tržišni portfolio Belexline zadržala je najnižu vrednost. Rezultati Durbin-Watson testa pokazuju negativnu serijsku korelaciju i u verifikacionom periodu. Vrednosti Akaike i Schwarz informacionih kriterijuma i dalje je najniža u slučaju procene beta koeficijenta P30 u odnosu na tržišni portfolio Belexline.

Korišćenjem izračunatih parametara utvrđena je jednačina SML pravca u verifikacionom periodu, pri čemu je korišćen nepromenjeni iznos prinosa nerizične investicije. Ukoliko se Belex15 posmatra kao tržišni portfolio, jednačina SML pravca ima sledeći oblik: $r_{ip} = 0,0406 \% + \beta_i (0,0510 \% - 0,0406 \%) = 0,0406 \% + \beta_i 0,0104$. Ako se Belexline posmatra kao tržišni portfolio, jednačina SML pravca ima izraz: $r_{ip} = 0,0406 \% + \beta_i (0,0007 \% - 0,0406 \%) = 0,0406 - \beta_i 0,0399$. Na osnovu jednačine SML izračunate su očekivane vrednosti teorijskih prinosa.

Simbol	Prosečan realizovani prinos	Prosečan teorijski prinos trž. portfolio Belex15	Prosečan teorijski prinos trž. portfolio Belexline
AERO	0,2211	0,0477	-0,0001
ENHL	0,1182	0,0517	-0,0084
NIIS	0,0064	0,0457	0,0214
SJPT	-0,1839	0,0529	-0,0291
ALFA	0,1168	0,0414	0,0256
KMBN	0,1501	0,0568	-0,0245
MTLC	-0,1010	0,0469	0,0092
AIKB	0,0559	0,0626	-0,0224
IMLK	0,1669	0,0446	0,0203
JESV	-0,0124	0,0442	0,0229
P19	0,0429	0,0451	0,0158
P30	0,0581	0,0478	0,0075

Tabela 6.21. Realizovani i teorijski prosečni prinosi akcija i portfolia⁴³²

Na osnovu komparativne analize prosečnog realizovanog prinosa i prosečnog teorijskog prinosa na osnovu jednačina SML pravca i u verifikacionom periodu uočava se značajna razlika teorijskog i realizovanog prinosa.

Iz tabele 6.22. vidimo da je u slučaju P30 udeo objašnjenih varijacija modelom u ukupnim varijacijama zavisne promenljive najveći i iznosi 53,666 %, što je za oko 5 % manje u odnosu na estimacioni period. Za skoro sve individualne akcije R^2 je manje 0,30 te se zaključuje da ne postoji statistički značajan uticaj kretanja tržišta na varijacije zavisne promenljive (osim u slučaju akcija AIKB i JESV, gde se uočava mali ali statistički značajan uticaj kretanja indeksa Belex15 na varijacije prinosa). Za većinu individualnih akcija vrednost R^2 je manja od 0,30, pa se odbacuje tačnost specifikacije modela. Korigovani koeficijenti determinacije većine akcija su izrazito niski (manji od 0,30), pa drugi faktori, neobjašnjeni modelom, imaju snažan uticaj na prinose akcija. Podaci pokazuju da reziduali imaju veliki udeo u uticaju na prinose akcija. Vrednosti DW testa za veći broj analiziranih akcija i oba portfolia ima vrednost veću od 2, zaključujemo da su reziduali greške regresionog modela negativno autokorelisani na prvom pomaku.

⁴³² Izvor: Ibid.

Pretpostavka da su rezidualna odstupanja regresionog modela normalno raspoređena ispitana je primenom Jarque-Bera testa na rezidualne regresionog modela. Na osnovu dobijene vrednosti sprovedenih testova, kao i pridruženog empirijskog nivoa signifikantnosti, odbacuje se nulta hipoteza da je posmatrana serija normalno distribuirana za skoro sve rezidualne individualnih akcija (osim za akciju AERO) i portfolia, pa procenjene vrednosti parametara date jednačine regresije nisu najbolji mogući estimatori.

Simbol	R ²	Korigovani R ²	t-stat.	Standardna greška regresije	Suma kvadrata reziduala	DW	Koef. autokor.	JB test
			prob.					prob.
AERO	0,025026	0,025026	2,051559 0,0429	1,711929	290,1393	2,259600	-0,147	3,127323 0,00000
ENHL	0,116634	0,116634	3,709467 0,0003	1,424526	200,8982	1,875736	0,023	69,0907 0,00000
NIIS	0,139961	0,139961	4,015304 0,0001	0,595305	35,08439	1,470044	0,264	33,32758 0,00000
SJPT	0,058999	0,058999	2,642261 0,0096	2,089924	432,4105	1,788738	0,062	49,64852 0,00000
ALFA	0,003829	0,003829	0,278673 0,7811	1,731784	296,9085	1,983084	0,004	98,38301 0,00000
KMBN	0,214713	0,214713	5,305552 0,0000	1,444507	206,5734	2,169525	-0,132	67,68884 0,00000
MTLC	0,069279	0,069279	2,905199 0,0045	0,976108	94,32593	2,422435	-0,236	217,8526 0,00000
AIKB	0,354825	0,354825	7,389851 0,0000	1,384445	189,7522	2,396065	-0,210	191,4177 0,00000
IMLK	0,011607	0,011607	1,888818 0,0618	1,076371	114,6989	2,348306	-0,197	154,3038 0,00000
JESV	0,032308	0,032308	1,823238 0,0713	0,905618	81,19427	1,980778	0,008	430,7526 0,00000
P19	0,092125	0,092125	3,236344 0,0016	0,656007	42,60420	2,132135	-0,068	13,21605 0,001349
P30	0,536624	0,536624	10,86947 0,0000	0,310507	9,545076	2,195969	-0,107	23,86311 0,00000

Tabela 6.22. Testiranje pouzdanosti beta koeficijenata akcija uz tržišni portfolio Belex15⁴³³

Iz tabele 6.23. vidimo da je u slučaju P30 udeo objašnjenih varijacija modelom u ukupnim varijacijama zavisne promenljive najveći i iznosi 57,18 %, što je za oko 3 % manje nego u slučaju estimacionog perioda. Za sve analizirane akcije, osim za AIKB, R² je manje 0,30 te se zaključuje da ne postoji statistički značajan uticaj kretanja tržišta na varijacije zavisne promenljive. U slučaju P30, R² je veće od 0,30 te se prihvata specifikacija modela kao ispravna. Korigovani koeficijenti determinacije svih akcija, osim AIKB, su izrazito niski (manji od 0,30), pa drugi faktori, neobjašnjeni modelom, imaju snažan uticaj na prinose akcija. Korigovani koeficijent determinacije za P30 ima najvišu vrednost i iznosi 0,57185. Vrednosti DW testa u najvećem broju slučajeva su veće od 2, te zaključujemo da su reziduali greške regresionog modela negativno autokorelisani na prvom pomaku, osim u slučaju akcija ENHL, NIIS, SJPT i ALFA kod kojih je prisutna pozitivna autokorelacija reziduala. Pretpostavka da su rezidualna odstupanja regresionog modela normalno raspoređena ispitana je primenom Jarque-Bera testa na rezidualne regresionog modela. Na osnovu dobijene vrednosti sprovedenih testova, kao i pridruženog empirijskog nivoa signifikantnosti, odbacuje se nulta hipoteza da su posmatrane serije normalno distribuirane za rezidualne svih individualnih akcija, osim za rezidualne akcije AERO.

⁴³³ Izvor: Ibid.

Procenjene vrednosti parametara date jednačine regresije su dobri estimatori u slučaju portfolia P30. Reziduali regresionog modela za portfolio P30 pokazuju nisku negativnu autokorelaciju, a sprovedeno dijagnostičko testiranje normalnog rasporeda reziduala potvrđuje hipotezu o normalnoj distribuciji greške regresionog modela P30 i Belexline, te se zaključuje da su procenjene vrednosti parametara regresione jednačine prinosa P30 i prinosa Belexline dobri estimatori i u verifikacionom periodu.

Simbol	R ²	Korigovani R ²	t-stat.	Standardna greška regresije	Suma kvadrata reziduala	DW	Koef. autokor.	JB test
			prob.					prob.
AERO	0,050333	0,050333	2,638044	1,689564	282,6082	2,237556	-0,134	2,907186
			0,0097					0,233729
ENHL	0,112330	0,112330	3,635028	1,427992	201,8770	1,880533	0,016	41,53672
			0,0004					0,00000
NIIS	0,096670	0,096670	3,256619	0,610103	36,85040	1,359264	0,320	58,54374
			0,0015					0,00000
SJPT	0,098027	0,098027	3,401079	2,046125	414,4762	1,825062	0,044	46,08724
			0,0010					0,00000
ALFA	0,004970	0,004970	0,976629	1,724177	294,3059	1,967452	0,013	97,18517
			0,3311					0,00000
KMBN	0,171812	0,171812	4,643536	1,483439	217,8587	2,105085	-0,096	93,48483
			0,0000					0,00000
MTLC	0,085531	0,085531	3,217075	0,967549	92,6789	2,392903	-0,226	202,6200
			0,0018					0,00000
AIKB	0,354825	0,354825	7,389851	1,384445	189,7522	2,396065	-0,210	191,4177
			0,0000					0,00000
IMLK	0,021301	0,021301	2,140925	1,071079	113,5739	2,352460	-0,198	137,5151
			0,0347					0,00000
JESV	0,038869	0,038869	2,005648	0,902543	80,6438	2,019328	-0,011	383,4178
			0,0476					0,00000
P19	0,141115	0,141115	4,088786	0,638062	40,3052	2,090930	-0,048	10,88143
			0,0001					0,00000
P30	0,571851	0,571851	11,66239	0,298472	8,8194	2,148351	-0,078	6,521796
			0,00000					0,00000

Tabela 6.23. Testiranje pouzdanosti beta koeficijenata akcija uz tržišni portfolio Belexline⁴³⁴

Premda se validnost korišćenja beta koeficijenta kao mere sistemskog rizika zasniva na pretpostavci o njegovoj stabilnosti tokom vremena, za iznošenje konkretnijih zaključaka i ocenu njegove svrsishodnosti neophodno je naglasiti ograničenja prisutna prilikom izračunavanja beta koeficijenata u sprovedenom empirijskom istraživanju. Prvo, kratka istorijska vremenska serija korišćena za procenu bete (istorijski podaci prikupljeni su za period od jedne godine) i drastične promene koje su se u odigrale na domaćem finansijskom tržištu, pa se beta koeficijenti nisu stabilizovali. Budući da beta koeficijent meri izloženost hartije ili portfolia sistemskom riziku, u srednjem i dugom roku vrednost beta koeficijenta biće stabilnija, jer se promene dešavaju relativno sporije. Drugo, problem izbora tržišnog portfolia posebno je izražen u uslovima ograničenog broja likvidnih hartija i velikog učešća akcija iz sektora finansijskog posredovanja u ukupnoj tržišnoj kapitalizaciji. Korišćenje tržišnog indeksa Belex15 kao aproksimacije tržišnog portfolija dodatno umanjuje validnost izvršene procene beta koeficijenata usled malog broja akcija uključenih u indeksnu korpu i velike koncentracije akcija iz sektora finansijskog posredovanja. Treće, postojanje velikog broja ekstremnih vrednosti tzv. outlier-a u podacima stvara veliku varijabilnost prinosa (kod svih akcija je standardna devijacija dnevnog logaritamskog prinosa višestruko veća od srednje vrednosti dnevnih logaritamskih prinosa).

⁴³⁴ Izvor: Ibid.

U narednoj tabeli prikazani su koeficijenti korelacije, a upoređivanjem sa vrednostima koeficijenata korelacije prinosa ostvarenih u istorijskom periodu, zaključujemo da koeficijenti korelacije ne prolaze test vremena.

	AERO	ENHL	NIIS	SJPT	ALFA	KMBN	MTLC	AIKB	IMLK	JESV
AERO	1,0000									
ENHL	0,1323	1,0000								
NIIS	0,1472	0,0243	1,0000							
SJPT	0,0362	-0,0202	0,0617	1,0000						
ALFA	-0,0501	0,0940	-0,0051	-0,0074	1,0000					
KMBN	-0,0884	-0,0511	0,0729	-0,0891	-0,0304	1,0000				
MTLC	0,0838	0,0364	0,0633	0,0295	0,0736	0,1541	1,0000			
AIKB	-0,0164	0,0824	0,1073	0,0156	-0,0176	0,0635	0,0888	1,0000		
IMLK	-0,1187	0,0721	-0,0837	0,0550	0,1552	-0,0008	-0,0375	-0,0493	1,0000	
JESV	0,0011	0,0182	0,0172	0,0013	-0,0662	0,0303	-0,1101	0,0400	0,0659	1,0000

Tabela 6.24. Koeficijenti korelacija 10 akcija u verifikacionom periodu⁴³⁵

Na osnovu empirijski dokazane vremenske nestabilnosti koeficijenata korelacije potvrđena je izvedena **hipoteza 5:** *Koeficijenti korelacije prinosa su nepouzdan kriterijumi primarne selekcije akcija u portfoliu usled vremenske nestabilnosti i potvrđujemo izvedenu **hipotezu 2:** Na tržištima kapitala u nastajanju izrazita nelikvidnost akcija stvara privid negativne korelisanosti i kreira suboptimalne portfolie. Iz tog razloga, likvidnost akcija se mora postaviti kao osnovni kriterijum primarne selekcije akcija koje čine gradivne elemente portfolia sa novonastajućih tržišta kapitala.*

Uz pretpostavku o nepromenjenoj dnevnoj nerizičnoj stopi prinosa od 0,0406 % u narednom delu rada predstavljene su standardne mere performansi portfolia.

	Prosečan prinos (r_p)	Standardna devijacija (σ_p)	Sharpe-ov indeks
P19	0,0429	0,6885	0,0033
P30	0,0581	0,4561	0,0384
Belex15	0,0510	0,4870	0,0213
Belexline	0,0007	0,5607	-0,0717

Tabela 6.25. Sharpe-ov indeks u verifikacionom periodu⁴³⁶

Budući da Sharpe-ov indeks za optimalni portfolio P30 ima najvišu vrednost, zaključujemo da je optimalni portfolio P30 ostvario veći prinos u odnosu na preuzeti ukupni rizik u odnosu na Belex15, Belexline i P19 u verifikacionom periodu.

	Prosečan prinos (r_p)	Beta portfolia (β_p)	Treynor-ov indeks
P19	0,0429	0,4312	0,0053
P30	0,0581	0,6877	0,0254
Belex15	0,0510	1,00	0,0104

Tabela 6.26. Treynor-ov indeks u odnosu na Belex15 u verifikacionom periodu⁴³⁷

⁴³⁵ Izvor: Ibid.

⁴³⁶ Izvor: Ibid.

⁴³⁷ Izvor: Ibid.

S obzirom na to da je Treynor-ov indeks za optimalni portfolio P30 veći od Treynor-ovog indeksa za Belex15 i P19 zaključujemo da je P30 ostvario veći prinos u odnosu na preuzeti sistemski rizik nego Belex15 i P19 u verifikacionom periodu.

	Prosečan prinos (r_p)	Beta portfolia (β_p)	Treynor-ov indeks
P19	0,0429	0,6219	0,0037
P30	0,0581	0,8296	0,0211
Belexline	0,0007	1,00	-0,0399

Tabela 6.27. Treynor-ov indeks u odnosu na Belexline u verifikacionom periodu⁴³⁸

Iz prethodne tabele vidimo da je Treynor-ov indeks za optimalni portfolio P30 veći od Treynor-ovog indeksa za Belexline i P19 zaključujemo da je P30 ostvario veći prinos u odnosu na preuzeti sistemski rizik nego Belexline i P19 u verifikacionom periodu.

	Prosečan prinos (r_p)	Beta portfolia (β_p)	$r_M - r_{fr}$	Jensen-ov indeks
P19	0,0429	0,4312	0,0104	-0,0022
P30	0,0581	0,6877	0,0104	0,0103
Belex15	0,0510	1,00	0,0104	1,0000

Tabela 6.28. Jensen-ov indeks u odnosu na Belex15 u verifikacionom periodu⁴³⁹

Budući da je u slučaju ulaganja u portfolio P30, $\alpha_p > 0$ portfolio menadžeri ostvaruju ekstra prinos, odnosno ostvarena stopa prinosa veća je od očekivane stope prinosa na osnovu rizika portfolia, te je ulaganje u optimalni portfolio P30 u posmatranom periodu efikasnije od ulaganja u tržišni indeks Belex15 i ulaganja u portfolio P19.

	Prosečan prinos (r_p)	Beta portfolia (β_p)	$r_M - r_{fr}$	Jensen-ov indeks
P19	0,0429	0,6219	-0,0399	0,0271
P30	0,0581	0,8296	-0,0399	0,0506
Belexline	0,0007	1,00	-0,0399	1,0000

Tabela 6.29. Jensen-ov indeks u odnosu na Belexline u verifikacionom periodu⁴⁴⁰

Budući da Jensen-ovi indeks za optimalni portfolio P30 ima najvišu pozitivnu vrednost, i ovaj indikator upućuje na zaključak da je ulaganje u optimalni portfolio P30 u kontrolnom periodu bilo efikasnije od ulaganja u tržišni indeks Belexline i ulaganja u portfolio P19.

Svi analizirani indikatori (Sharpe-ov, Treynor-ov i Jensen-ov indeks) navode na zaključak da je ulaganje u optimalni portfolio P30 u verifikacionom periodu najefikasnije ulaganje. Iako su rezultati analize ovih indikatora u istorijskom estimacionom periodu pokazali da je portfolio P19 efikasniji od portfolia P30 u istorijskom periodu posmatranja, procedura optimizacije korišćenjem istorijskih podataka a koja maksimizira korigovan Sharpe-ov ratio za autokorelaciju, asimetriju i spljoštenost daje nadmoćnije rezultate u verifikacionom periodu (koji se i posmatra kao realni, investicioni period). Na osnovu korišćenja standardnih mera performansi u istorijskom periodu racionalni investitor bi se opredelio za portfolio P19.

