

SVEUČILIŠTE U LJUBLJANI
EKONOMSKI FAKULTET

MAGISTARSKI RAD

**FORMIRANJE OPTIMALNOG PORTFOLIJA
HRVATSKIH DIONICA I MJERENJE TRŽIŠNOG
RIZIKA PRIMJENOM VaR METODE**

Ljubljana, veljača 2005.

Saša Žiković

IZJAVA

Študent SAŠA ŽIKOVIĆ izjavljam da sem avtor tega magistrskega dela, ki sem ga napisal pod mentorstvom prof.dr. ZDENKA PROHASKE in skladno s 1. odstavkom 21. člena Zakona o avtorskih in sorodnih pravicah dovolim objavo magistrskega dela na fakultetnih spletnih straneh.

V Ljubljani, dne _____

Podpis: _____

SADRŽAJ

Popis tablica	I
Popis grafikona	II
Popis slika	II
Popis priloga	III
1. UVOD	1
1.1. Svrha i problematika magistarskog rada	1
1.2. Cilj magistarskog rada	4
1.3. Metode rada	5
2. MODERNA PORTFOLIO TEORIJA	6
2.1. Definicija moderne portfolio teorije	6
2.2. Teorijske postavke moderne portfolio teorije	7
2.3. Uloga i značaj moderne portfolio teorije	16
2.4. Doprinos moderne portfolio teorije	20
2.5. Kritike moderne portfolio teorije	21
3. FORMIRANJE OPTIMALNOG PORTFOLIJA NA HRVATSKOM TRŽIŠTU DIONICA	22
3.1. Hrvatsko tržište kapitala	22
3.1.1. Hrvatsko tržište dužničkih vrijednosnih papira	23
3.1.2. Hrvatsko tržište vlasničkih vrijednosnih papira	23
3.1.3. Zagrebačka burza	24
3.1.4. Varaždinska burza	27
3.2. Izbor dionica za formiranje optimalnog portfolija hrvatskih dionica	30
3.3. Izračun optimalnog portfolija hrvatskih dionica	34
3.4. Ocjena dobivenog optimalnog portfolija	36
3.4.1. Analiza dobivenog optimalnog portfolija	39
3.4.2. Usporedba dobivenog optimalnog portfolija sa tržišnim indeksom	41
3.5. Prijedlozi investitorima	49
4. OSNOVNI RIZICI U FINACIJSKOM POSLOVANJU	49
4.1. Definicija i značaj rizika u financijskom poslovanju	50
4.2. Vrste rizika u financijskom poslovanju	50
4.2.1. Tržišni rizici	51
4.2.2. Kamatni rizik	52
4.2.3. Valutni rizik	53
4.2.4. Kreditni rizik	54
4.2.5. Operativni rizik	55
4.2.6. Rizik likvidnosti	56
4.3. Važnost upravljanja tržišnim rizicima	57
4.4. Posljedice zanemarivanja tržišnih rizika	59
5. MJERENJE TRŽIŠNOG RIZIKA VALUE-AT-RISK (VaR) METODOM	60
5.1. Definicija i razvoj metode VaR	62
5.2. Vrste VaR metoda	63

5.2.1. Povijesna simulacija	63
5.2.2. Parametarska metoda	64
5.2.3. Monte Carlo simulacija	69
5.3. Mogućnosti primjene VaR metoda	71
5.4. Dosadašnja iskustva primjene VaR metoda u svijetu	71
5.5. Prednosti VaR metoda	72
5.6. Nedostaci VaR metoda	73
6. MJERENJE TRŽIŠNOG RIZIKA POVIJESNOM SIMULACIJOM VaR-a	74
6.1. Značajke povijesne simulacije VaR-a	74
6.2. Modeli povijesne simulacije VaR-a	76
6.2.1. Standardni model povijesne simulacije	76
6.2.2. Ponderirani modeli povijesne simulacije	78
6.2.2.1. Model povijesne simulacije ponderiran vremenom	78
6.2.2.2. Model povijesne simulacije ponderiran volatilnošću	80
6.2.2.3. Kombinirani model povijesne simulacije ponderiran vremenom i volatilnošću	82
6.3. Prednosti povijesne simulacije pri izračunu VaR-a	83
6.4. Nedostaci povijesne simulacije pri izračunu VaR-a	83
7. PRIMJENA PONDERIRANOG MODELA POVIJESNE SIMULACIJE NA OPTIMALNI PORTFOLIO HRVATSKIH DIONICA	84
7.1. Izračun VaR-a optimalnog portfolija hrvatskih dionica standardnim modelom povijesne simulacije	85
7.2. Ponderiranje volatilnošću povrata optimalnog portfolija hrvatskih dionica	86
7.3. Ponderiranje vremenom volatilnošću ponderiranih povrata optimalnog portfolija hrvatskih dionica	87
7.4. Izračun VaR-a optimalnog portfolija hrvatskih dionica VTWHS modelom povijesne simulacije	87
7.5. Analiza i usporedba dobivenih rezultata izračuna VaR-a optimalnog portfolija hrvatskih dionica	89
8. ZAKLJUČAK	91
LITERATURA I IZVORI	96
PRILOZI	

Popis tablica

Redni broj	Naslov tablice	str.
1.	Izračun očekivane stope povrata i varijance za dionicu A	9
2.	Izračun očekivane stope povrata i varijance za dionicu B	9
3.	Izračun očekivane stope povrata i varijance za portfolio sastavljen od dionica A i B	10
4.	Prosječni povrat portfolija sastavljenog od dionica A i B za petogodišnje razdoblje	11
5.	Varijanca i standardna devijacija povrata za dionice A i B	11
6.	Varijanca i standardna devijacija povrata portfolija	12
7.	Izračun kovarijance i koeficijenta korelacije dionica A i B	13
8.	Prosječni povrat portfolija za petogodišnje razdoblje	13
9.	Varijanca i standardna devijacija povrata za dionice A i B	14
10.	Standardna devijacija povrata na portfolio za petogodišnje razdoblje	14
11.	Izračun kovarijance i koeficijenta korelacije dionica A i B	15
12.	Dionice u sastavu CROBEX indeksa na dan 29.10.2004.	25
13.	Podaci o trgovanju na Zagrebačkoj burzi za drugo tromjesečje 2003. i 2004. godine	26
14.	Tržišna kapitalizacija na Zagrebačkoj burzi za drugo tromjesečje 2003. i 2004. godine	26
15.	Broj uvrštenih dionica na Zagrebačkoj burzi za drugo tromjesečje 2003. i 2004. godine	27
16.	Dionice u sastavu VIN indeksa na dan 29.10.2004.	28
17.	Podaci o trgovanju na Varaždinskoj burzi za drugo tromjesečje 2003. i 2004. godine	29
18.	Tržišna kapitalizacija na Varaždinskoj burzi za drugo tromjesečje 2003. i 2004. godine	29
19.	Broj uvrštenih dionica na Varaždinskoj burzi za drugo tromjesečje 2003. i 2004. godine	29
20.	Prosječni povrati i standardne devijacije dionica u sastavu optimalnog portfolija u promatranom razdoblju od 27.02.2004. do 21.07.2004.	36
21.	Matrica varijanci i kovarijanci za dionice u sastavu optimalnog portfolija u promatranom razdoblju od 27.02.2004. do 21.07.2004.	37
22.	Matrica koeficijenata korelacije za dionice u sastavu optimalnog portfolija u promatranom razdoblju od 27.02.2004. do 21.07.2004.	37
23.	Sastav i karakteristike prva četiri portfolija hrvatskih dionica s efikasne granice na dan 21.07.2004.	38
24.	Osnovne karakteristike distribucije povrata CROBEX indeksa i optimalnog portfolija za razdoblje od 27.02.2004. do 21.07.2004.	41
25.	Osnovne karakteristike distribucije povrata CROBEX indeksa i optimalnog portfolija za razdoblje od 21.07.2004. do 29.10.2004.	44
26.	Izabrane vrijednosti faktora opadanja (λ) od 0,997	87
27.	Postupak izračuna VaR-a pomoću VTWHS modela	88

Popis grafikona

Redni broj	Naslov grafikona	str.
1.	Dijagram rasipanja stopa povrata dionice A i dionice B	12
2.	Dijagram rasipanja stopa povrata dionice A i dionice B	15
3.	Krivulje indiferencije	19
4.	Utjecaj broja vrijednosnica u portfoliju na rizik portfolija	20
5.	Odnos normalne distribucije prema asimetričnoj i distribuciji sa zadebljanim repovima	40
6.	Podjela financijskih rizika	51
7.	Normalna distribucija ($\mu = 0, \sigma = 1$)	65
8.	Vrijednosti kvantila i vjerojatnosti pri normalnoj distribuciji	66
9.	Normalna distribucija, vrijednost VaR-a prema stupnju vjerojatnosti ($\mu = 0, \sigma = 1$)	67
10.	Iznos VaR-a u odnosu na stupanj vjerojatnosti i razdoblje držanja u slučaju: $\mu = 0, \sigma = 1$	68
11.	Ilustracija postupka izračuna VaR-a pomoću Monte Carlo simulacije	70

Popis slika

Redni broj	Naslov slike	str.
1.	Skupovi mogućih portfolija u slučaju investiranja u dvije vrijednosnice uz različite koeficijente korelacije	16
2.	Skupovi mogućih portfolija sastavljenih od dvije vrijednosnice uz različite koeficijente korelacije	16
3.	Markowitzev model portfolio managementa	18
4.	Struktura optimalnog portfolija hrvatskih dionica na dan 21.07.2004.	38
5.	Histogram distribucije dnevnih povrata optimalnog portfolija hrvatskih dionica u razdoblju od 27.02.2004. do 21.07.2004.	41
6.	Histogram distribucije dnevnih povrata CROBEX indeksa u razdoblju od 27.02.2004. do 21.07.2004.	42
7.	Usporedba kretanja dnevnih povrata optimalnog portfolija i CROBEX indeksa u razdoblju od 27.02.2004. do 21.7.2004.	44
8.	Histogram distribucije dnevnih povrata optimalnog portfolija u razdoblju od 21.07.2004. do 29.10.2004.	45
9.	Histogram distribucije dnevnih povrata CROBEX indeksa u razdoblju od 21.07.2004. do 29.10.2004.	45
10.	Usporedba kretanja dnevnih povrata optimalnog portfolija i CROBEX indeksa u razdoblju od 21.07.2004. do 29.10.2004.	47
11.	Kretanje američkog dolara prema njemačkoj marki, britanskoj funti i japanskom jenu u razdoblju od 1963. do 2000. godine, prikazano u obliku indeksa	58
12.	Kretanje desetogodišnjih kamatnih stopa na američki dolar u razdoblju od 1963. do 2000. godine, u američkim dolarima	58

13.	Kretanje cijena nafte na svjetskom tržištu u razdoblju od 1963. do 2000. godine, u američkim dolarima	59
14.	Usporedba kretanja vrijednosti jednodnevnog VaR-a izračunatog povijesnom simulacijom (HS-221) u odnosu na stvarno kretanje povrata optimalnog portfolija hrvatskih dionica u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004.	85
15.	Usporedba kretanja vrijednosti jednodnevnog VaR-a izračunatog VTWHS (221) modelom u odnosu na stvarno kretanje povrata optimalnog portfolija hrvatskih dionica u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004.	89
16.	Usporedba kretanja vrijednosti jednodnevnog VaR-a uz 99% vjerojatnosti, izračunatog povijesnom simulacijom (HS) i VTWHS modelom u odnosu na stvarno kretanje povrata optimalnog portfolija hrvatskih dionica u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004.	90