⁴³⁸ Izvor: Ibid.

⁴³⁹ Izvor: Ibid.

⁴⁴⁰ Izvor: Ibid.

Međutim, korišćenjem navedenih standardnih mera performansi portfolia, bez obuhvatanja specifičnih uslova tržišta kapitala u nastajanju, poput autokorelacije prinosa, asimetričnosti i spljoštenosti krive prinosa, odnosno prisustvo karakteristika suprotnih odlikama normalnog rasporeda, utiču na efikasnost postupka optimizacije portfolia i zamagljuju sliku investitora navodeći na izbor portfolia P19 koji je suboptimalan u odnosu na portfolio P30.

Nalazi empirijskog istraživanja potvrđuju izvedenu **hipotezu 6**: *korišćenje tradicionalnih mera performansi baziranih na Liniji tržišta kapitala – CML i Modelu vrednovanja kapitala – CAPM nije adekvatna aparatura investicionog odlučivanja u specifičnim uslovima novonastajućih tržišta kapitala (problemi prilikom definisanja tržišnog benčmarka, autokorelacija prinosa, asimetrične i leptokurtične distribucije prinosa) jer investitora izlaže riziku odabira suboptimalnog portfolia i izvedenu **hipotezu 2**: neefikasnost i visoka nelikvidnost domaćeg tržišta akcija, specifičnosti empirijske raspodele prinosa, i povećana volatilnost akcija domaćih kompanija utiču na efikasnost standardnog Markowitz-evog modela optimizacije portfolia.*

6.3. Preporuke domaćoj investicionoj praksi – alternativni model optimizacije portfolio u uslovima tržišta kapitala Republike Srbije

Nelikvidnost kao osnovni kriterijum selekcije akcija: na tržištima kapitala u nastajanju izrazita nelikvidnost akcija stvara privid negativne korelisanosti i kreira suboptimalne portfolie. Iz tog razloga, likvidnost akcija se mora postaviti kao osnovni kriterijum primarne selekcije akcija koje čine gradivne elemente portfolia sa novonastajućih tržišta kapitala. Prilikom ocene nelikvidnosti, koja je na domaćem tržištu izražena visokim dnevnim oscilacijama cena (visokoj volatilnosti cena akcija, što je prema transakcionim troškovima velik rizik za investitore), uz niske nivoe dnevnog prometa (mogućnost uticaja na cenu pri transakcijama velikog obima) i nesinhronom trgovanju akcija sa Open marketa (veliki broj dana bez cenovnog signala) korišćen je kompleksniji pokazatelj likvidnosti, odnosno Amihud-ova mera nelikvidnosti koja, kao višedimenzionalna mera (ne)likvidnosti, obuhvata sve navedene karakteristike nelikvidnosti domaćeg tržišta. Za razliku od razvijenih tržišta kapitala na kojima nije potrebno vršiti analizu likvidnosti, već se procedura optimizacije vrši na uzorku akcija koje imaju najniže koeficijente korelacije, u radu su koeficijenti korelacije korišćeni kao poslednji u nizu kriterijuma (prvi kriterijum je likvidnost, drugi sektorska diversifikacija, a treći koeficijenti korelacije). Markowitz-ev model, kao jedan od inputa, koristi ex-ante procenjenu matricu kovarijansi prinosa akcija. Korišćenje ex-post merenja kovarijansi za ex-ante procenu, opravdano je samo u slučaju kada je struktura međuzavisnosti prinosa stabilna, i kada su prinosi multivarijansno normalni. Empirijski potvrđena izrazita nelikvidnost akcija i statističkim testovima potvrđena neefikasnost tržišta onemogućava sprovođenje portfolio optimizacije na celokupnom uzorku, već samo na ex-ante odabranim akcijama.

Predstavljenim algoritmom primarne selekcije akcija odabrane su akcije koje su po svojim karakteristikama privlačne investitorima: akcije sa visokom likvidnošću i visokom tržišnom kapitalizacijom, sektorski diversifikovane, sa niskim koeficijentima korelacije u estimacionom periodu.

Slaba likvidnost akcija utiče i na strategije upravljanja portfoliom. Naime, zbog nelikvidnosti izvesnih akcija vrši se korekcija funkcije korisnosti, koja kod pasivnog upravljanja portfoliom dovodi do pomeranje efikasne granice prema većim vrednostima rizika. Kod aktivnog upravljanja portfoliom, nelikvidnost povećava rizik, zbog nemogućnosti rebalansiranja učešća pojedinih akcija u portfoliu. Rizik nelikvidnosti u kontekstu upravljanja portfoliom posmatra se kao razlika u riziku portfolija kod kog se ne vrši korekcija zbog likvidnosti i portfolija kod kog se sprovodi korekcija. Procena udela rizika nelikvidnosti u ukupnom tržišnom riziku je oko 20% u periodima kada je trgovanje akcijama znatno umanjeno.⁴⁴¹

Beta koeficijent: izneti zaključci o nestabilnosti beta koeficijenta u dva sukcesivna perioda mogu jednim svojim delom doprineti razumevanju i rešavanju problema praktične upotrebe beta koeficijenta. Prvo, vremenski period u kojem se istraživanje vrši determiniše i rezultate istraživanja. Za analizu pouzdanosti beta koeficijenta preporučuje se korišćenje petogodišnjeg intervala i korišćenje mesečnih prinosa. Drugo, drastične promene koje se odigravaju na svetskom i domaćem finansijskom tržištu dovode do vremenske nestabilnosti beta koeficijenata. Iz tog razloga bi u uslovima visoke rizičnosti domaćeg tržišta bila pogodna primena metoda koji predviđa izračunavanje dva zasebna beta koeficijenta, jedan koji predstavlja situaciju stabilnog okruženja, odnosno nisku rizičnosti, i drugi za ekstremne vrednosti koji predstavlja nestabilne periode, jer beta koeficijenti izračunati korišćenjem celog uzorka nisu validni u svakoj situaciji. Isključivo praćenje perioda visokog rizika, na primer, investitore može navesti da drže konzervativne portfolije kojima se ne mogu postići dugoročni ciljevi. Metod procene bete koji se preporučuje podrazumeva izračunavanje dva zasebna beta koeficijenta koji bi se spojili u jedan. Takav beta koeficijent bi na osnovu verovatnoće pojavljivanja stabilnog ili nestabilnog okruženja davao pojedinačnom beta koeficijentu veći ili manji ponder. Treće, problem utvrđivanja tržišnog portfolia posebno je izražen u situaciji postojanja plitkog i nelikvidnog tržišta. Četvrto, prisutne su greške određivanja ulaznih parametara, prvenstveno srednjih vrednosti, za akcije sa nesinhronim trgovanjem. I konačno, moć beta koeficijenta za predviđanje rizika se povećava kada postoji snažan trend na tržištu (veći korigovani koeficijenti determinacije u estimacionom periodu). Kada trend nije prisutan, kao što je to slučaj sa verifikacionim periodom ovog empirijskog istraživanja, smanjuje se i eksplanatorna moć beta koeficijenta. Prilikom donošenja investicionih odluka, investitori moraju pažljivo koristiti beta koeficijent, ali i mere performansi zasnovane na beti, usled njene vremenske nestabilnosti. Stoga se u uslovima promenljivosti beta koeficijenta, metodološki ispravni smatra korišćenje Sharpe-ovog indeksa kao mere performansi u odnosu na mere performansi koje obuhvataju beta koeficijent (Treyner-ov indeks i Jensen-ova mera performansi).

Neispunjenost pretpostavke normalne raspodele empirijskih distribucija prinosa akcija sa domaćeg tržišta kapitala i prisustvo **serijske autokorelacije prinosa** umanjuju efikasnost aplikacije standardnog Markowitz-evog algoritma optimizacije portfolia i nameću potrebu za korigovanjem funkcije cilja. Budući da se u uslovima nedovoljno razvijenih tržišta kapitala Sharpe-ov racio pokazao kao validna mera performansi portfolia, investitorima se predlaže korišćenje ovog kriterijuma uz korekciju za prisutnu autokorelaciju prinosa prvog reda, koeficijent asimetrije i koeficijent spljoštenosti empirijske distribucije prinosa.

⁴⁴¹ Izvor: Latković, M., Boršić, M., 2000. „Rizik nelikvidnosti aktivno i pasivno upravljanih dioničkih portfelja“. Računovodstvo i financije, Zagreb.

Ukoliko se primeni standardni postupak MV optimizacije bez navedenih korekcija investitori dolaze u situaciju da odaberu portfolio sa efikasne granice koji u istorijskom periodu ima superiornije performanse merene standardnim merama performansi portfolia (Sharpe-ov, Treynor-ov i Jensen-ov indeks u estimacionom periodu), ali koji usled nestabilnosti domaćeg tržišta kapitala i zanemarivanja specifičnosti empirijskih distribucija prinosa u optimizacijskom algoritmu, otkriva svoju pravu prirodu suboptimalnog portfolia u realnom, investicionom periodu verifikacije kada pokazuje inferiorne performanse merene tradicionalnim merama performansi portfolia (Sharpe-ov, Treynor-ov i Jensen-ov indeks u verifikacionom periodu).

Predstavljenim postupkom primarne selekcije akcija (korišćenjem likvidnosti kao osnovnog kriterijuma izbora akcija), procedurom optimizacije koja maksimizira Sharpe-ov ratio (koji se ne oslanja na nestabilan beta koeficijent) korigovan za prisutnu autokorelaciju prinosa vremenskih serija akcija domaćih kompanija, asimetriju i spljoštenost empirijskih distribucija prinosa potvrđena je osnovna **hipoteza rada: Uprkos svom revolucionarnom uspehu u domenu teorije, Markowitz-ev model se pokazao kao loše uslovljen problem čija primena u praksi zahteva izvesna poboljšanja da bi rezultati bili primenljivi u realnom investiranju.**

ZAKLJUČAK

Markowitz-ev rad dao je nemerljiv doprinos teoriji portfolia, prevashodno usled novog pristupa u kojem se optimizacija portfolia ne posmatra samo sa aspekta realizacije visokih prinosa, nego kao odnos između visokih prinosa s jedne strane i niskog rizika, koji je modeliran varijansom, s druge strane. Iako su teorijske prednosti modela nesporne, problemi se javljaju prilikom njegove praktične implementacije. U praksu je to procedura sklona greškama i neastabilnosti koje dovode do suboptimalnih konstrukcija portfolia. Prilikom praktične primene modela, zahteva se ocena vektora očekivanih prinosa i matrice kovarijanse za period tokom kojeg investitor drži portfolio. Problem ocenjivanja ulaznih parametara optimizacije dugo je bio zapostavljen, i teoretičari i praktičari, koristili su istorijske vrednosti kao precizne ocene budućih vrednosti. Budući da Markowitz-ev model selekcije portfolia uzima ove ocene kao parametarske, ne postoji jedinstveni, univerzalno prihvaćen način metode ocenjivanja. U modelu optimalnog portfolia prikazanog u disertaciji prilikom obezbeđivanja ocene korišćene su istorijske vrednosti u modifikovanim tehnikama selekcije portfolia. U radu je najpre testirana slaba hipoteza efikasnosti tržišta kapitala Srbije analizom tržišnih indeksa Belex15 i Belexline. Standardnim testovima ispitana je hipoteza slučajnog hoda koji podrazumevaju korišćenje testova jediničnog korena i autokorelacije. U radu je korišćen prošireni Dickey-Fuller-ov test jediničnog korena kojim je ispitana stacionarnost vremenske serije podataka. Rezultati testiranja slabe hipoteze efikasnosti tržišta kapitala Srbije analizom dnevnih prinosa tržišnih indeksa potvrđen je izostanak slabe efikasnosti tržišta, koje je posledica izrazite nelikvidnosti, odnosno niske vrednosti dnevnog prometa i male količine hartija od vrednosti kojima se trguje na tržištu, nepostojanje državnih dugoročnih obveznica i dugovnih hartija od vrednosti korporativnog sektora.

Od samih početaka Moderne portfolio teorije, brojni autori su na različite načine pokušali da sugerišu investitorima kako da što bolje odaberu inicijalni skup akcija koje će efikasno diversifikovati u portfoliu. S obzirom na specifične uslove domaćeg tržišta kapitala, prilikom konstruisanja portfolia kao primarni kriterijum selekcije akcija postavljena je likvidnost. Veći nivo nelikvidnosti domaćeg tržišta povećava rizik ulaganja, jer se investitori suočavaju sa mogućnošću većih gubitaka, ali i ostvarivanja viših prinosa nego na likvidnim i razvijenim tržištima. Investitori se na domaćem tržištu kapitala ne mogu pouzdati da će u svakom trenutku moći obaviti transakciju, posebno veliku, bez znatnije promene cene. Stoga postojeća nelikvidnost sprečava veći dotok kapitala te čini prepreku u daljem razvoju tržišta, što potvrđuje da je likvidnost osnovni preduslov razvoja svakog tržišta kapitala. Budući da se nelikvidnost domaćeg tržišta kapitala ogleda u visokim dnevnim oscilacijama cena (visokoj volatilnosti cena akcija, što je prema transakcionim troškovima velik rizik za investitore), uz niske nivoe dnevnog prometa (mogućnost uticaja na cenu pri transakcijama velikog obima) i nesinhronom trgovanju akcija sa Open marketa (veliki broj dana bez cenovnog signala) korišćen je kompleksniji pokazatelj likvidnosti, odnosno Amihud-ova mera nelikvidnosti koja, kao višedimenzionalna mera (ne)likvidnosti, obuhvata sve navedene karakteristike nelikvidnosti domaćeg tržišta. Amihud-ova mera nelikvidnosti, kao odnos procentualne promene cene u apsolutnom iznosu i prometa trgovanja izračunata je za sve akcije sa Prime listinga, Standard listinga i za 60 najlikvidnijih akcija sa Open marketa.

U okviru listinga regulisanog tržišta, na dan 31.12.2012. godine, na Prime listingu se nalazilo pet akcija (AERO, ENHL, NIIS, SJPT i TIGR), a na Standard listingu svega tri akcije (ALFA, KMBN i MLTC). Open market je na kraju 2012. godine brojao 133 akcije, a na kraju 2013. godine na Open market-u se nalazilo svega 85 akcija, što predstavlja smanjenje od 48 akcija u odnosu na 2012. godinu. Analiza akcija sa Open marketa izvršena je za akcije koje su tokom 2012. godine zabeležile više od 100 dana sa cenovnim signalom (preko 40 % opservacija vremenske serije prinosa) i koje su zabeležile minimalno dve transakcije. Takvih akcija je na dan 31.12.2012. godine bilo 60. Iz skupa od 60 akcija sa Open marketa odabrano je 10 najlikvidnijih (AIKB, BIPB, DNOS, FITO, GMON, IMLK, JESV, TGAS, DINNPB i VZAS). U okviru regulisanog tržišta na Beogradskoj berzi, uočava se slaba sektorska diversifikacija: u okviru Prime listinga nalazi se 1 akcija sektora H - Saobraćaj i skladištenje, dve akcije sektora K – Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja, jedna akcija sektora B – Rudarstvo i jedna akcija sektora C - Prerađivačka industrija. Standard listing se sastoji iz jedne akcije sektora C i dve akcije sektora K. Na Open marketu najveći broj dana sa cenovnim signalom su ostvarile sedam akcija sektora C, dve akcije sektora K i jedna akcija sektora F – Građevinarstvo. U strukturi regulisanog tržišta dominiraju akcije prerađivačke industrije i akcije kompanija iz sektora finansijske delatnosti i delatnosti osiguranja. Iz osnovnog skupa 18 akcija, eliminisane su akcije sa prosečnom Amihud-ovom merom većom od 6: TIGR, BIPB, DNOS, DINNPB i VZAS te je dalja analiza sprovedena na sledećim akcijama: 4 akcije sa Prime listinga (AERO, ENHL, NIIS i SJPT), 3 akcije sa Standard listinga (ALFA, KMBN i MTLC) i od 5 najlikvidnijih akcija sa Open marketa (AIKB, FITO, GMON, IMLK, JESV) odabrane su 3 korišćenjem kriterijuma sektorske diversifikacije i najnižih vrednosti koeficijenata korelacije (AIKB, IMLK i JESV). Izrazita nelikvidnost akcija i neefikasnost tržišta onemogućava sprovođenje portfolio optimizacije na celokupnom uzorku, već samo na deset ex-ante odabranih akcija.

Predstavljenim algoritmom primarne selekcije akcija odabrane su akcije koje su po svojim karakteristikama privlačne investitorima: akcije sa visokom likvidnošću i visokom tržišnom kapitalizacijom, ali i niskim koeficijentima korelacije u estimacionom periodu. Pored toga, vodilo se računa i o sektorskoj diversifikaciji: 4 akcije iz sektora K – Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja (ENHL, KMBN, MTLC, AIKB), 3 akcije iz sektora C - Prerađivačka industrija (SJPT, ALFA i IMLK), 1 akcija iz sektora H - Saobraćaj i skladištenje (AERO), 1 akcija iz sektora B – Rudarstvo (NIIS) i 1 akcija iz sektora F – Građevinarstvo (JESV).

Sprovedeni testovi jediničnog korena i analiza nelikvidnosti Amihud-ovom merom potvrdili su izvedenu **hipotezu 1**: neefikasnost (odbačen slab oblik hipoteze efikasnosti tržišta) i visoka nelikvidnost domaćeg tržišta akcija, specifičnosti empirijske raspodele prinosa, i povećana volatilitet akcija domaćih kompanija utiču na efikasnost standardnog Markowitz-evog modela optimizacije portfolia.