Popis priloga

Redni broj	Naslov priloga	str.
1.	Matrica koeficijenata korelacije za dionice u sastavu optimalnog portfolija u promatranom razdoblju od 02.04.2004. do 26.08.2004.	1
2.	Kretanje vrijednosti i dnevnih postotnih promjena CROBEX indeksa i optimalnog portfolija hrvatskih dionica u razdoblju od 27.02.2004. do 29.10.2004.	1
3.	Kretanje cijena i dnevnih povrata dionica koje sačinjavaju optimalni portfolio hrvatskih dionica u razdoblju od 21.07.2004. do 29.10.2004.	6
4.	Rezultati backtestinga za vrijednosti VaR-a optimalnog portfolija hrvatskih dionica izračunate prema standardnoj metodi povijesne simulacije HS(221) i prema VTWHS(221) modelu u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004., vrijednosti u postocima	9
5.	Rezultati backtestinga za vrijednosti VaR-a CROBEX indeksa izračunate prema standardnoj metodi povijesne simulacije HS(250) i prema VTWHS(250) modelu u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004., vrijednosti u postocima	11
6.	Usporedba kretanja vrijednosti jednodnevnog VaR-a uz 98,4% vjerojatnosti, izračunatog povijesnom simulacijom HS(250) i VTWHS(250) modelom u odnosu na stvarno kretanje povrata CROBEX indeksa u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004., vrijednosti u postocima	14
7.	Usporedba kretanja vrijednosti jednodnevnog VaR-a uz 99% vjerojatnosti, izračunatog povijesnom simulacijom HS(250) i VTWHS(250) modelom u odnosu na stvarno kretanje povrata CROBEX indeksa u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004., vrijednosti u postocima	15
8.	Rezultati backtestinga za vrijednosti VaR-a VIN indeksa izračunate prema standardnoj metodi povijesne simulacije HS(250) i prema VTWHS(250) modelu u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004. godine, vrijednosti u postocima	15

9.	Usporedba kretanja vrijednosti jednodnevnog VaR-a uz 98,4% vjerojatnosti, izračunatog povijesnom simulacijom HS(250) i VTWHS(250) modelom u odnosu na stvarno kretanje povrata VIN indeksa u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004., vrijednosti u postocima	18
10.	Usporedba kretanja vrijednosti jednodnevnog VaR-a uz 99% vjerojatnosti, izračunatog povijesnom simulacijom HS(250) i VTWHS(250) modelom u odnosu na stvarno kretanje povrata VIN indeksa u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004., vrijednosti u postocima	18
11.	Rezultati backtestinga za vrijednosti VaR-a SBI20 indeksa izračunate prema standardnoj metodi povijesne simulacije HS(250) i prema VTWHS(250) modelu u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004., vrijednosti u postocima	19
12.	Usporedba kretanja vrijednosti jednodnevnog VaR-a uz 98,4% vjerojatnosti, izračunatog povijesnom simulacijom HS(250) i VTWHS(250) modelom u odnosu na stvarno kretanje povrata SBI20 indeksa u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004., vrijednosti u postocima	21
13.	Usporedba kretanja vrijednosti jednodnevnog VaR-a uz 99% vjerojatnosti, izračunatog povijesnom simulacijom HS(250) i VTWHS(250) modelom u odnosu na stvarno kretanje povrata SBI20 indeksa u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004., vrijednosti u postocima	22

1. UVOD

Osnovna funkcija svake banke je upravljanje rizicima, a ne njihovo izbjegavanje. Osnovne vrste rizika koje banke preuzimaju na sebe jesu: kreditni, valutni, tržišni, kamatni, likvidnosni, te operativni rizik. Banke koje aktivno upravljaju svojim rizicima imaju prednost pred ostalim bankama i drugim konkurentima na financijskom tržištu. Uvidom u stvarnu izloženost potencijalnim rizicima banke mogu uspješno utjecati na njihovo smanjenje, putem restrukturiranja i diversifikacije svog trgovinskog portfolija. Banke koje neadekvatno mjere i upravljaju svojim rizicima izložene su mogućnosti da uslijed naglih promjena na tržištu dožive propast.

1.1. Svrha i problematika magistarskog rada

Rizik se može definirati kao vjerojatnost nastanka neželjenih rezultata i posljedica (Heffernan, 1996, str. 164). Tržišni rizik nastaje kao rezultat promjena cijena vrijednosnih papira na financijskim tržištima (Bessis, 2002, str.2). Tržišni rizik se može podijeliti na dva osnovna dijela (Jorion, 2001):

- dio rizika vezan uz smjer kretanja financijskih varijabli, npr. kretanje cijene dionica, kamatnih stopa, deviznih tečajeva i cijena roba. Ove vrste rizika se mjere linearnom aproksimacijom, kao što je *beta* faktor za tržište dionica, *duration* za tržište obveznica i *delta* za odnos vrijednosti opcije naspram vrijednosti imovine na koju je izdana.
- preostali dio rizika ili dio rizika koji ne ovisi izravno o smjeru kretanja financijskih varijabli tj. nelinearni rizik i izloženost hedge pozicijama ili povećanoj volatilnosti. Drugo stupanjke ili kvadratne izloženosti se mjere pomoću *konveksnosti* kada se radi o obveznicama, a *gamom* kada je riječ o opcijama. Rizik kod pozicija zauzetih zbog hedginga kao npr. futures ugovori ili swapovi, koji nastaje zbog nenadanih promjena u cijenama imovine na koju su izdani, mjeri se u obliku *baznog* rizika.

Kako bi uspješno upravljala rizicima, banka mora biti sposobna i izmjeriti ih, što je u prošlosti predstavljalo problem, zbog nedovoljno razvijene tehnologije potrebne za prikupljanje i obradu potrebnih podataka. Danas je u svijetu sve veće znanje o tržišnom riziku i bankama su na raspolaganju sve bolje i sigurnije metode za praćenje, ocjenjivanje i upravljanje rizicima kako pojedinih investicija tako i cjelokupnog bankovnog portfolija.

Sve veća konkurencija među bankama smanjuje njihovu zaradu i prisiljava banke da se osim svojim tradicionalnim poslovima, uzimanja depozita i davanja kredita, počnu baviti i za njih novim poslovima trgovanja vrijednosnim papirima. Budući da su ti poslovi za većinu hrvatskih banaka novost, potrebno je posvetiti posebnu pozornost pri ulaganju i trgovanju vrijednosnim papirima kako ne bi došlo do katastrofalnih posljedica za pojedinu banku, a potencijalno i za cijeli bankovni sustav pojedine zemlje. Trgujući s inozemnim, ali i s domaćim vrijednosnim papirima banke se izlažu dodatnom, dosad gotovo nepostojećem riziku. Hrvatski vrijednosni papiri, kao i vrijednosni papiri ostalih tranzicijskih zemalja, veoma su volatilni, pa osim što pružaju prilike za astronomske zarade, kriju u sebi i ogroman rizik. Zbog kulturoloških i socioloških karakteristika društva, te nedovoljnog poznavanja trgovanja vrijednosnicama i s njim povezanim rizicima, značajniji pad vrijednosti hrvatskih

burzovnih indeksa, najvjerojatnije bi, kao što se i dogodilo 1997. godine, izazvao lančanu reakciju i bijeg s tržišta kapitala, što bi za banke koje drže značajne portfolije vrijednosnih papira izazvalo gubitke s kojima bi se teško nosile.

Prvi korak u upravljanju bankovnim trgovinskim portfolijem je formiranje optimalnog portfolija vrijednosnih papira. Iz tog razloga prvi dio ovog rada posvećen je problematici formiranja optimalnog portfolija sastavljenog od hrvatskih dionica. Kako bi do izražaja što više došli efekti diversifikacije, vršena je primarna selekcija dionica kako bi se u razmatranje za formiranje optimalnog portfolija uključile dionice iz različitih grana gospodarstva. U ovom radu autor je za formiranje optimalnog portfolija koristio Markowitz-evu Modernu portfolio teoriju koja je najrasprostranjeniji i najprihvaćeniji model za:

- određivanje osnovne politike ulaganja u vrijednosne papire,
- sastavljanje optimalnog portfolija,
- mitigaciju rizika, te
- mjerenje uspješnosti investiranja u odnosu na preuzeti rizik.

Moderna portfolio teorija daje jednostavno rješenje za alokaciju optimalnog udjela sredstava u pojedini vrijednosni papir. Moderna portfolio teorija je široko prihvaćena, između ostalog, zbog dvije činjenice (Konno, Woki, Yuuki, 2002):

- 1) Konzistentna je s principom «maksimiziranja funkcije očekivane koristi» u slučaju kada stope povrata portfolija prate normalnu distribuciju što se kod redovitih dionica uzima kao valjana pretpostavka.
- 2) Kvadratno programiranje uz primjenu današnje tehnologije više ne predstavlja značajan problem za investitore.

Rješavanjem kvadratne jednadžbe dobiva se skup rješenja koji predstavljaju efikasnu granicu ulaganja. Investitori izabiru portfolije koja se nalaze u efikasnom skupu jer dominiraju nad drugim portfolijima iz skupa mogućnosti ulaganja u rizičnu imovinu (Elton, Gruber, 1991, str.198). Izbor pojedinih portfolija s granice efikasnosti ovisi o investitorovoj sklonosti da preuzme dodatni rizik kako bi ostvario višu stopu povrata (Prohaska, 1996, str.63).

Za portfolio se može reći da je efikasan samo ako ne postoji drugi portfolio koji ima:

- veću očekivanu stopu povrata i manju standardnu devijaciju,
- veću očekivanu stopu povrata i istu standardnu devijaciju ili
- istu očekivanu stopu povrata i manju standardnu devijaciju.

Najbolja kombinacija očekivane stope povrata i standardne devijacije ovisi o investitorovoj funkciji korisnosti čiji su grafički izraz krivulje indiferencije (krivulje koje prikazuju jednako poželjne točke odnosa povrata i rizika za investitora), što znači da investitor teži izboru portfolija s najviše moguće krivulje indiferencije (Van Horne, 1993, str.58).

U drugom dijelu rada autor predstavlja karakteristike VaR metode pri mjerenju tržišnog rizika, te daje pregled tri glavna pristupa mjerenju VaR-a (Marrison, 2002, str.102):

1. Parametarska metoda
2. Povijesna metoda
3. Monte Carlo simulacija

U posljednjih nekoliko godina metode mjerenja rizika Value-at-risk (VaR) su postale veoma popularan alat za upravljanje rizicima u mnogim tipovima organizacija. Postoje mnogobrojni razlozi za njihovo naglo širenje i prihvaćanje. Među glavnim razlozima može se istaknuti:

- (1) Investicijska banka J.P. Morgan je 1994. godine javnosti predstavila svoju metodologiju upravljanja tržišnim rizicima RiskMetrics, te su pojedinih funkcioniranja ovog sustava javno dostupne.
- (2) U posljednjih deset godina došlo je do značajnih financijskih krahova zbog nerazumijevanja i neupravljanja rizicima pri trgovanju vrijednosnim papirima, a posebice derivatima. Primjeri za to u svijetu su: Barings Bank, LTCO, Procter&Gamble, Orange County, Kidder Peabody i mnogi drugi, a u Hrvatskoj se može istaknuti slučaj Riječke banke.
- (3) Baselski komitet i nacionalne centralne banke odlučili su dopustiti bankama da koriste vlastite interne metode koje se koriste VaR metodologijom u izračunu rezerviranja za tržišne rizike.

Izračun VaR vrijednosti daje odgovor na pitanje: «sa X% vjerojatnosti koliko novaca možemo izgubiti tijekom narednih N dana?» (Crouhy, Galai, Mark, 2001, str.187). Kao što pitanje ukazuje, VaR je funkcija dvaju parametara N – vremenskog horizonta i X – stupnja vjerojatnosti. Baselski komitet u svrhu upravljanja tržišnim rizicima je propisao vremenski horizont držanja portfolija od 10 dana i stupanj vjerojatnosti od 99% (Jorion, 2001, str.64).