Pored toga, analiza nelikvidnosti i analiza koeficijenata korelacije prinosa odabranih akcija potvrdila je izvedenu **hipotezu 2**: na tržištima kapitala u nastajanju izrazita nelikvidnost akcija stvara privid negativne korelisanosti i kreira suboptimalne portfolie. Iz tog razloga, likvidnost akcija se postavlja kao osnovni kriterijum primarne selekcije akcija koje čine gradivne elemente portfolia sa novonastajućih tržišta kapitala.

U cilju ispitivanja postavljene hipoteze o normalnom rasporedu prinosa analiziranih akcija u istorijskom periodu istraživanja od 03.01.2013. do 31.12.2013. godine (250 opservacija), najpre su grafički prezentovane dnevne vrednosti logaritamskih prinosa svake individualne akcije i pripadajući Gauss-ov Q-Q dijagram koji je korišćen kao statistički alat prilikom identifikacije autlejera i ekstremnih događaja. Q-Q dijagrami analiziranih individualnih akcija ukazuju na nizak stepen slaganja empirijskih raspodela prinosa domaćih akcija sa teorijskom, normalnom raspodelom. Drugim rečima, repovi empirijskih raspodela prinosa akcija sa Beogradske berze su teži od repova normalne raspodele usled prisustva ekstremnih događaja u kretanju prinosa analiziranih akcija, te su odstupanja empirijskih od teorijskih vrednosti statistički značajna. Očigledno je da autlejeri i ekstremne vrednosti uzrokuju teške repove u raspodeli, a oni su upravo najvažnija sfera interesovanja za menadžere rizika. Prikazani Q-Q dijagrami svih analiziranih prinosa akcija dokazuju da empirijske raspodele dnevnih stopa prinosa individualnih akcija domaćih kompanija imaju teže repove u odnosu na one iz normalne raspodele, ali su uočljive i razlike u intenzitetu odstupanja između različitih akcija. U disertaciji su potom za svaku individualnu akciju prikazani histogrami frekvencija logaritamskih prinosa. Tabela su predstavljene deskriptivne statistike logaritamskih prinosa svake individualne akcije (prosečna vrednost, medijana, maksimalna i minimalna vrednost prinosa, standardna devijacija prinosa, koeficijent asimetrije i koeficijent spljoštenosti). U radu su izvršene test statistike normalne raspodele korišćenjem Jarque-Bera testa, Kolmogorov-Smirnov/Lilliefors testa, Shapiro-Wilk W-testa, D'Agostino Skewness testa, D'Agostino Kurtosis testa i D'Agostino Omnibus testa, a rezultati ovih testova i pripadajuće statistike prikazane su tabelarno. Na osnovu rezultata testova normalnosti raspodele prinosa individualnih akcija, odbačena je hipoteza o aproksimaciji empirijskih distribucija prinosa normalnom rasporedu. Analizirane finansijske vremenske serije logaritamskih prinosa zabeležile su prisustvo asimetrije, u najvećem broju slučajeva negativnog predznaka (NIIS: -1,0625, KMBN: -0,5762, AERO: -0,4750, ENHL: -0,1724, MTLC: -0,0689 i IMLK: -0,0024) koji svedoči o oštrijem nagibu i kraćem repu distribucije na desnoj strani i blažem nagibu i produženom repu na levoj strani distribucije. Drugim rečima, za najveći broj analiziranih akcija prisutna je veća verovatnoća ostvarivanja negativnih prinosa. Distribucije prinosa akcija koje su zabeležile pozitivnu asimetriju (ALFA: +1,3635, SJPT: +0,4669, AIKB: +0,3773 i JESV: +0,1613) imaju oštiri nagib i kratak rep distribucije na levoj strani i blaži nagib i produžen rep na desnoj strani, odnosno veću verovatnoću ostvarivanja pozitivnih prinosa. Sve analizirane distribucije imale su visoku vrednost kurtozisa i češće pojavljivanje ekstremnih vrednosti, bilo pozitivnih ili negativnih, nego što je to pretpostavljeno normalnom distribucijom. Najviše vrednosti kurtozisa zabeležile su distribucije prinosa IMLK: 29,7549, JESV: 15,2269, NIIS: 14,9719, AIKB: 10,6274, ALFA: 9,1694, MTLC: 8,3443, ENHL: 7,971, KMBN: 7,5218, dok su distribucije prinosa akcija AERO: 5,8751 i SJPT: 5,4469 imale vrednosti najpribližnije teorijskoj vrednosti 3,0.

Analiza Gauss-ovih QQ dijagrama, histograma frekvencija logaritamskih prinosa individualnih akcija, analiza deskriptivne statistike i sprovedeni različiti testovi normalnog rasporeda potvrdili su izvedenu **hipotezu 3**: pretpostavka o normalnoj distribuciji prinosa, merenih u kraćim vremenskim intervalima (dnevna ili nedeljna opažanja) nije realistična, posebno u uslovima visoke volatilnosti novonastajućih tržišta kapitala.

Prinosi akcija na novonastajućim tržištima kapitala pokazuju autokorelaciju, ne prolaze statističke testove normalnosti usled prisustva asimetrije i teških repova, odnosno tendencije ka ekstremno pozitivnim ili ekstremno negativnim prinosima. Primena modela koji zanemaruje više centralne momente domaće investitore izlaže dodatnom riziku i iskrivljuje sliku o efikasnosti optimalnog portfolia, pa je neophodno razmotriti alternativne mere performansi portfolia koje uključiti i informacije o koeficijentima aukorelisanosti prinosa i višim centralnim momentima empirijske raspodele prinosa, kako bi se minimizirali neočekivani gubici. Pretpostavka o Studentovoj distribuciji je primerenija jer se teški repovi mogu na adekvatan način opisati tom distribucijom u zavisnosti od broja stepeni slobode. Analitičko-teorijskim prikazom u radu je pokazano da varijansa nije najbolja mera rizika jer identično posmatra pozitivne i negativne devijacije od očekivanog prinosa, zanemaruje koncept averzije investitora prema riziku, oslanja se na pretpostavku o normalnoj distribuciji prinosa i nije konstantna u vremenu. Modeli predviđanja volatilnosti familije GARCH ostvaruju bolje performanse nego model koji volatilnost izražava standardnom devijacijom prinosa iz prošlosti. Teorijskom elaboracijom različitih alternativnih mera rizika potvrđena je izvedena **hipoteza 4: Investiciona teorija i praksa osporavaju valjanost varijanse kao reprezentativne mere rizika.**

Na osnovu istorijskih podataka o logaritamskim prinosima odabranih akcija, konstruisana je granica efikasnosti korišćenjem Microsoft Excel Solver-a. Granicu efikasnosti određuje beskonačno mnogo kombinacija tačaka prosečnog prinosa i standardne devijacije. Portfolio sa efikasne granice za koji će se investitor opredeliti je pitanje subjektivne procene svakog individualnog investitora. Budući da ne postoje egzaktno procene očekivanih prinosa, varijansi i kovarijansi, procene su podložne greškama ocenjivanja. Standardni Markowitz-ev optimizacijski algoritam dodeljuje prevelike pondere hartijama od vrednosti koje imaju visoke prinose (time i visoke očekivane prinose) i nisku (ili negativnu) korelaciju prinosa sa drugim hartijama od vrednosti, a male pondere hartijama od vrednosti koje imaju niske realizovane prinose (time i niske očekivane prinose) i visoku pozitivnu korelaciju prinosa sa drugim akcijama koje konstituišu portfolio. Upravo su hartije od vrednosti navedenih karakteristika najpodložnije velikim greškama ocene. Na osnovu portfolio strukture mogućeg skupa različitih efikasnih portfolia, u radu je potvrđen jedan od osnovnih problema praktične primene Markowitz-evog algoritma. Naime, analizom raspona kretanja pondera svake analizirane akcije uključene u različite portfolie uočeno je da MV pristup optimizacije precenjuje učešće hartija od vrednosti sa visokim stopama prinosa, negativnom korelacijom i niskom standardnom devijacijom i potcenjuje pondere učešća hartija od vrednosti od vrednosti koje imaju niske stope prinosa, pozitivnu korelaciju i visoku vrednost standardne devijacije prinosa. Pored toga, kada se vrši optimizacija portfolia sa ograničenjima na kratku prodaju, rezultat je rešenje sa nula ponderima za mnogo hartija od vrednosti i zauzimanje velikih pozicija na samo nekoliko akcija sa nerazumno visokim ponderima. Sa efikasne granice odabran je portfolio P19 koji ima maksimalnu vrednost Sharpe-ovog indeksa i koji se sastoji od 6 akcija (AERO, ENHL, NIIS, ALFA, MTLC i JESV). Q-Q dijagram i histogrami frekvencije logaritamskih prinosa optimalnog prinosa P19 upućuju na statistički značajna odstupanja empirijske distribucije prinosa od normalnog rasporeda. Svi sprovedeni testovi normalnog rasporeda odbacuju nultu hipotezu o postojanju aproksimacije empirijske distribucije normalnom rasporedu. Koeficijent asimetrije distribucije prinosa P19 je veći od nule i ukazuje na veću verovatnoću pojavljivanja pozitivnih u odnosu na negativne prinose.

Na osnovu dobijenih rezultata, zaključeno je da su akcije sa pozitivnom asimetrijom uzele veće učešće u portfoliju P19, uz pretpostavku o konstantnoj spljoštenosti. Vrednosti koeficijenta spljoštenosti distribucije P19 veća je od 3, te je zaključeno da su repovi empirijske raspodele deblji od repova normalne raspodele. Izračunata vrednost JB statistike prelazi kritičnu vrednost od 9,21 za rizik greške 5 %, te je nulta hipoteza o postojanju normalnog rasporeda odbačena. Kolmogorov-Smirnov/Lilliefors Test, Shapiro-Wilk W, D'Agostino Skewness, D'Agostino Kurtosis i D'Agostino Omnibus testovi odbacili su hipotezu o normalnom rasporedu empirijske distribucije P19.

U radu je potom izračunata serijska korelacija prinosa prvog reda za distribucije prinosa individualnih akcija. Negativna serijska korelacija smanjila je procenjenju volatilitnost u poređenju sa procesom identične i nezavisne procene (AERO, ENHL, ALFA, KMBN, MTLC, AIKB, IMLK i JESV). Što je negativni autokorelacioni koeficijent veći, smanjenje anuelizovane volatilitnosti je veće. S druge strane, pozitivna serijska korelacija prinosa povećala je procenjenju volatilitnost u poređenju sa procesom identične i nezavisne procene (NIIS i SJPT). Što je pozitivni autokorelacioni koeficijent veći, povećanje anuelizovane volatilitnosti je značajnije. Poređenjem apsolutnih vrednosti Sharpe-ovih racia (SR) i Sharpe-ovih racia korigovanih koeficijentom autokorelacije (ASR_1) zaključeno je da negativni koeficijenti autokorelacije prvog reda povećavaju korigovani Sharpe-ov racio (ASR_1), dok pozitivni koeficijenti autokorelacije prvog reda smanjuju vrednost korigovanog Sharpe-ovog racia (ASR_1), u odnosu na standardni Sharpe-ov racio (SR). Nakon navedene korekcije, a pod pretpostavkom da su investitori neskloni ne samo prema visokoj volatilitnosti, već i prema negativnom koeficijentu asimetrije i visokoj vrednosti koeficijenta spljoštenosti, Sharpe-ov racio je prilagođen za ove više momente distribucije – ASR_2 , kako bi se u potpunosti obuhvatile karakteristike empirijske raspodele prinosa domaćih akcija. U radu je zaključeno da je korigovani Sharpe-ov racio za asimetriju i spljoštenost (ASR_2) niži ukoliko je empirijski raspored realizovanog prinosa negativno asimetričan i/ili ako je prisutan leptokurtosis u vremenskim serijama prinosa. Budući da sve analizirane akcije imaju najmanje jednu navedenu karakteristiku sve vrednosti ASR_2 su niže od vrednosti ASR_1 .

Sa granice efikasnost odabran je portfolio sa maksimalnom vrednošću korigovanog Sharpe-ovog indeksa za autokorelaciju, asimetriju i spljoštenost (ASR_2), portfolio P30 koji je sastavljen od svih 10 akcija, time je bolje diversifikovan u odnosu na P19. U odnosu na sektorsku diversifikovanost portfolia P19, u strukturi portfolia P30 ni jedan sektor ne prelazi učešće od 30 % i ni jedan sektor nema učešće manje od 10 % (za razliku od strukture portfolia P19, u kojoj sektor C - Prerađivačke industrije ima udeo od 31,46 %, a sektor F – Građevinarstvo skroman udeo od 4,66 %). Sektorska participacija akcija u portfoli P30 je ravnomernija u poređenju sa sektorskom participacijom akcija u strukturi portfolia P19. Q-Q dijagram i histogrami frekvencije logaritamskih prinosa optimalnog prinosa P30 pokazala su neznatna odstupanja empirijske distribucije prinosa od normalnog rasporeda. Koeficijent asimetrije je neznatno manji od nule i pokazuje malo veću verovatnoću ostvarivanja negativnih u odnosu na pozitivne prinose. Vrednosti koeficijenta spljoštenost je vrlo blizu vrednosti 3,0 te je zaključeno da su repovi empirijske raspodele P30 neznatno deblji od repova normalne raspodele. Izračunata vrednost JB statistike ne prelazi kritičnu vrednost od 9,21 za rizik greške 5 %, te se prihvata nulta hipoteza i zaključeno je da serija prinosa P30 ima normalan raspored.

I svi ostali sprovedeni testovi normalnog rasporeda (Kolmogorov-Smirnov/Lilliefors Test, Shapiro-Wilk W test, D'Agostino Skewness, D'Agostino Kurtosis i D'Agostino Omnibus test) prihvatili su nultu hipotezu o postojanju aproksimacije empirijske distribucije P30 normalnom rasporedu.

U etimacionom periodu istraživanja, optimalni portfolio P19 i P30, i oba tržišna indeksa Belex15 i Belexline ostvarili su pozitivnu srednju vrednost. P19 i P30 ostvarili su veće stope prinosa u odnosu na oba tržišna indeksa, čime je potvrđena pretpostavka da se ulaganjem u domaće hartije od vrednosti primenom Markowitz-evog algoritma može konstituisati portfolio sastavljen od manjeg broja akcija koji nadmašuje prinos tržišnih indeksa (uz manje transakcione troškove). Standardna devijacija prinosa, odnosno anuelizovana volatilnost P19 je veća u odnosu na anuelizovanu volatilnost oba tržišna indeksa. Anuelizovana volatilnost P30 je manja od anuelizovane volatilnosti tržišnog indeksa Belex15, i veća u odnosu na anuelizovanu volatilnost tržišnog indeksa Belexline. Osnovni uzrok lošijih performansi indeksa Belex15 u odnosu na portfolio P30 može se pronaći u nedovoljnoj diversifikaciji indeksne korpe, čime nije eliminisan nesistemički rizik u potpunosti. Najviši koeficijent varijacije zabeležio je Belex15 i svedoči o najvećem riziku u jedinici prinosa. Drugim rečima, Belex15 je rizičniji od P19 i P30 po osnovu broja jedinica rizika za svaki procenat prinosa. Koeficijent varijacije Belexline je viši od koeficijenata varijacije P19 i P30, te je i Belexline rizičniji od P19 i P30 po osnovu broja jedinica rizika za svaki procenat prinosa. Komparativnom analizom viših momenata distribucije, uočen je snažno pozitivan asimetričan empirijski raspored prinosa portfolia P19, slabo negativno asimetričan empirijski raspored prinosa portfolia P30, indeksa Belex15 i Belexline. Pozitivan predznak koeficijenta asimetrije raspodele prinosa P19 ukazuje na desnostranu asimetriju. Ispruženi rep empirijskog rasporeda prinosa portfolia P19 se nalazi desnoj strani dok je većina slučajeva na levoj strani. Duži desni rep u odnosu na kraći levi rep distribucije pokazuje na veću verovatnoću ostvarivanja pozitivnih prinosa u slučaju P19 nego što se to predviđa normalnom distribucijom. Na osnovu dobijenih rezultata, može se zaključiti da su akcije sa pozitivnom asimetrijom uzele veće učešće u portfoliu P19, uz pretpostavku o konstantnoj meri spljoštenosti. Kako je portfolio P19, portfolio sa najmanjim brojem uključenih akcija zaključujemo da portfolio optimizacija precenjuje pondere akcija sa pozitivnom asimetrijom u slučaju kreiranja portfolia manjeg obima. Negativan predznak koeficijenta asimetrije raspodele prinosa P30, Belex15 i Belexline ukazuje na levostranu asimetriju. Ispruženi rep empirijskog rasporeda prinosa portfolia P30, Belex15 i Belexline je na levoj strani dok se većina slučajeva nalazi na desnoj strani. Duži levi rep raspodele u odnosu na kraći desni, upućuje na veću verovatnoću ostvarivanja negativnih prinosa u slučaju portfolia P19, Belex15 i Belexline nego što se to predviđa normalnom distribucijom. Na osnovu dobijenih rezultata, može se zaključiti da su akcije sa negativnom asimetrijom uzele veće učešće u portfoliu P30, Belex15 i Belexline uz pretpostavku o konstantnoj meri spljoštenosti. Međutim, kako je reč o portfolijima većeg obima od portfolia P19, vidimo da se sa povećanjem broja uključenih akcija relativizira značaj asimetrije individualne akcije prilikom dodeljivanja portfolio pondera. Posmatrano iz ugla investitora, koji preferiraju veći pozitivan treći momenat, na osnovu analize koeficijenata asimetrije najpoželjnije je ulaganje u portfolio P19. Koeficijenti spljoštenosti empirijske raspodele dnevnih prinosa P19, P30, Belex15 i Belexline veći su od 3 koliko iznosi u slučaju normalnog rasporeda. Rasporedi prinosa analiziranih portfolia i tržišnih indeksa imaju leptokurtosis, te se zaključuje da je veći broj ekstremnih događaja (i pozitivnih, ali i negativnih prinosa) u odnosu na normalnu distribuciju. Portfolio P19 ima najizraženiji leptokurtosis, zatim sledi Belex15, pa Belexline. Optimalni portfolio P30 ima najpribližniji koeficijent spljoštenosti normalnoj raspodeli.