Modeli koji se najčešće koriste u svijetu, među njima i J.P. Morgan-ov RiskMetrics sustav pretpostavljaju normalnu distribuciju dnevnih promjena u vrijednostima tržišnih varijabli, te primarno iz tog razloga nisu prikladne za volatilna tržišta, a posebice za tranzicijske zemlje kao što je Hrvatska. Uz već ranije zabilježene probleme povećane volatilnosti u tranzicijskim ekonomijama, autor ukazuje na nestabilnost i brzu promjenjivost matrice korelacija između dionica, što onemogućuje smislenu primjenu parametarske metode ocjene VaR-a. Pretpostavka normalne raspodjele ne vrijede kod svih tržišnih varijabli čak niti u razvijenim ekonomijama, tako da npr. devizni tečajevi i razne vrste derivata bilježe značajno veće iznose trećeg i četvrtog momenta oko sredine (asimetričnost i kurtosis) nego što to pretpostavlja normalna distribucija. Ovi pokazatelji ukazuju na činjenicu da distribucije vjerojatnosti dnevnih promjena kod tih varijabli imaju tzv. «debele repove», što znači da se ekstremni događaji dešavaju mnogo češće nego što to pretpostavlja normalna distribucija.

Iz gore navedenih razloga autor se je odlučio na primjenu povijesne metode izračuna VaR-a koja ne koristi pretpostavku određene vrste distribucije već se služi stvarnim podacima iz prošlosti. Uz svoje mnogobrojne prednosti nad parametarskom metodom niti ova metoda ne predstavlja idealno rješenje za mjerenje rizika na volatilnim tržištima. Iz tog razloga autor primjenjuje i proučava učinke dviju modifikacija na standardni oblik povijesne simulacije. Ulazni podaci za izračun VaR-a putem povijesne simulacije u prvoj fazi se ponderiraju volatilnošću promjena dnevnih povrata portfolija, a zatim se ponderiraju vremenom kako bi se standardni model povijesne simulacije unaprijedio, te mogao bolje i brže reagirati na povećanja volatilnosti na tržištu. Brže registriranje povećanja volatilnosti na tržištu značajno je s aspekta upravljanja rizicima jer je empirijski dokazano da se volatilnost pojavljuju u vremenskim skupinama, a ne jednakomjerno tijekom vremena. Skraćivanje vremena reakcije osiguralo bi brže upozorenje o povećanju volatilnosti i rizika, te odgovarajuće povećavanje rezervi. S

druge strane kraće vrijeme reakcije utjecalo bi na brže smanjenje rezervi u trenucima nastupa mirnijih razdoblja nakon smanjenja volatilnosti.

Svrha ovog magistarskog rada je prikazati formiranje optimalnog portfolija prema klasičnim pretpostavkama Markowitzeve moderne portfolio teorije na primjeru hrvatskog tržišta kapitala. Primjena moderne portfolio teorije na tranzicijskim tržištima je problematična, zbog kratkog vremena postojanja vrijednosnica na tržištu, te zbog toga često nedovoljno dugih vremenskih serija podataka, neefikasnog tržišta i promjenjivosti varijanci i kovarijanci vrijednosnica. Zbog ovih ograničenja koja se susreću na gotovo svim tranzicijskim tržištima modernu portfolio teoriju potrebno je prilagoditi uvjetima u kojima se primjenjuje. Osim samog formiranja optimalnog portfolija hrvatskih dionica svrha rada je i pronalaženje prikladnog modela za mjerenje tržišnog rizika takvog portfolija. Preglednom VaR metoda koje predstavljaju najnovija dostignuća u upravljanju i mjerenju tržišnim rizicima pokušati će se pronaći ona koja najbolje odgovara hrvatskom tržištu kapitala.

Autor će u radu pokušati dokazati tri hipoteze:

- H1: «Na hrvatskom tržištu kapitala moguće je formirati portfolio dionica koji bilježi bolje rezultate, s aspekta povrata i s aspekta rizika, od tržišnog dioničkog indeksa»
- H2: «Izračun VaR-a putem povijesne simulacije daje zadovoljavajuće rezultate pri mjerenju tržišnog rizika optimalnog portfolija hrvatskih dionica» i
- H3: «Mjerenje na optimalnom portfoliju hrvatskih dionica modificirana povijesna simulacija daje bolje rezultate od standardne povijesne simulacije».

1.2. Cilj magistarskog rada

Zbog promjena regulative na području bankovnog poslovanja u posljednjih nekoliko godina, a posebice na području upravljanja rizicima i formiranja bankovnih rezervi, moderne međunarodne banke sve više koriste interne modele mjerenja i upravljanja tržišnim rizikom svojeg portfolija vrijednosnih papira. Tranzicijske države, među koje spada i Hrvatska, zaostaju na području mjerenja i upravljanja tržišnim rizikom za razvijenim ekonomijama iz razloga, što se općenito upravljanju rizicima posvećuje premalo pažnje. Cilj ovog magistarskog rada je prikazati i na jednostavan način objasniti suvremene metode mjerenja tržišnog rizika. Zbog relativno kratkog razdoblja postojanja hrvatskog tržišta kapitala često se smatra da nije moguće provesti smisljena mjerenja i analizu kretanja tržišta vrijednosnica koja su potrebna za mjerenje i upravljanje tržišnim rizikom. Koristeći suvremene načine mjerenja tržišnog rizika pokušat će dokazati da je moguće mjeriti i upravljati tržišnim rizikom i na volatilnim tržištima kao što je Hrvatsko.

Osim osnovne želje za implementacijom suvremenih metoda mjerenja tržišnog rizika na hrvatskom tržištu kapitala, ovaj magistarski rad obrađuje i neke druge bitne teme za razvoj suvremenog upravljanja portfolijom i investicijama u Hrvatskoj:

- Zbog značajnih razlika od razvijenih tržišnih ekonomija i posebnosti tržišta kapitala u Hrvatskoj, rad prikazuje formiranje optimalnog portfolija u tranzicijskoj ekonomiji, te proučava odnos povrata i rizika između dobivenog optimalnog portfolija putem moderne portfolio teorije i tržišnog indeksa.

- U radu sam želio ukazati na neke od nedostataka moderne portfolio teorije pri njenoj primjeni u tranzicijskoj ekonomiji, s posebnim naglaskom na pomanjkanje likvidnosti kod većine vrijednosnih papira na tržištu, te netransparentnog poslovanja tvrtki, što može rezultirati pogrešnim financijskim izvještajima i time pogrešnoj tržišnoj ocijeni pojedine vrijednosnice i naglim promjenama njihovih cijena.
- Želio sam predstaviti osnovne vrste rizika u financijskom poslovanju i ukazati na važnost upravljanja njima.
- Na području upravljanja tržišnim rizikom, htio sam prikazati i kritički ocijeniti VaR kao metodu mjerenja tržišnih rizika, kao i ukazati na prednosti i nedostatke pojedinih načina izračuna VaR-a u specifičnosti tranzicijske ekonomije.
- U zadnjem dijelu rada, želio sam empirijski prikazati izračun VaR-a na portfoliju hrvatskih dionica standardnom metodom povijesne simulacije kako bi se potvrdila primjenjivost ovog načina mjerenja VaR-a u hrvatskim uvjetima.
- Želja mi je bila razviti i vlastitu metodu mjerenja tržišnog rizika koja se temelji na povijesnoj simulaciji, ali ispravlja neke od njenih nedostataka, te bilježi bolje rezultate od standardnog pristupa.

1.3. Metode rada

U izradi magistarskog rada služio sam se istraživanjima i stavovima većinom iz inozemne stručne literature, važećim propisima, kao i empirijskim istraživanjima. Istraživački dio rada nastao je kao rezultat istraživanja i opažanja hrvatskog tržišta kapitala, te najsuvremenijih otkrića na polju upravljanja rizicima.

Spoznaje do kojih sam došao proučavajući literaturu i istražujući ovu tematiku, kao i znanje stečeno na magistarskom studiju pokušao sam prenijeti u svoj magistarski rad. Primjenjivost svog rada i doprinos upravljanju rizicima pokušao sam osigurati empirijskim istraživanjem primjenjivosti ponderirane povijesne metode izračuna VaR-a na portfoliju sastavljenom od hrvatskih dionica. Modifikacije koje sam u ovom radu primijenio na standardnu povijesnu metodu nisu preuzete ni od jednog autora i predstavljaju moj vlastiti doprinos i pokušaj unaprjeđenja primjene povijesne metode u izračunu VaR-a.

Pri izradi ovog magistarskog rada korištene su: metoda analize i sinteze, metoda deskripcije tj. opisna metoda, matematičko-statistička metoda, metoda indukcije i dedukcije, metoda apstrakcije i konkretizacije, metoda dokazivanja i opovrgavanja, metoda komparacije, te grafičko prikazivanje statističkih podataka.

Magistarski rad je podijeljen u osam poglavlja. U prvom poglavlju predstavljena je problematika, svrha, cilj i metode magistarskog rada. U drugom poglavlju predstavljen je koncept i dat primjer moderne portfolio teorije, te su naglašene njene zasluge, ali i kritike i slabosti. U trećem poglavlju opisano je hrvatsko tržište kapitala, te je izračunat i analiziran optimalni portfolio hrvatskih dionica. U četvrtom poglavlju su nabrojani i objašnjeni osnovni rizici u financijskom poslovanju. U petom poglavlju opisana je metoda mjerenja tržišnog rizika VaR i iznijete su njezine prednosti i nedostaci. U šestom poglavlju je detaljnije obrađena povijesna simulacija VaR-a, te njezine dvije modifikacije. U sedmom poglavlju izvršeno je empirijsko istraživanje valjanosti analiziranih metoda izračuna VaR-a na optimalnom portfoliju hrvatskih dionica. Spoznaje i stajališta stečena tijekom rada izneseni su u osmom, zaključnom poglavlju rada.

2. MODERNA PORTFOLIO TEORIJA

Portfolio¹ predstavlja skup imovine različitih oblika u vlasništvu određene pravne ili fizičke osobe. Portfolio se može sastojati od nekretnina, roba, novca (stranog i domaćeg) i vrijednosnih papira. Iako, su svojom imovinom upravljali i drevni Sumerani i Babilonci, upravljanje portfolijom, u sadašnjem smislu te riječi, pojavljuje se nastankom prvih vrijednosnica, koje su izdale tvrtke kako bi pribavile dodatne novčane izvore za obavljanje svojih poslovnih aktivnosti. Upravljanje portfolijom prošlo je burne faze svog razvoja, pa se evolucija znanstvenog pristupa upravljanja portfolijom u moderno doba može jednostavno podijeliti na tri značajnije faze:

- 1) od početka 20. stoljeća do 1933. – faza individualnih vještina i sposobnosti, subjektivan pristup. Karakterizira ga krajnje subjektivan pristup koji se temeljio na subjektivnim procjenama i upitnim glasinama, te je sličilo kockanju bez gotovo ikakvog znanstvenog i analitičkog pristupa. Završava nakon kraha burze u New Yorku i velike ekonomske krize. Kraj ovog razdoblja označava donošenje Zakona o tržištu kapitala i Zakona o vrijednosnim papirima u SAD-u.
- 2) 1934. do 1952. – tzv. faza početka profesionalizma. Uvedena je stroža kontrola nad računovodstvenim izvještajima tvrtki koje kotiraju na burzi. Osnivaju se regulatorna tijela za nadzor tržišnog natjecanja i poslovanja. Burza u New Yorku postaje predvodnik postavljanja standarda i viših kriterija poslovanja. Investitori počinju znanstveno pristupati analizi financijskih izvještaja tvrtki i vrijednosnica. Burze počinju privlačiti šire krugove budući da se skandali i neprofesionalizam vezani uz burzovno poslovanje smanjuju.
- 3) 1952 do danas. Kao početak ove faze može se uzeti jedan od najvažnijih trenutaka u suvremenoj analizi vrijednosnica i upravljanju portfolijima, a to je objavljivanje članka «Portfolio Selection» kojeg je objavio Harry M. Markowitz, 1952., a koji je nastao kao rezultat njegove doktorske disertacije. U svom radu predstavio je model optimalnog ulaganja u vrijednosne papire, tj. sastavljanja optimalnog portfolija u uvjetima tržišne neizvjesnosti. Dotadašnji pristup upravljanju portfolijom temeljio se je na fundamentalnoj analizi pojedinih vrijednosnica od kojih je sastavljen portfolio. Markowitz se je usredotočio na kombinirani učinak odnosa između povrata i rizika portfolija, te međuovisnosti pojedinačnih vrijednosnica koje čine portfolio.