Posmatrano iz ugla investitora, koji preferiraju manju vrednost četvrtog momenta, na osnovu analize koeficijenata spljoštenosti najpoželjnije je ulaganje u portfolio P30. Ovi kontradiktorni rezultati navode na potrebu korekcije standardnog Sharpe-ovog racia, ne samo za koeficijent autokorelisanosti prinosa – ASR_1 , već i za više centralne momente distribucije – ASR_2 . Navedeno prilagođavanje će smanjiti vrednost Sharpe-ovog racia u sklučaju prisustva nepoželjnih karakteristika empirijskih distribucija prinosa: negativne asimetrije i leptokurtozisa. Budući da investitori imaju nesklonost ne samo prema visokoj volatilnosti, već i nesklonost prema negativnom koeficijentu asimetrije i visokom kurtozisu, prilikom konstruisanja i merenja performansi portfolia potrebno je uključiti i informacije o navedenim višim momentima distribucije. Stoga je u ovoj doktorskoj disertaciji optimizacija portfolia izvršena za Sharpe-ov indeks korigovan autokorelacijom i merom asimetrije i spljoštenosti – ASR_2 . Na taj način je dobijen optimalni portfolio P30, koji iz skupa svih mogućih portfolia sa efikasne granice ima najvišu vrednost ASR_2 i u tom smislu ima najpoželjnije karakteristike za investitora. Ono što je posebno značajno je činjenica da, iako ni jedna analizirana individualna akcija nije prošla testove normalnog rasporeda, portfolio konstruisan primenom korigovane Sharpe-ove mere za autokorelaciju, asimetriju i kurtosis P30 prolazi sve testove normalnog rasporeda.

Da bi se ocenila osetljivost prinosa optimalnog portfolia na promene prinosa tržišta, odnosno tržišnog indeksa, izračunati su beta koeficijenti individualnih akcija (odnos kovarijanse prinosa pojedinačne hartije i tržišnog portfolia, odnosno indeksa Belex15 i Belexline) i beta koeficijenti analiziranih portfolia (suma ponderisanih beta koeficijenata akcija koje ulaze u strukturu portfolia). Beta koeficijent optimalnog portfolia P19 iznosi 0,4445 ukoliko se Belex15 posmatra kao tržišni benčmark, odnosno 0,5631 ukoliko se Belexline uzme kao tržišni benčmark. Budući da je vrednost beta koeficijenta optimalnog portfolia P19 manja od 1,00 to pokazuje da se promenom tržišnog portfolia od 1 %, očekuje kretanje optimalnog portfolia P19 u istom smeru od svega 0,445 % u odnosu na kretanje Belex15 i 0,5631 % u odnosu na kretanje Belexline. Beta koeficijent optimalnog portfolia P30 je veći u odnosu na beta koeficijent P19 i iznosi 0,6235 ako se Belex15 uzme kao tržišni benčmark, odnosno 0,7933 ako se Belexline uzme kao tržišni benčmark. Vrednost beta koeficijenta optimalnog portfolia P30 je manja od 1,00 što opet pokazuje da se promenom tržišnog portfolia od 1 %, očekuje kretanje optimalnog portfolia P30 u istom smeru od 0,6235 % u odnosu na kretanje Belex15 i 0,7933 % u odnosu na kretanje Belexline. Pretpostavka da su rezidualna odstupanja regresionog modela normalno raspoređena ispitana je primenom Jarque-Bera testa, Kolmogorov-Smirnov testa i Shapiro-Wilk W statistike. Na osnovu dobijene vrednosti sprovedenih testova, kao i pridruženog empirijskog nivoa signifikantnosti, odbačena je nulta hipoteza da je posmatrana serija normalno distribuirana za veliki broj reziduala individualnih akcija, pa procenjene vrednosti parametara date jednačine regresije nisu najbolji mogući estimatori.

Uporedna analiza performansi optimalnih portfolia i performansi tržišnih indeksa u istorijskom periodu, pokazala je da je portfolio P19 u posmatranom periodu ostvario performanse koje značajno prevazilaze opšte performanse tržišta i performanse portfolia P30, i zaključujemo da je prema Sharpe-ovom, Treynor-ovom i Jensen-ovom indeksu P19 efikasan portfolio, čime potvrđujemo hipotezu da je u uslovima koji vladaju na tržištima u nastajanju moguće primeniti Markowitz-ev model optimizacije portfolia i hipotezu da je ulaganjem u domaće hartije od vrednosti moguće ostvariti optimalnu kombinaciju ulaganja, tako da optimalan portfolio konstruisan od akcija kotiranih na Beogradskoj berzi može da nadmaši performanse tržišnog indeksa.

Testiranje izvedene **hipoteze 6**: *Korišćenje tradicionalnih mera performansi baziranih na Liniji tržišta kapitala – CML i Modelu vrednovanja kapitala – CAPM nije adekvatna aparatura investicionog odlučivanja u specifičnim uslovima novonastajućih tržišta kapitala (problemi prilikom definisanja tržišnog benčmarka, autokorelacija prinosa, asimetrične i leptokurtične distribucije prinosa) jer investitora izlaže riziku odabira suboptimalnog portfolia*), izvršeno je uporednom analizom performansi portfolia P19 (dobijenog na osnovu standardne MV optimizacije sa funkcijom cilja maksimizacija Sharpe-ovog indeksa) i portfolia P30 (sa funkcijom cilja maksimizacija korigovanog Sharpe-ovog indeksa za autokorelaciju, asimetriju i spljoštenost i koji obuhvata empirijske karakteristike vremenskih serija domaćeg tržišta kapitala) u verifikacionom periodu koji se posmatra kao realni investicioni period. Kao verifikacioni period, u kome je ispitana uspešnost procedure optimizacije, odabran je period od 100 dnevnih prinosa (sa početkom 03.01.2014. do 02.06.2014. godine). U verifikacionom periodu istraživanja, optimalni portfolio P19 i P30, i oba tržišna indeksa ostvarili su pozitivnu srednju vrednost. Na osnovu prethodne tabele vidimo da su P19 i P30 ostvarili veće stope prinosa u odnosu na oba tržišna indeksa, čime je i u kontrolnom periodu potvrđena pretpostavka da se ulaganjem u domaće hartije od vrednosti primenom Markowitz-evog algoritma može konstituisati portfolio sastavljen od manjeg broja akcija koji nadmašuje prinos tržišnih indeksa. Standardna devijacija prinosa, odnosno anuelizovana volatilnost P19 je i u kontrolnom periodu veća u odnosu na anuelizovanu volatilnost oba tržišna indeksa i portfolia P30. Optimalni portfolio P30 je u kontrolnom periodu imao najmanju anuelizovanu volatilnost i najveći anuelizovani prinos, i stoga i najveću vrednost Sharpe-ovog indeksa. Za razliku od istorijskog perioda kada je najviši koeficijent varijacije imao Belex15, u kontrolnom periodu najviši koeficijent varijacije odnosno najveći rizik u jedinici prinosa imao je Belexline. Najniži koeficijent varijacije, odnosno najmanji rizik u jedinici prinosa u kontrolnom periodu zabeležio je optimalni portfolio P30, te se zaključuje da ulaganje u portfolio P30 predstavlja najmanje rizično ulaganje (po osnovu broja jedinica rizika za svaki procenat prinosa).

U verifikacionom periodu portfolio P19 i P30 zadržali su negativne koeficijente autokorelisanosti iz istorijskog perioda. Promenu znaka koeficijenata autokorelacije u verifikacionom periodu zabeležile su stope prinosa Belex15 i Belexline. Usled negativnog autokorelacionog koeficijenta prvog reda Sharpe-ov indeks korigovan autokorelacijom ASR_1 povećao se u odnosu na standardni Sharpe-ov ratio u slučaju P19 i P30, dok se usled pozitivne serijske korelacije Sharpe-ov indeks korigovan autokorelacijom ASR_1 smanjio u odnosu na standardni Sharpe-ov ratio za Belex15 i Belexline.

Komparativnom analizom viših momenata distribucije, uočavamo blago pozitivan asimetričan empirijski raspored prinosa portfolia P19 i Belexline, srednje snažnu pozitivnu asimetriju rasporeda prinosa Belex15 i snažno negativan asimetričan empirijski raspored prinosa portfolia P30. Posmatrano iz ugla investitora, koji preferiraju veći pozitivan treći momenat, na osnovu analize koeficijenata asimetrije ulaganje u portfolio P19 je poželjnije od ulaganja u P30. Koeficijenti spljoštenosti empirijske raspodele dnevnih prinosa P19, P30 i Belex15 su veći od 3, dok je vrednosti koeficijenta spljošteosti Belexline manja od 3. Posmatrano iz ugla investitora, koji preferiraju manju vrednost četvrtog momenta, na osnovu analize koeficijenata spljoštenosti ulaganje u portfolio P30 je poželjnije od ulaganja u portfolio P19.

Beta koeficijent optimalnog portfolia P19 u verifikacionom periodu imao je neznatno nižu vrednost u odnosu na estimacioni period, i iznosi 0,4312 ukoliko se Belex15 posmatra kao tržišni benčmark, i višu vrednost u iznosu od 0,6219 ukoliko se Belexline uzme kao tržišni benčmark. Beta koeficijent optimalnog portfolia P30 se povećao i iznosi 0,6877 ukoliko se Belex15 posmatra kao tržišni benčmark, i 0,8296 ako se Belexline uzme kao tržišni benčmark. Komparativnom analizom beta koeficijenata i koeficijenata korelacije u dva sukcesivna perioda potvrđeno je da nisu izdržali test vremena. Na osnovu empirijski dokazane vremenske nestabilnosti koeficijenata korelacije potvrđena je izvedena **hipoteza 5: Koeficijenti korelacije prinosa su nepouzđani kriterijumi primarne selekcije akcija u portfoliu usled vremenske nestabilnosti** i potvrđujemo izvedenu **hipotezu 2: Na tržištima kapitala u nastajanju izrazita nelikvidnost akcija stvara privid negativne korelisanosti i kreira suboptimalne portfolie. Iz tog razloga, likvidnost akcija se mora postaviti kao osnovni kriterijum primarne selekcije akcija koje čine gradivne elemente portfolia sa novonastajućih tržišta kapitala.**

Budući da je Sharpe-ov indeks za optimalni portfolio P30 u verifikacionom periodu imao najvišu vrednost, zaključeno je da je optimalni portfolio P30 ostvario veći prinos u odnosu na preuzeti ukupni rizik u odnosu na Belex15, Belexline i P19. S obzirom na to da je u istom periodu Treynor-ov indeks za optimalni portfolio P30 bio veći od Treynor-ovog indeksa za Belex15 i P19 zaključeno je da je P30 ostvario i veći prinos u odnosu na preuzeti sistemski rizik nego Belex15 i P19. Treynor-ov indeks za optimalni portfolio P30 u verifikacionom periodu bio je veći od Treynor-ovog indeksa za Belexline i P19 te je zaključeno da je P30 ostvario veći prinos u odnosu na preuzeti sistemski rizik nego Belexline i P19 u posmatranom periodu. Budući da je u slučaju ulaganja u portfolio P30, Jensen-ova mera veća od nule, portfolio menadžeri ostvaruju ekstra prinos, odnosno ostvarena stopa prinosa veća je od očekivane stope prinosa na osnovu rizika portfolia, te je ulaganje u optimalni portfolio P30 u posmatranom periodu ocenjeno kao efikasnije od ulaganja u tržišni indeks Belex15 i ulaganje u portfolio P19. Jensen-ov indeks za optimalni portfolio P30 ima najvišu pozitivnu vrednost, i ovaj indikator upućuje na zaključak da je ulaganje u optimalni portfolio P30 u kontrolnom periodu bilo efikasnije od ulaganja u tržišni indeks Belexline i ulaganja u portfolio P19. Svi analizirani indikatori (Sharpe-ov, Treynor-ov i Jensen-ov indeks) navode na zaključak da je ulaganje u optimalni portfolio P30 u verifikacionom periodu najefikasnije ulaganje. Iako su rezultati analize ovih indikatora u istorijskom estimacionom periodu pokazali da je portfolio P19 efikasniji od portfolia P30 u istorijskom periodu posmatranja, procedura optimizacije korišćenjem istorijskih podataka a koja maksimizira korigovan Sharpe-ov racio za autokorelaciju, asimetriju i spljoštenost daje nadmoćnije rezultate u verifikacionom periodu (koji se i posmatra kao realni, investicioni period). Na osnovu korišćenja standardnih mera performansi u istorijskom periodu racionalni investitor bi se opredelio za portfolio P19. Međutim, korišćenjem navedenih standardnih mera performansi portfolia, bez obuhvatanja specifičnih uslova tržišta kapitala u nastajanju, poput autokorelacije prinosa, asimetričnosti i spljoštenosti krive prinosa, odnosno prisustvo karakteristika suprotnih odlikama normalnog rasporeda, utiču na efikasnost postupka optimizacije portfolia i zamagljuju sliku investitora navodeći na izbor portfolia P19 koji je suboptimalan u odnosu na portfolio P30 koji je u verifikacionom periodu pokazao superiornije performanse.

Nalazi empirijskog istraživanja potvrđuju izvedenu **hipotezu 6**: *Korišćenje tradicionalnih mera performansi baziranih na Liniji tržišta kapitala – CML i Modelu vrednovanja kapitala – CAPM nije adekvatna aparatura investicionog odlučivanja u specifičnim uslovima novonastajućih tržišta kapitala (problemi prilikom definisanja tržišnog benčmarka, autokorelacija prinosa, asimetrične i leptokurtične distribucije prinosa) jer investitora izlaže riziku odabira suboptimalnog portfolia*; izvedenu **hipotezu 1**: *Neefikasnost i visoka nelikvidnost domaćeg tržišta akcija, specifičnosti empirijske raspodele prinosa, i povećana volatilnost akcija domaćih kompanija utiču na efikasnost standardnog Markowitz-evog modela optimizacije portfolia*.

Predstavljenim postupkom primarne selekcije akcija (korišćenjem likvidnosti kao osnovnog kriterijuma izbora akcija), procedurom optimizacije koja maksimizira Sharpe-ov racio (koji se ne oslanja na nestabilan beta koeficijent) korigovan za prisutnu autokorelaciju prinosa vremenskih serija akcija domaćih kompanija, asimetriju i spljoštenost empirijskih distribucija prinosa potvrđena je **osnovna hipoteza**: **Uprkos svom revolucionarnom uspehu u domenu teorije, Markowitz-ev model se pokazao kao loše uslovljen problem čija primena u praksi zahteva izvesna poboljšanja da bi rezultati bili primenljivi u realnom investiranju.**

BIBLIOGRAFIJA

Knjige

1. Alexander, C., (2008): *Market Risk Analysis I, Quantitative Methods in Finance*, New Jersey, John Wiley & Sons Inc.
2. Alexander, C., (2008): *Market Risk Analysis II, Practical Financial Econometrics*, New Jersey, John Wiley & Sons Inc.
3. Alexander, C., (2008): *Market Risk Analysis IV, Value-at-Risk Models*, New Jersey, John Wiley & Sons Inc.
4. Alexander, C., Sheedy, E. (2004): *The Professional Risk Manager's Handbook – A Comprehensive Guide to Current Theory and Best Practices*, The Professional Risk Manager's Association.
5. Amenc, N., Sourd, V. (2003): *Portfolio Theory and Performance Analysis*, New Jersey, John Wiley & Sons Inc.
6. Bekaert, G., Erb, C., Harvey, C. R., Viskanta. T. (1998): *The Behavior of Emerging Market Returns*. Richard Levich ed. (1998): *The Future of Emerging Market Capital Flows*, Kluwer Academic Publishers, Boston, Chapter 5, str. 107-173.
7. Bekaert, G., Harvey, C. R. (2005): *Capital Markets: An Engine for Economic Growth, Catalyst Monograph Series*, Catalyst Institute.
8. Benning, F. J. (2007): *Trading Strategies for Capital Markets*, New York, McGraw Hill Inc.
9. Bernstein, P. L. (1992): *Capital Ideas: The Improbable Origins of Modern Wall Street*, New York, Free Press.
10. Brentani, C. (2004): *Portfolio Management in Practice*, Elsevier, Oxford, Butterworth Heinemann.
11. Brigham, E. F., Ehrhardt, M. C. (2008): *Financial Management: Theory and Practice*, 12th ed, Thomson South-Western Learning Inc.
12. Bodie, Z., Kane, A., Marcus, A. J. (2007): *Investments*, New York, McGraw Hill Inc.
13. Brooks, C. (2002): *Introductory Econometrics for Finance*, Cambridge, Cambridge University Press.
14. Campbell, J. Y., Lo, A. W., MacKinlay, A. C. (1997): *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton, Princeton University Press.
15. Cootner, P. (1964): *The Random Character of Stock Market Prices*, MIT Press.
16. Copeland, T. E., Weston, J. F. (1988): *Financial Theory and Corporate Policy*, Addison-Wesley Publishing Company Inc, USA.
17. Crouhy, M., Galai, D., Mark, R. (2006): *Essentials of Risk Management*, New York, McGraw Hill Inc.
18. Elton, E. J., Gruber, M. J. (1995): *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*, 5th ed, John Wiley & Sons Inc, New York.
19. Esch, L., Kieffer, R., Lopez, T. (2005): *Asset and Risk Management – Risk Oriented Finance*, New Jersey, John Wiley & Sons Inc.
20. Fabozzi, F. J., Modigliani, F. (1996): *Capital Markets – Institutions and Instruments*, Prentice-Hall Inc.
21. Fama, E. F. (1976): *Foundations of Finance – Portfolio Decisions and Securities Prices*, New York, Basic Books Inc.
22. Granger, C. W. J., Newbold, P. (1986): *Forecasting Economic Time Series*, Boston, Academic Press Inc.
23. Grinblatt, M., Titman, S. (2002): *Financial Markets and Corporate Strategy*, New York, McGraw Hill Inc.
24. Hamilton, J. D. (1994): *Time Series Analysis*, New Jersey. Princeton University Press.