2.1. Definicija moderne portfolio teorije

Prema Markowitzu, investitor koji sa sigurnošću poznaje buduće kretanje povrata na vrijednosnice, ulagati će samo u jednu vrijednosnicu – u onu koja ima najveći budući povrat (Markowitz, 1991, str.469). U takvoj nerealnoj situaciji rizik nije bitan čimbenik pošto se znaju budući povrati vrijednosnica, te bi svi racionalni investitori ulagali u samo jednu vrijednosnicu. U slučaju da više vrijednosnica ima istu vrijednost budućeg povrata, investitor nije stimuliran da diverzificira svoje ulaganje. Budući da u stvarnom svijetu investitori ne znaju budući povrat svojih ulaganja, Markowitz je zaključio da izbor vrijednosnice ne ovisi samo o njenom budućem povratu već i o njezinom riziku (Markowitz, 1991, str.470). I prije Markowitza postojali su teorijski modeli za donošenje investicijskih odluka koji su obraćali pozornost na očekivani povrat pojedine vrijednosnice, kao i na njezin rizik. Razlika između prijašnjih modela i Markowitzeva je

¹ Riječ portfolio je latinskog porijekla i označava novčanik

u tome što on prvi uključuje učinak diverzifikacije u donošenju odluke o investiranju. Dakle, osim dvije osnovne varijable, povrata (r) i rizika (σ), koje utječu na odluku o formiranju pojedinog portfolija, Markowitz u svom modelu uključuje i novu, treću varijablu – međuovisnost kretanja pojedinačnih vrijednosnica koje se nalaze unutar portfolija, tj. njihovu korelaciju (ρ). Uvođenjem ove varijable investitori sada mogu formirati nove portfolije koji im omogućuju veće povrate, uz isti rizik, ili iste povrate uz manji rizik, bez mijenjanja prve dvije varijable (r i σ).

2.2. Teorijske postavke moderne portfolio teorije

Pri ulaganju u pojedini vrijednosni papir rizik predstavlja mogućnost da investirana sredstva prinesu manju dobit od očekivane ili čak ostvare gubitak. Rizik portfolija predstavlja mogućnost da se ne ostvari planirani povrat na sredstva uložena u određeni portfolio vrijednosnica. Odstupanja vrijednosti oko njezine očekivane srednje vrijednosti, mogu se mjeriti varijancom i standardnom devijacijom.

Varijanca predstavlja sumu ponderiranih kvadrata odstupanja mogućih povrata oko očekivane srednje vrijednosti (Šošić, Serdar, 1994, str.61). Pondere predstavljaju vjerojatnosti nastupa svakog pojedinog povrata. Što su veća moguća odstupanja oko očekivane srednje vrijednosti i što je veća vjerojatnost njihova nastajanja varijanca će biti veća. Standardna devijacija je izražena u istim jedinicama u kojima je izražena i aritmetička sredina, stoga je standardna devijacija apsolutna mjera disperzije (Šošić, Serdar, 1994, str.63).

Za dobivanje varijance (σ^2) koristi se formula:

$$\sigma^2 = \sum_{i=1}^N (R_i - \bar{R})^2 \times p_i$$

gdje je:

σ^2 - varijanca,

R_i - moguća odstupanja (oscilacije) oko srednje vrijednosti,

\bar{R} - očekivana srednja vrijednost,

p_i - vjerojatnost nastupa određenog vrijednosti.

Standardna devijacija (σ) predstavlja drugi korijen iz varijance:

$$\sigma = \sqrt{\sum_{i=1}^N (R_i - \bar{R})^2 \times p_i}$$

σ - standardna devijacija

Standardna devijacija kao apsolutna mjera disperzije nije prikladna za uspoređivanje veličine disperzije dviju distribucija sa različitim brojčanim vrijednosnim obilježjima. Za takvu usporedbu treba koristiti relativnu mjeru disperzije kojom se eliminira utjecaj različite brojčane vrijednosti obilježja jedinica jednog i drugog uzorka. Relativna mjera

dispersije koja se bazira na standardnoj devijaciji je koeficijent varijacije (Šošić, Serdar, 1994, str.63.):

$$V = \frac{\sigma}{\bar{X}} \times 100$$

gdje je:

- V - koeficijent varijacije,
- σ - standardna devijacija,
- \bar{X} - aritmetička sredina uzorka.