25. Higgins, R. C. (2006): *Analysis for Financial Management*, New York, McGraw Hill Inc.
26. Jorion, P. (2001): *Value at Risk: The New Benchmark for Managing Financial Risk*, 2nd ed, McGraw Hill Inc.
27. Jorion, P. (2003): *Financial Risk Manager Handbook*, New Jersey, John Wiley & Sons Inc.
28. Kirchgässner, G., Wolters, J. (2007): *Introduction to Modern Time Series Analysis*, Springer-Verlag, Berlin Heidelberg.
29. Knight, J., Satchell, S. (2002): *Performance Measurement in Finance – Firms, Funds and Managers*, Oxford, Butterworth-Heinemann.
30. Knight, J., Satchell, S. (2007): *Forecasting Volatility in the Financial Markets*, Elsevier, Oxford, Butterworth-Heinemann.
31. Krneta, S. (2006): *Portfolio hartija od vrednosti i strategije upravljanja portfoliom*, Beogradska berza, Beograd.
32. LeRoy, S. F., Werner, J. (2000): *Principles of Financial Economics*, Cambridge, Cambridge University Press.
33. Lewis, E. (1973): *Methods of Statistical Analysis in Economics and Business*, Boston, Houghton Mifflin Company.
34. Litterman, B., Quantitive Resources Group, Goldman Sach Asset Management (2003): *Modern Investment Management: An Equilibrium Approach*, New Jersey, John Wiley & Sons Inc.
35. Luenberger, D. G. (1998): *Investment Science*, Oxford, Oxford University Press.
36. Lummer, S. L., Riepe, M. W., Siegel, L. B. (1994): Taming Your Optimizer: A Guide Through the Pitfalls of Mean-Variance Optimization, u knjizi: Lederman, J., Klein, R. A., *Global Asset Allocation: Techniques for Optimizing Portfolio Management*, John Wiley & Sons Inc; Frankfurter, G. M., Philips, H. E. (1995): Forty Years of Normative Portfolio Theory: Issues, Controversis and Misconceptions, JAI Press.
37. Markowitz, H. M. (1959): *Portfolio Selection – Efficient Diversification of Investments*, New Jersey, John Wiley & Sons Inc.
38. Markowitz, H. M., Todd P. (2000): *Mean-Variance Analysis in Portfolio Choice and Capital Markets*, New Jersey, John Wiley & Sons Inc.
39. Maringer, D. (2005): *Portfolio Management With Heuristic Optimization*, Springer-Verlag Berlin Heidelberg.
40. McClave, J. T., Benson, P. G., Sincich, T. (2000): *Business Statistics*, Prentice-Hall Inc.
41. Mishkin, F. S., Eakins, S. G. (2005): *Finansijska tržišta i institucije*, Mate, Zagreb.
42. Mladenović, Z., Nojković, A. (2008): *Analiza vremenskih serija: primeri iz srpske privrede*, Ekonomski fakultet, Beograd.
43. Olsson, C. (2002): *Risk Management in Emerging Markets – How to Survive and Prosper*, Prentice-Hall Inc.
44. Prigent, J. L. (2007): *Portfolio Optimization and Performance Analysis*, Champan & Hall / CRC Financial Mathematics Series.
45. Rachev. S. T. (2003): *Handbook of Heavy Tailed Distributions in Finance*, Elsevier Science B.V.
46. Rachev, S. T., Menn, C., Fabozzi, F. J. (2005): *Fat-Tailed and Skewed Asset Return Distributions - Implications for Risk Management, Portfolio Selection, and Option Pricing*, New Jersey, John Wiley & Sons Inc.
47. Reilly F.K., Brown K.C. (2002): *Investment Analysis and Portfolio Management*, South-Western College Publications.
48. Rees, D. G. (2000): *Essential Statistics*, Chapman & Hall.
49. Ross, S. A., Westerfield, R. V., Jaffe, J. (2003): *Corporate Finance*, New York, McGraw Hill Inc.
50. Sharpe W. F., Alexander G. J., Bailey J. V. (1995): *Investments*, New Jersey, Prentice Hall Inc.
51. Sortino, F., Satchell, S. (2001): *Managing Downside Risk in Financial Markets: Theory, Practice and Implementation*, Elsevier, Butterworth Heinemann.

52. Šoškić, B. D. (2006): *Hartije od vrednosti – Upravljanje portfoliom i investicioni fondovi*, Ekonomski fakultet, Beograd.
53. Šoškić, D., Živković, B. (2009): *Finansijska tržišta i institucije*, Ekonomski fakultet, Beograd.
54. Tabachnick, B. G., Fidell, L. S. (1996): *Using Multivariate Statistics*, 3rd ed, New York, Harper Collins.
55. Taylor S. (1986): *Modelling Financial Time Series*, Chichester, John Wiley & Sons Ltd.
56. Theodore, T., (1999): *The Challenge of Mixing Emerging Country Stocks with U.S. Stocks*, u knjizi: Bruner, Ross Paul, (1999): *Global Equity Selection Strategies*, Glenlake Publishing Company, Chicago.
57. Travers, F. J. (2004): *Investment Manager Analysis - A Comprehensive Guide to Portfolio Selection, Monitoring, and Optimization*, New Jersey, John Wiley & Sons Inc.
58. Treynor, J. L. (2007): *Treynor on Institutional Investing*, New Jersey, John Wiley & Sons Inc.
59. Vasiljević, B. (2006): *Osnovi finansijskog tržišta*, Zavet, Beograd.
60. Vince, R. (2007): *The Handbook of Portfolio Mathematics – Formulas for Optimal Allocation & Leverage*, New Jersey, John Wiley & Sons Inc.
61. Voit, J. (2005): *The Statistical Mechanics of Financial Markets*, Springer-Verlag, Berlin Heidelberg.
62. Von Neumann, J., Morgenstern, O. (1944): *Theory of Games and Economic Behavior*, Princeton University Press, New York.
63. Zimmermann, H., Drobetz, W., Oertmann, P. (2003): *Global Asset Allocation – New Methods and Applications*, New Jersey, John Wiley & Sons Inc.
64. Warwick, B. (2003): *The Handbook of Risk*, New Jersey, John Wiley & Sons Inc.

Stručni članci

1. Amihud, Y. (2002): Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects, *Journal of Financial Markets*, No. 5 (1), 31-56.
2. Bawa, V. (1975): Mean-lower Partial Moments and Asset Prices, *Journal of Financial Economics*, No. 6, 189-200.
3. Bekaert, G., Harvey C. R. (1997): Emerging Equity Market Volatility, *Journal of Financial Economics*, No. 43:1, 29-78.
4. Bekaert, G., Erb, C., Harvey, C. R., Viskanta. T. (1998): Distributional Characteristics of Emerging Market Returns and Asset Allocation – Analyzing Returns that Cannot be Summarized by a Normal Distribution, *Journal of Portfolio Management*, 102-116.
5. Bekaert, G., Campbell, R. H. (2002): Research in Emerging Markets Finance: Looking to the Future, *Emerging Markets Review*, No. 3, 429-448.
6. Bekaert, G., Harvey, C. R. (2003): Emerging Markets Finance, *Journal of Empirical Finance*, No. 10, 3-55.
7. Bekaert, G., Harvey, C. R. (2003): Emerging Markets Finance, *Journal of Empirical Finance*, Bekaert, G., Harvey, C. R., Lundblad, C., Siegel, S. (2004): Global Growth Opportunities and Market Integration, *NBER Working Paper*, Cambridge, No. 10990, 1-47.
8. Bekaert, G., Harvey, C. R., Ng, A. (2005): Market Integration and Contagion, *Journal of Business*, Vol. 78, No. 1, 39-69.
9. Best, M. J., Grauer, R. R. (1991): On the Sensitivity of Mean-Variance Efficient Portfolios to Change in Asset Means: Some Analytical and Computational Results, *Review of Financial Studies*, No. 4, 315-342.
10. Black, F. (1976): Studies of Stock Prices Volatility Changes, *Proceedings of the 976 Meeting of the American Statistical Association*, Business and Economic Statistics Section, 177-181.
11. Bollerslev, T. (1986): Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, No. 31, 307-327.
12. Bollerslev, T., Engle, R., Wooldridge J. M. (1988): A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances, *Journal of Political Economy*, No. 96, 116-131.

13. Bollerslev, T., Chou, R. Y., Kroner, K. F. (1992): ARCH Modeling in Finance: A Selective Review of the Theory and Empirical Evidence, *Journal of Econometrics*, No. 52, 5-59.
14. Bollerslev, T., Wooldridge, J. M. (1992): Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time Varying Covariances, *Econometric Reviews*, No. 11:2, 143-72.
15. Breen, W. (1968): Specific Versus General Models of Portfolio Selection, *Oxford Economic Papers*, New Series, Vol. 20, No. 3, 361-368.
16. Chamberlain, G., Rothschild, M. (1998): Arbitrage, Factor Structure and Mean-Variance Analysis on Large Asset Markets, *Econometrica*, No. 5, 1281-1304.
17. Campbell, R. (1995): Predictable Risk and Returns in Emerging Markets, *Review of Financial Studies*, No. 8, 773-816,
18. Campbell, R., Koedijk, K., Kofman, P. (2002): Increased Correlation in Bear Markets, *Financial Analysts Journal*, Vol. 58, No. 1, 87-94.
19. Capaul, C., Rowley, I., Sharpe, W. F. (1993): International Value and Growth Stock Returns, *Financial Analysts Journal*, Vol. 49, No. 1, 27-36.
20. Chopra, V. K., Ziemba, W. T. (1993): The Effect of Errors in Means, Variances and Covariances on Optimal Portfolio Choice, *Journal of Portfolio Management*, Vol. 19, No. 2, 6-11
21. Chow, G., Jacquier, E., Kritzman, M., Lowry, K. (1999): Optimal Portfolios in Good Times and Bad, *Financial Analysts Journal*, May-June, 65-73.
22. Chundhachinda, P., Dandapani, K., Hamid, S., Parakash, A. J. (1997): Portfolio Selection and Skewness: Evidence from International Stock Markets, *Journal of Banking & Finance*, 21, 143-167.
23. Cohen, K. J., Pogue, J. A. (1967): An Empirical Evaluation of Alternative Portfolio-Selection Models, *The Journal of Business*, Vol. 40, No. 2, 166-193.
24. Coin, D. (2008): A Goodness-of-Fit Test for Normality based on Polynomial regression, *Computational Statistics & Data Analysis*, Vol. 52, 2185-2198.
25. Cowles, A., Jones, H. E. (1937): Some A Posteriori Probabilities in Stock Market Action, *Econometrica*, 5(3), 280-294.
26. Divecha, A. B., Drach, J., Stefek, D. (1992): Emerging Markets: A Quantitative Perspective, *Journal of Portfolio Management*, Vol. 19, No. 1, 41-52.
27. Engle, R. (1982): Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of United Kingdom Inflation, *Econometrica*, No. 50, 987-1008.
28. Engle, R. (2001): The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, No. 4, 157-168.
29. Engle, R. (2002): Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models, *Journal of Business & Economic Statistics*, American Statistical Association, Vol. 20, No. 3, 339-350.
30. Elton, E. J., Gruber, M. J. (1977): Risk Reduction and Portfolio Size: An Analytical Solution, *Journal of Business*, No. 50, 415-437.
31. Evans, J. L., Archer, S. H. (1968): Diversification and the Reduction of Dispersion: An Empirical Analysis, *Journal of Finance*, Vol. 23, No. 5, 761-767.
32. Fama, E. F. (1965): The Behaviour of Stock-Market Prices, *The Journal of Business*, Vol. 38, No. 1, 34-105.
33. Fama, E. F. (1991): Efficient Capital Markets: II, *Journal of Finance*, 46(5), 1575-1617.
34. Fama E. F. (1970): Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work, *Journal of Finance*, No. 25, 383-417.
35. Fama E. F., McBeth J. (1973): Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests, *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 3, 607-636.
36. Fama E. F., French K. R. (1992): The Cross – Section of Expected Stock Returns, *Journal of Finance*, Vol. 47, 427-465.
37. Fama E. F., French, K. R. (1993): Common Risk Factors in the Returns on Stock and Bonds, *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, 3-56.

38. Fishburn, P. C. (1977): Mean-risk Analysis with Risk Associated with Below-target Returns, *American Economic Review*, No. 66, 116-126.
39. Frankfurter, G. M., Phillips, H. E., Seagle, J. P. (1971): Portfolio Selection: The Effects of Uncertain Means, Variances and Covariances, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 6, No. 5, 1251-1262.
40. Frost, P. A., Savarino, J. E. (1986): An Empirical Bayes Approach to Efficient Portfolio Selection, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 21, No. 3, 293-305.
41. Gilmore, C. G., McManus, G. M., Tezel, A. (2005): Portfolio allocations and the emerging equity markets of Central Europe, *Journal of Multinational Financial Management*, No. 15, 287-300.
42. Goetzmann, W. N., Jorion, P. (1999): Re-Emerging Markets, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 34, No. 1, 1-32.
43. Graham, J. R., Harvey, C. R., (1997): Grading the Performance of Market Timing Newsletter, *Financial Analysis Journal*, Vol. 53, 54-66.
44. Harper, A., Jin, Z. (2012): Comovements and Stock Market Integration Between India and its Top Trading Partners: a Multivariate Analysis of International Portfolio Diversification“, *International Journal of Business and Social Science*, Vol 3., No. 3, 50-56.
45. Harvey, C. R. (1995): Predictable Risks and Returns in Emerging Markets, *The Review of Financial Studies*, No. 8, 773-816.
46. Herold, U. (2003): Portfolio Construction with Qualitative Forecasts, *The Journal of Portfolio Management*, Vol. 30, No. 1, 61-72.
47. Jarque, C. M., Bera, A. K. (1987): A Test for Normality of Observations and Regression Residuals, *International Statistical Reviews*, No. 55, 163-172.
48. Jensen, M. C. (1968): The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964, *Journal of Finance*, No. 23, 389-416.
49. Jensen, M. C. (1969): Risk, the Pricing of Capital Assets and the Evaluation of Investment Performance, *Journal of Business*, No. 42, 167-247.
50. Jorion, P. (1985): *International Portfolio Diversification with Estimation Risk*, *The Journal of Business*, Vol. 58, No. 3, 259-278.
51. Jorion, P. (1986): Bayes-Stein Estimation for Portfolio Analysis, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 21, No. 3, 279-292.
52. Konno, H., Yamazaki, H. (1991): Mean-absolute Deviation Portfolio Optimization Model and its Application to Tokyo Stock Market, *Management Science*, Vol. 37, No. 5, 519-531.
53. Kroll, Y., Levy, H., Markowitz, H. M. (1984): Mean Variance Versus Direct Utility Maximization, *Journal of Finance*, No. 39, 47-62.
54. Lai, T. Y. (1991): Portfolio Selection with Skewness: A Multiple Objective Approach, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, No. 1, 293-305.
55. Latković, M., Barac, Z. (1999): Optimizacija dioničkih portfolija na rubnim tržištima kapitala, Zavod za teorijsku fiziku, Sveučilište u Zagrebu.
56. Latković, M., Boršić, M. (2000): Rizik nelikvidnosti aktivno i pasivno upravljanih dioničkih portfelja, *Računovodstvo i financije*, Zagreb.
57. 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*, Vol. 47, No.1, 13-37.
58. Mandelbrot, B. (1963): The Variation of Certain Speculative Prices, *The Journal of Business*, No. 36, 394-419.
59. Mandelbrot, B., (2000): A Multifractal Walk Down Wall Street, *Scientific American*, February.
60. Markowitz, H. M. (1952): Portfolio Selection, *The Journal of Finance*, Vol. 7, No. 1, 77-91.
61. Markowitz, H. M. (1991): Foundations of Portfolio Theory, *The Journal of Finance*, Vol. 46, No. 2, 469-477.
62. Merton, R. C. (1980): On Estimating the Expected Return on the Market, *Journal of Financial Economics*, Vol. 8, 323-361.

63. Meric, I., Prober, L. M., Eichorn, B. H., Meric, G. (2009): A Principal Components Analysis of the Portfolio Diversification Benefits of Investing in Emerging Stock Markets, *Middle Eastern Finance and Economics*, No. 4, 110-116.
64. Michaud, R. O. (1989): The Markowitz Optimization Enigma: Is Optimized Optimal, *Financial Analysis Journal*, Vol. 45, 31-42.
65. Mirjanić, B., (2010): Pouzdanost korišćenja beta koeficijenta u procesu investicionog odlučivanja na Beogradskoj berzi, *Finansije – časopis za teoriju i praksu finansija*, 1-6,
66. Mirjanić, B., Braković, N., (2012): Modeliranje volatilnosti tržišnih indeksa akcija Beogradske berze – Belex15 i Belexline, *EMC Review – Economy and Market Communication Review – Časopis za ekonomiju i tržišne komunikacije*, Banja Luka, Vol. 2, No 2.
67. Mladenović, Z., Mladenović, P., Ocena parametara vrednosti pri riziku: ekonometrijska analiza i pristup teorije ekstremnih vrednosti, *Ekonomski anali*, Vol. 51, No. 171 , 32-73.
68. Modigliani, F., Modigliani, L. (1997): Risk-adjusted performance, *Journal of Portfolio Management*, 23(2), 45-54.
69. Nelson, D. B. (1991): Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach, *Econometrica*, Vol. 59, 347-370.
70. Pavlović, M., Muminović, S. (2005): Izazovi CAPM modela, *Finansije – časopis za teoriju i praksu finansija*, Beograd, No. 1-6, 126-144.
71. Ross, S. A. (1976): The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing, *Journal of Economic Theory*, No. 3, 341-360.
72. Rubinstein, M. (2002): Markowitz's Portfolio Selection A Fifty -Year Retrospective, *The Journal of Finance*, Vol. LVII, No. 3.
73. Samuelson, P. (1965): Proof That Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly, *Industrial Management Review*, No. 6, 41-49.
74. Simaan, Y. (1997): Estimation Risk in Portfolio Selection: The Mean Variance Model Versus the Mean Absolute Deviation Model, *Management Science*, Vol. 43, No. 10, 1437-1446.
75. Shapiro, S. S, Wilk, M. B. (1965): An analysis of variance test for normality (complete samples), *Biometrika*, No. 52 (3-4), 591-611.
76. Sharpe, W. F. (1963): A Simplified Model for Portfolio Analysis, *Management Science*, Vol. 9, No. 2, 277-293.
77. Sharpe, F. W. (1964): Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk, *Journal of Finance*, Vol. 19, No. 3, 425-442.
78. Sharpe, F. W. (1967): Portfolio Analysis, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 2, No. 1, 76-84.
79. Sharpe, F. W. (1991): Capital Asset Prices with and without Negative Holding, *The Journal of Finance*, Vol. 46, No. 2, 489-509.
80. Sharpe, F. W. (1992): Asset Allocation: Management Style and Performance Measurement, *Journal of Portfolio Management*, Vol. 18, No. 2, 7-19.
81. Stevenson, S. (2000): Emerging Markets, Downside Risk and the Asset Allocation Decision, *Emerging Markets Review*, No. 2, 50-66.
82. Susmel, R. (2001): Extreme Observations and Diversification in Latin America Emerging Equity Markets, *Journal of International Money and Finance*, No. 20, 971-986.
83. Taylor, S. J. (1994): Modelling Stochastic Volatility: A Review and Comparative Study, *Mathematical Finance*, No. 4, 183-204.
84. Treynor, J. L. (1965): How to Rate Management of Investment Funds, *Harvard Business Review*, No. 44, 131-136.
85. Zangari, P. (1996): When is Non-normality a Problem? The Case of 15 Time Series from Emerging Markets, *RiskMetrics Monitor*, 20-32.

Ostali izvori

1. Dailami, M., Atkin, M. (1990): *Stock Markets in Developing Countries*. Country Economics Department - The World Bank and Economics Department - International Finance Corporation. Working Paper 515, 38.
2. Godišnji izveštaji Beogradske berze, Beograd.
3. Monografija Beogradske berze 1894 – 1994, objavljena povodom stogodišnjice Beogradske berze, Beograd,
4. Opšta akta Beogradske berze a.d. Beograd: Osnivački akt, Statut Beogradske berze, Pravilnik o listingu Beogradske berze a.d. Beograd, Pravila poslovanja Beogradske berze a.d. Beograd, Pravilnik o tarifi Beogradske berze a.d. Beograd, Metodologija za izračunavanje indeksa Belex15, Metodologija za izračunavanje indeksa Belexline.
5. RiskMetrics (1996): Technical Document, J. P. Morgan Reuters, 4th ed, New York.
6. Specijalni dodatak Biltena Beogradske berze, (2004): Beogradska berza od 1989. do 2004. godine - Decenija i po rada Beogradske berze, Beograd.
7. Šoškić, D., (2003): The Development of Financial Services in the State Union of Serbia and Montenegro, *Policy and Legal Advice Center*, SCEEP AIA Report No.5, Belgrade.
8. Internet prezentacije: Beogradske berze, Ministarstva finansija Republike Srbije, Komisije za hartije od vrednosti.
9. Zakon o tržištu kapitala RS, Službeni glasnik RS br. 31/11.

PRILOZI

Prilog 1.a. Rezultati proširenog Dickey-Fuller-ovog testa na dnevnim podacima indeksa Belex15 u periodu od 09.01.2006. do 31.12.2007. godine⁴⁴²

Null Hypothesis: BELEX15 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=17)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.082465	0.7241
Test critical values: 1% level	-3.443334	
5% level	-2.867159	
10% level	-2.569825	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(BELEX15)

Method: Least Squares

Date: 10/23/14 Time: 01:40

Sample (adjusted): 1/13/2006 12/31/2007

Included observations: 495 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BELEX15(-1)	-0.001796	0.001659	-1.082465	0.2796
D(BELEX15(-1))	0.508935	0.044677	11.39144	0.0000
D(BELEX15(-2))	-0.107677	0.050003	-2.153397	0.0318
D(BELEX15(-3))	-0.142905	0.044780	-3.191250	0.0015
C	5.370939	3.449141	1.557182	0.1201
R-squared	0.249378	Mean dependent var		2.585111
Adjusted R-squared	0.243251	S.D. dependent var		31.79153
S.E. of regression	27.65588	Akaike info criterion		9.487603
Sum squared resid	374775.3	Schwarz criterion		9.530074
Log likelihood	-2343.182	Hannan-Quinn criter.		9.504276
F-statistic	40.69800	Durbin-Watson stat		2.000583
Prob(F-statistic)	0.000000			

Zaključak: apsolutna vrednost DF testa je manja od apsolutnih kritičnih vrednosti za nivoe značajnosti od 1 %, 5 % i 10 %, te se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena prihvata.

⁴⁴² Izvor: Izračun autora.

Prilog 1.b. Rezultati proširenog Dickey-Fuller-ovog testa na diferenciranim dnevnim podacima indeksa Belex15 u periodu od 09.01.2006. do 31.12.2007. godine⁴⁴³

Null Hypothesis: D(BELEX15) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=17)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-13.62536	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.443334	
5% level	-2.867159	
10% level	-2.569825	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(BELEX15,2)

Method: Least Squares

Date: 10/23/14 Time: 01:41

Sample (adjusted): 1/13/2006 12/31/2007

Included observations: 495 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(BELEX15(-1))	-0.741944	0.054453	-13.62536	0.0000
D(BELEX15(-1),2)	0.251519	0.048623	5.172869	0.0000
D(BELEX15(-2),2)	0.143214	0.044787	3.197660	0.0015
C	1.891272	1.250449	1.512474	0.1311
R-squared	0.312569	Mean dependent var		0.033394
Adjusted R-squared	0.308369	S.D. dependent var		33.26030
S.E. of regression	27.66071	Akaike info criterion		9.485951
Sum squared resid	375671.5	Schwarz criterion		9.519928
Log likelihood	-2343.773	Hannan-Quinn criter.		9.499289
F-statistic	74.41796	Durbin-Watson stat		2.000674
Prob(F-statistic)	0.000000			

Zaključak: apsolutna vrednost DF testa je veća od apsolutnih kritičnih vrednosti za nivoe značajnosti od 1 %, 5 % i 10 %, te se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena odbacuje i prihvata alternativna hipoteza o stacionarnosti vremenske serije.

⁴⁴³ Izvor: Izračun autora.

Prilog 1.c. Rezultati proširenog Dickey-Fuller-ovog testa na dnevnim podacima indeksa Belexline u periodu od 09.01.2006. do 31.12.2007. godine⁴⁴⁴

Null Hypothesis: BELEXLINE has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=17)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.992616	0.7572
Test critical values: 1% level	-3.443307	
5% level	-2.867147	
10% level	-2.569818	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(BELEXLINE)

Method: Least Squares

Date: 10/23/14 Time: 01:35

Sample (adjusted): 1/12/2006 12/31/2007

Included observations: 496 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BELEXLINE(-1)	-0.001176	0.001185	-0.992616	0.3214
D(BELEXLINE(-1))	0.600257	0.044389	13.52259	0.0000
D(BELEXLINE(-2))	-0.170079	0.044530	-3.819426	0.0002
C	5.863851	3.955881	1.482312	0.1389
R-squared	0.286448	Mean dependent var		3.737762
Adjusted R-squared	0.282098	S.D. dependent var		32.90023
S.E. of regression	27.87607	Akaike info criterion		9.501446
Sum squared resid	382321.1	Schwarz criterion		9.535370
Log likelihood	-2352.359	Hannan-Quinn criter.		9.514763
F-statistic	65.83624	Durbin-Watson stat		2.022055
Prob(F-statistic)	0.000000			

Zaključak: apsolutna vrednost DF testa je manja od apsolutnih kritičnih vrednosti za nivoe značajnosti od 1 %, 5 % i 10 %, te se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena prihvata.

⁴⁴⁴ Izvor: Izračun autora.

Prilog 1.d. Rezultati proširenog Dickey-Fuller-ovog testa na diferenciranim dnevnim podacima indeksa Belexline u periodu od 09.01.2006. do 31.12.2007. godine⁴⁴⁵

Null Hypothesis: D(BELEXLINE) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=17)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-12.96662	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.443307	
5% level	-2.867147	
10% level	-2.569818	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(BELEXLINE,2)

Method: Least Squares

Date: 10/23/14 Time: 01:37

Sample (adjusted): 1/12/2006 12/31/2007

Included observations: 496 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(BELEXLINE(-1))	-0.569335	0.043908	-12.96662	0.0000
D(BELEXLINE(-1),2)	0.170389	0.044528	3.826539	0.0001
C	2.142204	1.261522	1.698110	0.0901
R-squared	0.264367	Mean dependent var		0.085766
Adjusted R-squared	0.261382	S.D. dependent var		32.43510
S.E. of regression	27.87566	Akaike info criterion		9.499415
Sum squared resid	383086.8	Schwarz criterion		9.524858
Log likelihood	-2352.855	Hannan-Quinn criter.		9.509402
F-statistic	88.58537	Durbin-Watson stat		2.021996
Prob(F-statistic)	0.000000			

Zaključak: apsolutna vrednost DF testa je veća od apsolutnih kritičnih vrednosti za nivoe značajnosti od 1 %, 5 % i 10 %, te se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena odbacuje i prihvata alternativna hipoteza o stacionarnosti vremenske serije.

⁴⁴⁵ Izvor: Izračun autora.

Prilog 1.e. Rezultati proširenog Dickey-Fuller-ovog testa na dnevnim podacima indeksa Belex15 od 03.01.2008. do 31.12.2011. godine⁴⁴⁶

Null Hypothesis: BELEX15 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=21)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.530921	0.0074
Test critical values:		
1% level	-3.436605	
5% level	-2.864190	
10% level	-2.568233	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(BELEX15)
 Method: Least Squares
 Date: 10/26/14 Time: 01:18
 Sample (adjusted): 1/08/2008 12/30/2011
 Included observations: 1010 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VREDNOST_BELEX15(-1)	-0.004467	0.001265	-3.530921	0.0004
D(VREDNOST_BELEX15(-1))	0.259377	0.030236	8.578380	0.0000
C	2.485251	1.200931	2.069437	0.0388
R-squared	0.084326	Mean dependent var	-1.734089	
Adjusted R-squared	0.082508	S.D. dependent var	18.67051	
S.E. of regression	17.88370	Akaike info criterion	8.608622	
Sum squared resid	322065.5	Schwarz criterion	8.623229	
Log likelihood	-4344.354	Hannan-Quinn criter.	8.614171	
F-statistic	46.36845	Durbin-Watson stat	2.037280	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Zaključak: apsolutna vrednost DF testa je veća od apsolutnih kritičnih vrednosti za nivoe značajnosti od 1 %, 5 % i 10 %, te se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena odbacuje.

⁴⁴⁶ Izvor: Izračun autora.

Prilog 1.f. Rezultati proširenog Dickey-Fuller-ovog testa na diferenciranim dnevnim podacima indeksa Belex15 od 03.01.2008. do 31.12.2011. godine⁴⁴⁷

Null Hypothesis: D(BELEX15) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=21)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-24.13078	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.436605	
5% level	-2.864190	
10% level	-2.568233	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(BELEX15,2)
 Method: Least Squares
 Date: 10/26/14 Time: 01:19
 Sample (adjusted): 1/08/2008 12/30/2011
 Included observations: 1010 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(VREDNOST_BELEX15(-1))	-0.730360	0.030267	-24.13078	0.0000
C	-1.256073	0.568455	-2.209625	0.0274
R-squared	0.366155	Mean dependent var		0.038703
Adjusted R-squared	0.365526	S.D. dependent var		22.57912
S.E. of regression	17.98514	Akaike info criterion		8.618947
Sum squared resid	326052.9	Schwarz criterion		8.628685
Log likelihood	-4350.568	Hannan-Quinn criter.		8.622646
F-statistic	582.2947	Durbin-Watson stat		2.043228
Prob(F-statistic)	0.000000			

Zaključak: apsolutna vrednost DF testa je veća od apsolutnih kritičnih vrednosti za nivoe značajnosti od 1 %, 5 % i 10 %, te se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena odbacuje i prihvata alternativna hipoteza o stacionarnosti vremenske serije.

⁴⁴⁷ Izvor: Izračun autora.

Prilog 1.g. Rezultati proširenog Dickey-Fuller-ovog testa na dnevnim podacima indeksa Belexline od 03.01.2008. do 31.12.2011. godine⁴⁴⁸

Null Hypothesis: BELEXLINE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=21)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.439868	0.0026
Test critical values:		
1% level	-3.436605	
5% level	-2.864190	
10% level	-2.568233	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(BELEXLINE)
 Method: Least Squares
 Date: 10/26/14 Time: 01:20
 Sample (adjusted): 1/08/2008 12/30/2011
 Included observations: 1010 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VREDNOST_BELEXLINE(-1)	-0.003721	0.000969	-3.839868	0.0001
D(VREDNOST_BELEXLINE(-1))	0.275164	0.030149	9.126940	0.0000
C	3.882933	1.674681	2.318610	0.0206
R-squared	0.096838	Mean dependent var	-2.771960	
Adjusted R-squared	0.095045	S.D. dependent var	23.14154	
S.E. of regression	22.01435	Akaike info criterion	9.024232	
Sum squared resid	488024.0	Schwarz criterion	9.038839	
Log likelihood	-4554.237	Hannan-Quinn criter.	9.029781	
F-statistic	53.98607	Durbin-Watson stat	2.055643	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Zaključak: apsolutna vrednost DF testa je manja od apsolutnih kritičnih vrednosti za nivoe značajnosti od 1 %, 5 % i 10 %, te se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena prihvata.

⁴⁴⁸ Izvor: Izračun autora.

Prilog 1.h. Rezultati proširenog Dickey-Fuller-ovog testa na diferenciranim dnevnim podacima indeksa Belexline od 03.01.2008. do 31.12.2011. godine⁴⁴⁹

Null Hypothesis: D(BELEXLINE) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=21)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-16.95263	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.436612	
5% level	-2.864193	
10% level	-2.568235	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(BELEXLINE,2)
 Method: Least Squares
 Date: 10/26/14 Time: 01:22
 Sample (adjusted): 1/09/2008 12/30/2011
 Included observations: 1009 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(VREDNOST_BELEXLINE(-1))	-0.633291	0.037357	-16.95263	0.0000
D(VREDNOST_BELEXLINE(-1),2)	-0.109601	0.031322	-3.499189	0.0005
C	-1.739580	0.702004	-2.478020	0.0134
R-squared	0.363396	Mean dependent var		0.014836
Adjusted R-squared	0.362130	S.D. dependent var		27.61065
S.E. of regression	22.05173	Akaike info criterion		9.027628
Sum squared resid	489196.4	Schwarz criterion		9.042246
Log likelihood	-4551.438	Hannan-Quinn criter.		9.033182
F-statistic	287.1297	Durbin-Watson stat		1.991667
Prob(F-statistic)	0.000000			

Zaključak: apsolutna vrednost DF testa je veća od apsolutnih kritičnih vrednosti za nivoe značajnosti od 1 %, 5 % i 10 %, te se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena odbacuje i prihvata alternativna hipoteza o stacionarnosti vremenske serije.

⁴⁴⁹ Izvor: Izračun autora.

Prilog 1.i. Rezultati proširenog Dickey-Fuller-ovog testa na dnevnim podacima indeksa Belex15 u periodu od 04.01.2012. do 31.12.2013. godine⁴⁵⁰

Null Hypothesis: BELEX15 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=17)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.579751	0.8720
Test critical values: 1% level	-3.443149	
5% level	-2.867078	
10% level	-2.569781	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(BELEX15)

Method: Least Squares

Date: 10/23/14 Time: 02:10

Sample (adjusted): 1/05/2012 12/31/2013

Included observations: 502 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BELEX15(-1)	-0.002153	0.003714	-0.579751	0.5623
C	1.217530	1.878717	0.648064	0.5172
R-squared	0.000672	Mean dependent var		0.132888
Adjusted R-squared	-0.001327	S.D. dependent var		3.839994
S.E. of regression	3.842540	Akaike info criterion		5.534121
Sum squared resid	7382.558	Schwarz criterion		5.550928
Log likelihood	-1387.064	Hannan-Quinn criter.		5.540715
F-statistic	0.336112	Durbin-Watson stat		1.850003
Prob(F-statistic)	0.562343			

Zaključak: apsolutna vrednost DF testa je manja od apsolutnih kritičnih vrednosti za nivoe značajnosti od 1 %, 5 % i 10 %, te se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena prihvata.

⁴⁵⁰ Izvor: Izračun autora..

Prilog 1.j. Rezultati proširenog Dickey-Fuller-ovog testa na diferenciranim dnevnim podacima indeksa Belex15 u periodu od 04.01.2012. do 31.12.2013. godine⁴⁵¹

Null Hypothesis: D(BELEX15) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=17)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-20.74516	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.443175	
5% level	-2.867089	
10% level	-2.569787	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(BELEX15,2)

Method: Least Squares

Date: 10/23/14 Time: 02:13

Sample (adjusted): 1/06/2012 12/31/2013

Included observations: 501 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(BELEX15(-1))	-0.927840	0.044726	-20.74516	0.0000
C	0.124946	0.171541	0.728374	0.4667
R-squared	0.463072	Mean dependent var		0.010938
Adjusted R-squared	0.461996	S.D. dependent var		5.232031
S.E. of regression	3.837629	Akaike info criterion		5.531570
Sum squared resid	7348.970	Schwarz criterion		5.548403
Log likelihood	-1383.658	Hannan-Quinn criter.		5.538175
F-statistic	430.3615	Durbin-Watson stat		2.010555
Prob(F-statistic)	0.000000			

Zaključak: apsolutna vrednost DF testa je veća od apsolutnih kritičnih vrednosti za nivoe značajnosti od 1 %, 5 % i 10 %, te se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena odbacuje i prihvata alternativna hipoteza o stacionarnosti vremenske serije.

⁴⁵¹ Izvor: Izračun autora.

Prilog 1.k. Rezultati proširenog Dickey-Fuller-ovog testa na dnevnim podacima indeksa Belexline u periodu od 04.01.2012. do 31.12.2013. godine ⁴⁵²

Null Hypothesis: BELEXLINE has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=17)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.062917	0.9512
Test critical values: 1% level	-3.443149	
5% level	-2.867078	
10% level	-2.569781	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(BELEXLINE)

Method: Least Squares

Date: 10/23/14 Time: 02:18

Sample (adjusted): 1/05/2012 12/31/2013

Included observations: 502 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BELEXLINE(-1)	-0.000219	0.003474	-0.062917	0.9499
C	0.491856	3.421175	0.143768	0.8857
R-squared	0.000008	Mean dependent var		0.277191
Adjusted R-squared	-0.001992	S.D. dependent var		5.634073
S.E. of regression	5.639682	Akaike info criterion		6.301509
Sum squared resid	15903.01	Schwarz criterion		6.318316
Log likelihood	-1579.679	Hannan-Quinn criter.		6.308103
F-statistic	0.003958	Durbin-Watson stat		1.818320
Prob(F-statistic)	0.949858			

Zaključak: apsolutna vrednost DF testa je manja od apsolutnih kritičnih vrednosti za nivoe značajnosti od 1 %, 5 % i 10 %, te se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena prihvata.

⁴⁵² Izvor: Izračun autora.

Prilog 1.1. Rezultati proširenog Dickey-Fuller-ovog testa na diferenciranim dnevnim podacima indeksa Belexline u periodu od 04.01.2012. do 31.12.2013. godine⁴⁵³

Null Hypothesis: D(BELEXLINE) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=17)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-20.37547	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.443175	
5% level	-2.867089	
10% level	-2.569787	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(BELEXLINE,2)

Method: Least Squares

Date: 10/23/14 Time: 02:20

Sample (adjusted): 1/06/2012 12/31/2013

Included observations: 501 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(BELEXLINE(-1))	-0.914261	0.044871	-20.37547	0.0000
C	0.255889	0.251548	1.017259	0.3095
R-squared	0.454144	Mean dependent var		0.027525
Adjusted R-squared	0.453050	S.D. dependent var		7.605609
S.E. of regression	5.624811	Akaike info criterion		6.296236
Sum squared resid	15787.61	Schwarz criterion		6.313069
Log likelihood	-1575.207	Hannan-Quinn criter.		6.302840
F-statistic	415.1599	Durbin-Watson stat		2.003520
Prob(F-statistic)	0.000000			

Zaključak: apsolutna vrednost DF testa je veća od apsolutnih kritičnih vrednosti za nivoe značajnosti od 1 %, 5 % i 10 %, te se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena odbacuje i prihvata alternativna hipoteza o stacionarnosti vremenske serije.

⁴⁵³ Izvor: Izračun autora.

Prilog 2. Amihud-ove mere nelikvidnosti i broj dana trgovanja za 60 akcija sa Open marketa koje su tokom 2013. godine zabeležile najmanje 2 transakcije⁴⁵⁴

Open market: 60 akcija				
Simbol	Naziv emitenta	Šifra sektora	Amihudova mera	Broj dana trgovanja
AGBC	Agrobačka a.d., Bačka Topola	A-0111: Poljoprivreda, šumarstvo i ribarstvo	3,761175	16
AIKB	AIK banka a.d., Niš	K-6419: Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja	2,099799	233
ALBS	Albus a.d. Novi Sad	C-2041: Prerađivačka industrija	63,04072	23
BMBI	Bambi a.d., Požarevac	C-1072: Prerađivačka industrija	0,710449	98
BNNI	Banini a.d., Kikinda	C-1072: Prerađivačka industrija	100,1195	30
BIPB	BIP u restrukturiranju a.d., Beograd	C-1105: Prerađivačka industrija	1124,036	118
CRFS	Crvenka fabrika šećera a.d., Crvenka	C-1081: Prerađivačka industrija	16,49867	27
CCNB	Čačanska banka a.d., Čačak	K-6419: Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja	3,784363	71
COKA	Čoka duvanska industrija a.d., Čoka	C-1200: Prerađivačka industrija	88,46577	12
DJMN	Dijamant a.d., Zrenjanin	C-1041: Prerađivačka industrija	5,448603	52
KMBZ	Dunav banka a.d., Beograd	K-6419: Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja	8,269277	10
DNOS	Dunav osiguranje a.d., Beograd	K-6419: Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja	99,89404	108
DNREM	Dunav Re a.d., Beograd	K-6520: Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja	18,93939	2
ELTN	Elektrotehna a.d., Niš	G-4643: Trgovina na veliko i malo i popravka motornih vozila	n.a. (bez promene cene)	49
EGMN	Energomontaža a.d., Beograd	F-4222: Građevinarstvo	11,25621	20
EPEN	Energoprojekt Entel a.d., Beograd	M-7112: Stručne, naučne, inovacione i tehničke delatnosti	0,632772	10
EPIN	Energoprojekt industrija a.d., Beograd	M-7112: Stručne, naučne, inovacione i tehničke delatnosti	8,925224	10
EPVI	Energoprojekt Visokogradnja a.d., Beograd	F-4120: Građevinarstvo	20,56672	59
IAGR	FPM Agromehanika a.d., Boljevac	C-2830: Prerađivačka industrija	n.a. (bez promene cene)	11
GLBG	Galeb GTE a.d., Beograd	C-2630: Prerađivačka industrija	416,0332	17
FITO	Galenika Fitofarmacija a.d., Zemun	C-2020: Prerađivačka industrija	1,007191	130

⁴⁵⁴ Izvor: Izračun autora.

Open market: 60 akcija				
Simbol	Naziv emitenta	Šifra sektora	Amihudova mera	Broj dana trgovanja
GLOS	Globos osiguranje a.d., Beograd	K-6512: Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja	1404,865	72
GFOM	Goša FOM a.d., Smederevska Palanka	C-2822: Prerađivačka industrija	2,254948	24
GMON	Goša montaža a.d., Velika Plana	C-2511: Prerađivačka industrija	1,616297	161
GRDN	Gradina a.d., Užice	L-6820: Poslovanje nekretninama	n.a. (bez promene cene)	3
IMLK	Imlek a.d., Beograd	C-1051: Prerađivačka industrija	0,893397	189
IMPL	Impol Seval a.d., Sevojno	C-2442: Prerađivačka industrija	9,979285	70
INNK	Industrijske nekretnine a.d., Beograd	L-6810: Poslovanje nekretninama	406,0944	22
INBU	Inex Budućnost a.d., Požega	G-4711: Trgovina na veliko i malo i popravka motornih vozila	n.a. (bez promene cene)	19
INSJ	Institut za strane jezike a.d., Beograd	P-8559: Obrazovanje	2,373666	14
ITSP	Interšped a.d., Subotica	M-7022: Stručne, naučne, inovacione i tehničke delatnosti	0,145826	28
JMBN	Jubmes banka a.d., Beograd	K-6419: Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja	14,15969	78
JGVP	Jugoprevoz a.d., Velika Plana	H-4931: Saobraćaj i skladištenje	52,69942	34
JESV	Jedinstvo a.d., Sevojno	F-4399: Građevinarstvo	2,687868	123
CYBN	KBM banka a.d., Kragujevac	K-6419: Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja	0,199024	44
KOPB	Kopaonik a.d., Beograd	C-2562: Prerađivačka industrija	28,45908	28
LSTA	Lasta a.d., Beograd	H-4939: Saobraćaj i skladištenje	62,20435	35
LKDN	Luka Dunav a.d., Pančevo	H-5224: Saobraćaj i skladištenje	38,46002	35
TGAS	Messer Tehnogas a.d., Beograd	C-2011: Prerađivačka industrija	6,242418	121
MLSU	Mlekara a.d., Subotica	C-1051: Prerađivačka industrija	7,607403	82
MOIN	Montinvest a.d., Beograd	F-4120: Građevinarstvo	15,41584	29
NEOP	Neoplanta a.d., Novi Sad	C-1011: Prerađivačka industrija	9,160059	94
NKDJ	Nikodije Stojanović Tatko a.d., Prokuplje	C-1395: Prerađivačka industrija	1,903911	31
DINNPB	Philip Morris Operations a.d., Niš	C-1200: Prerađivačka industrija	16,14291	124

Open market: 60 akcija				
Simbol	Naziv emitenta	Šifra sektora	Amihudova mera	Broj dana trgovanja
PION	Pionir PP Srbobran a.d., Srbobran	A-0111: Poljoprivreda, šumarstvo i ribarstvo	0,706619	13
PLNN	Planinka a.d., Kuršumlja	C-1107: Prerađivačka industrija	1,490452	61
PLNM	Planum GP a.d., Beograd	F-4211: Građevinarstvo	76,35676	27
PNSO	Poljoprivreda Novo Selo a.d., Orom	A-0111: Poljoprivreda, šumarstvo i ribarstvo	2,211336	5
PRGS	Progres u restrukturiranju a.d., Beograd	G-4671: Trgovina na veliko i malo i popravka motornih vozila	503,1663	49
RDJZ	Radijator a.d., Zrenjanin	C-2521: Prerađivačka industrija	35,10657	40
RVNC	Ravnica a.d., Bajmok	A-0111: Poljoprivreda, šumarstvo i ribarstvo	6,678088	54
SJKS	Šajkaška fabrika šećera a.d., Žabalj	C-1081: Prerađivačka industrija	22,67619	8
TETO	TE - TO a.d., Senta	C-1081: Prerađivačka industrija	3,414999	64
TPZV	TP Zvezda a.d., Beograd	L-6820: Poslovanje nekretninama	1,907513	11
DCMB	Trgovina 22 a.d., Kragujevac	G-4771: Trgovina na veliko i malo i popravka motornih vozila	6,275249	52
VBSE	Valjaonica bakra Sevojno a.d., Sevojno	C-2444: Prerađivačka industrija	46,42295	25
VZAS	Veterinarski zavod Subotica a.d., Subotica	C-1091: Prerađivačka industrija	24,09922	114
VITL	Vital a.d., Vrbas	C-1041: Prerađivačka industrija	18,49653	41
VDAV	Voda Vrnjci a.d., Vrnjačka Banja	C-1107: Prerađivačka industrija	17,21115	17
ZVHE	Zvezda - Helios hemijska industrija a.d., Gornji Milanovac	C-2030: Prerađivačka industrija	5,786852	83

Prilog 3. Spisak naziva emitenata i sektorska klasifikacija⁴⁵⁵

Prime listing: 5 akcija		
Simbol	Naziv emitenta	Sektor
AERO	Aerodrom Nikola Tesla a.d., Beograd	H-5223: Saobraćaj i skladištenje
ENHL	Energoprojekt holding a.d., Beograd	K-6420: Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja
NIIS	NIS a.d., Novi Sad	B-0610: Rudarstvo
SJPT	Soja protein a.d., Bečej	C-1041: Prerađivačka industrija
TIGR	Tigar a.d., Pirot	K-6420: Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja

Standard listing: 3 akcije		
Simbol	Naziv emitenta	Sektor
ALFA	ALFA - Alfa plam a.d, Vranje	C-2752: Prerađivačka industrija
KMBN	Komercijalna banka a.d., Beograd	K-6419: Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja
MTLC	Metalac a.d. Gornji Milanovac	K-6420: Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja

Open market: 10 akcija		
Simbol	Naziv emitenta	Sektor
AIKB	AIK banka a.d., Niš	K-6419: Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja
BIPB	BIP u restrukturiranju a.d., Beograd	C-1105: Prerađivačka industrija
DNOS	Dunav osiguranje a.d., Beograd	K-6419: Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja
FITO	Galenika Fitofarmacija a.d., Zemun	C-2020: Prerađivačka industrija
GMON	Goša montaža a.d., Velika Plana	C-2511: Prerađivačka industrija
IMLK	Imlek a.d., Beograd	C-1051: Prerađivačka industrija
JESV	Jedinstvo a.d., Sevojno	F-4399: Građevinstvo
TGAS	Messer Tehnogas a.d., Beograd	C-2011: Prerađivačka industrija
DINNPB	Philip Morris Operations a.d. , Niš	C-1200: Prerađivačka industrija
VZAS	Veterinarski zavod Subotica a.d., Subotica	C-1091: Prerađivačka industrija

⁴⁵⁵ Izvor: Obrada autora.

Prilog 4. Korelogrami autokorelacije, parcijalne autokorelacije i vrednost Q statistike za serije logaritamskih dnevnih prinosa

Prilog 4.a. Korelogram autokorelacije, parcijalne autokorelacije i vrednost Q statistike za seriju logaritamskih dnevnih prinosa akcije AERO⁴⁵⁶

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.160	-0.160	6.4371	0.011
		2 0.043	0.018	6.9037	0.032
		3 0.072	0.084	8.2227	0.042
		4 0.053	0.079	8.9306	0.063
		5 0.059	0.077	9.8355	0.080
		6 -0.027	-0.018	10.031	0.123
		7 0.089	0.069	12.102	0.097
		8 -0.162	-0.158	18.951	0.015
		9 -0.004	-0.071	18.955	0.026
		10 -0.010	-0.029	18.982	0.040
		11 0.022	0.041	19.109	0.059
		12 0.006	0.041	19.118	0.086
		13 -0.058	-0.021	20.023	0.095
		14 0.094	0.079	22.361	0.071
		15 -0.061	-0.018	23.343	0.077
		16 0.004	-0.039	23.346	0.105
		17 0.025	-0.001	23.518	0.133
		18 0.011	0.007	23.551	0.170
		19 0.009	0.017	23.574	0.213
		20 -0.031	-0.010	23.845	0.249
		21 0.065	0.039	24.993	0.247
		22 -0.035	0.004	25.323	0.282
		23 0.049	0.038	25.996	0.301
		24 0.004	0.004	25.999	0.353
		25 0.023	0.019	26.142	0.400
		26 0.093	0.097	28.554	0.332
		27 -0.015	0.025	28.619	0.380
		28 0.044	0.009	29.160	0.404
		29 0.012	0.017	29.201	0.455
		30 -0.013	-0.038	29.251	0.504
		31 -0.023	-0.047	29.403	0.548
		32 0.005	-0.015	29.411	0.598
		33 0.048	0.052	30.090	0.613
		34 -0.029	0.038	30.331	0.648
		35 0.029	0.039	30.571	0.682
		36 -0.085	-0.072	32.688	0.627

⁴⁵⁶ Izvor: Izračun autora.

Prilog 4.b. Korelogram autokorelacije, parcijalne autokorelacije i vrednost Q statistike za seriju logaritamskih dnevnih prinosa akcije ENHL⁴⁵⁷

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.064	-0.064	1.0315	0.310
		2 -0.069	-0.073	2.2277	0.328
		3 -0.044	-0.054	2.7186	0.437
		4 0.104	0.093	5.4705	0.242
		5 -0.112	-0.107	8.6850	0.122
		6 -0.040	-0.043	9.0900	0.169
		7 -0.048	-0.061	9.6873	0.207
		8 0.103	0.074	12.452	0.132
		9 -0.067	-0.049	13.617	0.137
		10 -0.053	-0.059	14.352	0.158
		11 0.023	0.017	14.486	0.207
		12 -0.045	-0.088	15.029	0.240
		13 -0.004	0.011	15.033	0.305
		14 -0.069	-0.081	16.288	0.296
		15 0.139	0.123	21.477	0.122
		16 0.007	0.006	21.490	0.160
		17 0.041	0.048	21.944	0.187
		18 0.023	0.060	22.091	0.228
		19 0.135	0.101	27.036	0.104
		20 -0.080	-0.024	28.792	0.092
		21 0.012	0.017	28.834	0.118
		22 0.027	0.064	29.038	0.144
		23 -0.104	-0.149	32.025	0.100
		24 -0.042	0.000	32.518	0.115
		25 -0.020	-0.040	32.630	0.141
		26 0.026	0.008	32.821	0.167
		27 -0.008	0.012	32.837	0.202
		28 -0.001	0.003	32.838	0.242
		29 -0.037	-0.014	33.234	0.268
		30 0.011	-0.047	33.270	0.311
		31 -0.077	-0.038	34.968	0.285
		32 0.132	0.104	39.984	0.157
		33 0.116	0.142	43.914	0.097
		34 0.040	0.021	44.391	0.109
		35 -0.031	0.006	44.666	0.127
		36 0.049	0.024	45.381	0.136

⁴⁵⁷ Izvor: Izračun autora.

Prilog 4.c. Korelogram autokorelacije, parcijalne autokorelacije i vrednost Q statistike za seriju logaritamskih dnevnih prinosa akcije NIIS⁴⁵⁸

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.211	0.211	11.312	0.001
		2	0.107	0.065	14.222	0.001
		3	0.016	-0.020	14.287	0.003
		4	-0.055	-0.065	15.069	0.005
		5	-0.016	0.009	15.131	0.010
		6	-0.038	-0.027	15.514	0.017
		7	0.068	0.086	16.707	0.019
		8	0.062	0.037	17.719	0.023
		9	-0.004	-0.040	17.724	0.039
		10	-0.038	-0.047	18.099	0.053
		11	-0.072	-0.047	19.469	0.053
		12	-0.005	0.034	19.475	0.078
		13	-0.007	0.004	19.488	0.109
		14	0.015	0.008	19.546	0.145
		15	-0.005	-0.030	19.554	0.190
		16	-0.044	-0.046	20.073	0.217
		17	-0.168	-0.157	27.727	0.048
		18	-0.043	0.047	28.228	0.059
		19	0.010	0.049	28.256	0.079
		20	-0.009	-0.026	28.278	0.103
		21	-0.009	-0.040	28.298	0.132
		22	0.138	0.153	33.576	0.054
		23	0.118	0.073	37.411	0.029
		24	0.187	0.171	47.129	0.003
		25	-0.064	-0.152	48.284	0.003
		26	-0.021	-0.019	48.403	0.005
		27	0.017	0.031	48.484	0.007
		28	-0.063	-0.047	49.620	0.007
		29	-0.003	0.003	49.622	0.010
		30	-0.036	-0.045	49.999	0.012
		31	0.050	0.029	50.731	0.014
		32	-0.031	-0.058	51.002	0.018
		33	-0.045	-0.001	51.594	0.021
		34	-0.064	-0.082	52.800	0.021
		35	0.055	0.148	53.671	0.023
		36	0.053	0.013	54.504	0.025

⁴⁵⁸ Izvor: Izračun autora.

Prilog 4.d. Korelogram autokorelacije, parcijalne autokorelacije i vrednost Q statistike za seriju logaritamskih dnevnih prinosa akcije SJPT⁴⁵⁹

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.067	0.067	1.1454	0.285
		2	-0.001	-0.006	1.1457	0.564
		3	-0.097	-0.097	3.5697	0.312
		4	0.030	0.043	3.7958	0.434
		5	-0.076	-0.082	5.2788	0.383
		6	-0.111	-0.112	8.4595	0.206
		7	0.030	0.055	8.6970	0.275
		8	-0.028	-0.053	8.9019	0.351
		9	0.117	0.110	12.504	0.186
		10	0.072	0.071	13.854	0.180
		11	0.047	0.008	14.442	0.209
		12	0.054	0.078	15.219	0.230
		13	0.078	0.081	16.837	0.207
		14	-0.033	-0.041	17.131	0.249
		15	-0.082	-0.028	18.924	0.217
		16	-0.028	-0.003	19.128	0.262
		17	0.005	0.006	19.133	0.321
		18	0.055	0.066	19.968	0.335
		19	0.128	0.124	24.421	0.181
		20	-0.050	-0.101	25.117	0.197
		21	0.018	0.024	25.207	0.238
		22	0.053	0.051	25.981	0.252
		23	0.065	0.025	27.154	0.249
		24	-0.009	0.040	27.176	0.296
		25	-0.088	-0.075	29.338	0.250
		26	-0.026	-0.040	29.534	0.287
		27	0.026	0.068	29.720	0.327
		28	0.046	0.007	30.308	0.349
		29	0.010	0.007	30.335	0.397
		30	0.031	0.026	30.606	0.435
		31	-0.065	-0.134	31.806	0.426
		32	-0.076	-0.092	33.496	0.395
		33	-0.069	-0.026	34.880	0.379
		34	-0.052	-0.071	35.678	0.389
		35	0.031	0.035	35.954	0.424
		36	-0.012	-0.035	35.996	0.469

⁴⁵⁹ Izvor: Izračun autora.

Prilog 4.e. Korelogram autokorelacije, parcijalne autokorelacije i vrednost Q statistike za seriju logaritamskih dnevnih prinosa akcije ALFA⁴⁶⁰

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.093	-0.093	2.1776	0.140
		2 -0.074	-0.083	3.5702	0.168
		3 0.008	-0.008	3.5845	0.310
		4 -0.060	-0.067	4.5063	0.342
		5 -0.033	-0.046	4.7827	0.443
		6 0.002	-0.017	4.7834	0.572
		7 0.044	0.036	5.2780	0.626
		8 -0.055	-0.054	6.0637	0.640
		9 0.030	0.021	6.2987	0.710
		10 0.053	0.048	7.0239	0.723
		11 0.103	0.125	9.8285	0.546
		12 -0.139	-0.116	14.938	0.245
		13 -0.027	-0.035	15.139	0.299
		14 0.066	0.051	16.308	0.295
		15 0.102	0.140	19.113	0.209
		16 0.088	0.112	21.188	0.171
		17 0.020	0.049	21.299	0.213
		18 -0.034	-0.012	21.609	0.250
		19 -0.100	-0.065	24.313	0.184
		20 -0.011	-0.033	24.348	0.228
		21 -0.081	-0.106	26.160	0.200
		22 -0.045	-0.078	26.723	0.222
		23 0.061	0.057	27.770	0.225
		24 0.013	-0.005	27.815	0.268
		25 0.152	0.127	34.274	0.102
		26 -0.039	-0.048	34.696	0.118
		27 0.018	0.041	34.790	0.144
		28 -0.035	-0.004	35.132	0.166
		29 -0.069	-0.048	36.491	0.160
		30 -0.092	-0.143	38.941	0.127
		31 0.019	-0.048	39.045	0.152
		32 0.088	0.071	41.280	0.126
		33 -0.085	-0.064	43.393	0.106
		34 0.125	0.108	47.928	0.057
		35 -0.087	-0.048	50.155	0.047
		36 -0.113	-0.093	53.918	0.028

⁴⁶⁰ Izvor: Izračun autora.

Prilog 4.f. Korelogram autokorelacije, parcijalne autokorelacije i vrednost Q statistike za seriju logaritamskih dnevnih prinosa akcije KMBN⁴⁶¹

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.072	-0.072	1.3286	0.249
		2 0.035	0.030	1.6444	0.439
		3 -0.156	-0.152	7.8334	0.050
		4 0.011	-0.011	7.8649	0.097
		5 0.006	0.015	7.8746	0.163
		6 0.084	0.064	9.7141	0.137
		7 0.046	0.057	10.253	0.175
		8 0.011	0.019	10.287	0.245
		9 -0.067	-0.047	11.451	0.246
		10 -0.051	-0.046	12.124	0.277
		11 0.043	0.042	12.611	0.319
		12 0.019	0.005	12.710	0.391
		13 -0.001	-0.024	12.710	0.470
		14 0.112	0.124	16.055	0.310
		15 -0.070	-0.045	17.382	0.297
		16 -0.104	-0.117	20.278	0.208
		17 0.030	0.057	20.525	0.248
		18 0.011	-0.002	20.558	0.302
		19 0.082	0.041	22.379	0.266
		20 -0.014	-0.001	22.435	0.317
		21 -0.052	-0.056	23.190	0.334
		22 -0.065	-0.046	24.355	0.329
		23 0.038	0.054	24.767	0.362
		24 0.010	0.008	24.797	0.417
		25 0.036	-0.020	25.170	0.453
		26 -0.017	-0.005	25.251	0.505
		27 0.061	0.094	26.301	0.502
		28 -0.007	0.001	26.317	0.556
		29 0.037	0.047	26.707	0.587
		30 -0.018	0.017	26.803	0.634
		31 0.103	0.067	29.885	0.523
		32 -0.049	-0.029	30.583	0.538
		33 0.020	0.004	30.701	0.582
		34 -0.055	-0.035	31.571	0.587
		35 -0.034	-0.044	31.920	0.618
		36 -0.023	-0.020	32.077	0.656

⁴⁶¹ Izvor: Izračun autora.

Prilog 4.g. Korelogram autokorelacije, parcijalne autokorelacije i vrednost Q statistike za seriju logaritamskih dnevnih prinosa akcije MTLC⁴⁶²

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.260	-0.260	17.123	0.000
		2 0.148	0.087	22.714	0.000
		3 -0.116	-0.062	26.120	0.000
		4 0.154	0.109	32.175	0.000
		5 -0.169	-0.103	39.558	0.000
		6 0.142	0.059	44.766	0.000
		7 -0.105	-0.026	47.641	0.000
		8 0.048	-0.026	48.232	0.000
		9 -0.045	0.007	48.769	0.000
		10 0.052	0.003	49.471	0.000
		11 -0.017	0.033	49.550	0.000
		12 -0.004	-0.031	49.553	0.000
		13 0.020	0.030	49.664	0.000
		14 -0.064	-0.067	50.761	0.000
		15 0.160	0.149	57.626	0.000
		16 -0.047	0.029	58.219	0.000
		17 0.002	-0.045	58.220	0.000
		18 0.078	0.123	59.865	0.000
		19 0.093	0.095	62.198	0.000
		20 -0.089	-0.023	64.348	0.000
		21 -0.019	-0.092	64.447	0.000
		22 -0.022	-0.029	64.579	0.000
		23 0.167	0.198	72.345	0.000
		24 -0.094	-0.015	74.822	0.000
		25 -0.009	-0.098	74.846	0.000
		26 0.046	0.072	75.441	0.000
		27 -0.066	-0.061	76.687	0.000
		28 -0.028	-0.051	76.906	0.000
		29 0.065	0.048	78.125	0.000
		30 0.034	0.059	78.454	0.000
		31 -0.067	-0.039	79.736	0.000
		32 0.049	0.017	80.432	0.000
		33 0.069	0.076	81.806	0.000
		34 -0.010	-0.021	81.834	0.000
		35 0.029	0.054	82.079	0.000
		36 -0.004	-0.004	82.083	0.000

⁴⁶² Izvor: Izračun autora.

Prilog 4.h. Korelogram autokorelacije, parcijalne autokorelacije i vrednost Q statistike za seriju logaritamskih dnevnih prinosa akcije AIKB⁴⁶³

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.317	-0.317	25.492	0.000
		2 0.020	-0.090	25.596	0.000
		3 -0.016	-0.041	25.658	0.000
		4 0.065	0.054	26.727	0.000
		5 -0.033	0.006	27.007	0.000
		6 -0.045	-0.056	27.531	0.000
		7 0.078	0.050	29.125	0.000
		8 0.083	0.133	30.906	0.000
		9 0.010	0.100	30.931	0.000
		10 -0.043	0.004	31.412	0.001
		11 0.005	-0.020	31.419	0.001
		12 -0.062	-0.094	32.449	0.001
		13 0.017	-0.035	32.521	0.002
		14 0.027	0.030	32.714	0.003
		15 -0.001	0.005	32.714	0.005
		16 -0.048	-0.072	33.342	0.007
		17 0.040	-0.012	33.775	0.009
		18 -0.060	-0.060	34.760	0.010
		19 -0.022	-0.043	34.897	0.014
		20 0.022	0.029	35.028	0.020
		21 -0.044	-0.040	35.571	0.024
		22 0.098	0.071	38.207	0.017
		23 0.048	0.133	38.846	0.021
		24 -0.063	0.006	39.953	0.022
		25 -0.097	-0.122	42.572	0.016
		26 0.098	0.033	45.261	0.011
		27 -0.007	0.038	45.274	0.015
		28 0.025	0.060	45.455	0.020
		29 -0.075	-0.052	47.045	0.018
		30 0.187	0.105	57.086	0.002
		31 -0.047	0.016	57.715	0.002
		32 -0.075	-0.052	59.362	0.002
		33 0.004	-0.011	59.368	0.003
		34 -0.094	-0.157	61.934	0.002
		35 0.081	-0.015	63.873	0.002
		36 -0.035	-0.006	64.235	0.003

⁴⁶³ Izvor: Izračun autora.

Prilog 4.i. Korelogram autokorelacije, parcijalne autokorelacije i vrednost Q statistike za seriju logaritamskih dnevnih prinosa akcije IMLK⁴⁶⁴

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.278	-0.278	19.589	0.000
		2 -0.001	-0.085	19.589	0.000
		3 -0.142	-0.181	24.726	0.000
		4 0.024	-0.081	24.875	0.000
		5 -0.077	-0.128	26.399	0.000
		6 0.070	-0.022	27.680	0.000
		7 -0.044	-0.060	28.176	0.000
		8 0.002	-0.061	28.177	0.000
		9 -0.040	-0.073	28.594	0.001
		10 0.138	0.092	33.559	0.000
		11 -0.046	0.014	34.123	0.000
		12 -0.069	-0.091	35.387	0.000
		13 0.022	0.003	35.520	0.001
		14 0.016	0.011	35.591	0.001
		15 0.063	0.079	36.665	0.001
		16 -0.028	0.007	36.871	0.002
		17 -0.079	-0.084	38.574	0.002
		18 -0.018	-0.045	38.666	0.003
		19 -0.065	-0.114	39.809	0.003
		20 0.070	-0.035	41.152	0.004
		21 -0.012	-0.051	41.191	0.005
		22 -0.018	-0.064	41.277	0.008
		23 0.068	0.038	42.572	0.008
		24 -0.007	-0.008	42.585	0.011
		25 0.022	0.011	42.718	0.015
		26 -0.023	-0.000	42.867	0.020
		27 0.019	0.052	42.964	0.026
		28 -0.015	0.025	43.024	0.035
		29 -0.007	0.000	43.038	0.045
		30 -0.001	-0.005	43.039	0.058
		31 0.056	0.067	43.948	0.062
		32 -0.071	-0.004	45.397	0.059
		33 -0.004	-0.049	45.401	0.074
		34 -0.027	-0.048	45.610	0.088
		35 0.064	0.020	46.795	0.088
		36 0.030	0.043	47.056	0.103

⁴⁶⁴ Izvor: Izračun autora.

Prilog 4.j. Korelogram autokorelacije, parcijalne autokorelacije i vrednost Q statistike za seriju logaritamskih dnevnih prinosa akcije JESV⁴⁶⁵

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.071	-0.071	1.2861	0.257
		2 -0.043	-0.048	1.7547	0.416
		3 0.027	0.020	1.9363	0.586
		4 0.130	0.133	6.2975	0.178
		5 -0.120	-0.101	10.023	0.075
		6 -0.063	-0.071	11.057	0.087
		7 -0.005	-0.031	11.065	0.136
		8 -0.014	-0.032	11.115	0.195
		9 -0.159	-0.137	17.759	0.038
		10 0.038	0.021	18.129	0.053
		11 0.054	0.042	18.906	0.063
		12 0.011	0.026	18.939	0.090
		13 -0.010	0.023	18.965	0.124
		14 0.036	-0.006	19.305	0.154
		15 0.058	0.036	20.204	0.164
		16 -0.100	-0.098	22.917	0.116
		17 -0.054	-0.070	23.702	0.128
		18 0.027	-0.008	23.904	0.158
		19 -0.034	-0.028	24.215	0.188
		20 -0.038	0.009	24.615	0.217
		21 0.076	0.085	26.197	0.199
		22 -0.056	-0.070	27.064	0.209
		23 -0.015	-0.021	27.129	0.251
		24 -0.034	-0.049	27.446	0.284
		25 0.126	0.067	31.909	0.161
		26 -0.041	-0.021	32.379	0.181
		27 0.026	0.043	32.568	0.212
		28 0.026	0.029	32.756	0.245
		29 -0.060	-0.090	33.795	0.247
		30 -0.020	0.009	33.909	0.284
		31 0.059	0.041	34.904	0.288
		32 -0.017	-0.017	34.986	0.328
		33 0.027	0.043	35.202	0.364
		34 0.003	0.032	35.204	0.411
		35 -0.034	-0.067	35.549	0.442
		36 -0.031	-0.039	35.823	0.477

⁴⁶⁵ Izvor: Izračun autora.

Prilog 5. Beta koeficijenti mogućih portfolia⁴⁶⁶

Portfolio	E[r]	StD	Beta Belex15	Beta Belexline
P1	0,345	2,2292	0,08306	0,33510
P2	0,34	2,1805	0,09053	0,33878
P3	0,33	2,0773	0,10663	0,34671
P4	0,32	1,9767	0,12273	0,35463
P5	0,31	1,8791	0,13883	0,36256
P6	0,30	1,7850	0,15493	0,37049
P7	0,29	1,6950	0,17103	0,37842
P8	0,28	1,6097	0,18823	0,38707
P9	0,27	1,5278	0,21800	0,40393
P10	0,26	1,4481	0,24790	0,42092
P11	0,25	1,3710	0,27772	0,43783
P12	0,24	1,2971	0,30750	0,45472
P13	0,23	1,2260	0,33158	0,47286
P14	0,22	1,1572	0,35656	0,49283
P15	0,21	1,0913	0,38149	0,51276
P16	0,20	1,0288	0,40371	0,53038
P17	0,19	0,9695	0,41681	0,54042
P18	0,18	0,9137	0,43013	0,55072
P19	0,17	0,8618	0,44448	0,56311
P20	0,16	0,8147	0,46191	0,58117
P21	0,15	0,7721	0,47926	0,59981
P22	0,14	0,7350	0,49242	0,61615
P23	0,13	0,7015	0,50159	0,63286
P24	0,12	0,6714	0,51818	0,65521
P25	0,11	0,6448	0,53565	0,67812
P26	0,10	0,6223	0,55322	0,70118
P27	0,09	0,6042	0,57059	0,72396
P28	0,08	0,5911	0,58836	0,74727
P29	0,07	0,5831	0,60614	0,77038
P30	0,06	0,5805	0,62346	0,79327
P31	0,05	0,5835	0,64126	0,81661
P32	0,04	0,5919	0,65868	0,83951
P33	0,03	0,6055	0,67621	0,86247
P34	0,02	0,6240	0,69370	0,88656

⁴⁶⁶ Izvor: Izračun autora.