Očekivana stopa povrata portfolija se izračunava kao ponderirana suma povrata pojedinih vrijednosnica koje čine portfolio. Udio pojedine vrijednosnice u portfoliju služio kao ponder:

$$E(R_{\text{port}}) = \sum_{i=1}^N X_i E(R_i)$$

gdje je:

- $E(R_{\text{port}})$ - očekivana stopa povrata na portfolio
- X_i - postotni udio vrijednosnice (i) u portfoliju
- $E(R_i)$ - očekivana stopa povrata vrijednosnice (i)

Varijanca portfolija se izračunava na slijedeći način:

$$\sigma^2 = \sum_{i=1}^N X_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N X_i X_j \sigma_i \sigma_j \rho_{ij}$$

gdje je:

- σ_i^2 - varijanca i-te vrijednosnice
- σ_i - standardna devijacija i-te vrijednosnice
- ρ_{ij} - koeficijent korelacije između stope povrata vrijednosnice (i) i (j)

Posljednji dio jednadžbe ($\sigma_i \sigma_j \rho_{ij}$) može se zamijeniti statističkim izrazom $\text{Cov}_{i,j}$ (kovarijanca), kako bi se pojednostavila jednadžba, budući da je:

$$\rho_{ij} = \frac{\text{Cov}_{i,j}}{\sigma_i \sigma_j}$$

Kovarijanca se dobiva slijedećom formulom (Berenson, Levine, 1996, str.733):

$$\text{Cov}_{i,j} = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N [(x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})]$$

Investitor koji je diverzificirao svoje ulaganje ne vodi računa o pojedinačnom riziku neke imovine, već o njenom učinku na rizičnost ukupnog portfolija (Bawa, Elton, Gruber, 1979, str.1042), (Bickel, 1969, str. 221). Kako standardna devijacija i varijanca mjere rizik neke imovine kad se promatra izolirano, potrebno je u procjeni korporacijskog rizika koristiti mjere koje vezuju jednu imovinu za drugu.

Kako bi se jednostavno predočio princip funkcioniranja moderne portfolio teorije u nastavku je dat kratki prikaz izračuna vrijednosti portfolija sastavljenog od dviju dionica A i B koji predočuje važnost razmatranja korelacije između vrijednosnica prilikom sastavljanja portfolija. Prikazana su dva ekstremna slučaja, slučaj u kojem su

dvije vrijednosnice savršeno negativno korelirane i slučaj kada su savršeno pozitivno korelirane. Očekivane stope povrata i vjerojatnosti njihova nastanka prikazane su u tablicama 1 i 2.

Tablica 1 – Izračun očekivane stope povrata i varijance za dionicu A

Stanje gospo – darstva	Vjerojatnost P_i	Povrat R_i	$P_i \times R_i$	$(R_i - \bar{R})^2 \times P_i$
Prosperitet	0,25	28 %	7,0	$(28-14)^2 \times 0,25 = 49,0$
Normalo	0,50	15 %	7,5	$(15-14)^2 \times 0,50 = 0,5$
Recesija	0,25	-2 %	-0,5	$(-2-14)^2 \times 0,25 = 64,0$
	1,00		14,0	113,5

Izvor: Izračun autora

Očekivani (prosječni) povrat dionice A je:

$$\bar{R}_A = \frac{\sum P_i \times R_i}{1} = \frac{14,0}{1} = 14\%$$

Varijanca mogućih povrata dionice A je:

$$\sigma^2 = \frac{\sum (R_i - \bar{R})^2 \times P_i}{1} = 113,5\%$$

Standardna devijacija: $\sigma = \sqrt{\sigma^2} = \sqrt{113,5} = 10,7\%$

Koeficijent varijacije: $V = \frac{\sigma}{R} \times 100 = \frac{10,7}{14} \times 100 = 76,4\%$

Tablica 2 – Izračun očekivane stope povrata i varijance za dionicu B

Stanje gospo – darstva	Vjerojatnost P_i	Povrat R_i	$P_i \times R_i$	$(R_i - \bar{R})^2 \times P_i$
Prosperitet	0,25	10 %	2,5	$(10-11,5)^2 \times 0,25 = 0,5625$
Normalo	0,50	13 %	6,5	$(13-11,5)^2 \times 0,50 = 1,1250$
Recesija	0,25	10 %	2,5	$(10-11,5)^2 \times 0,25 = 0,5625$
	1,00		11,5	2,2500

Izvor: Izračun autora

Očekivani povrat od dionice B je: $\bar{R}_B = 11,5\%$

Varijanca dionice B: 2,25%

Standardna devijacija: $\sqrt{2,25} = 1,5\%$

Koeficijent varijacije: $V = \frac{1,5}{11,5} \times 100 = 13,0\%$

Pod pretpostavkom da se isti iznos novca investira u dionicu A i u dionicu B, očekivani povrat portfolija je :

$$14\%(0,5) + 11,5\%(0,5) = 12,75\%$$

Vagana sredina pojedinačnih standardnih devijacija je:

$$10,7\%(0,5) + 1,5\%(0,5) = 6,1\%$$

Ovisno o različitim stanjima gospodarstva povrati na tako formirani portfolio bili bi – tablica 3:

Tablica 3 – Izračun očekivane stope povrata i varijance za portfolio sastavljen od dionica A i B

Stanje gospo – darstva	Vjero – jatnost P_i	Povrat na portfolio	$P_i \times R_i$	$(R_i - \bar{R})^2 \times P_i$
Prosperitet	0,25	19 %	$0,25 \times 19\% = 4,75$	$(19-12,75)^2 \times 0,25$
Normalo	0,50	14 %	$0,50 \times 14\% = 7,00$	$(14-12,75)^2 \times 0,50$
Recesija	0,25	4 %	$0,25 \times 4\% = 1,00$	$(4-12,75)^2 \times 0,25$
			12,75%	29,69

Izvor: Izračun autora

- Očekivani prosječni povrat na portfolio iznosi 12,75% i jednak je ranije izračunanoj ponderiranoj sredini povrata od pojedinačnih dionica.
- Varijanca portfolija je 29,69%, a standardna devijacija: $\sqrt{29,69} = 5,4\%$

Standardna devijacija portfolija (5,4%) manja je od vagane sredine standardnih devijacija pojedinih vrijednosnica A i B (6,1%). Ovo ukazuje na činjenicu da postoji treći faktor (osim rizika i povrata pojedine dionice unutar portfolija) koji nije uzet u obzir, a djeluje na smanjenje ukupnog rizika portfolija.

Razlog ovoj neusklađenosti je u tome što u vaganoj sredini standardnih devijacija nije uzeta u obzir veza ili korelacija između povrata dva vrijednosna papira.

Kovarianca između dviju investicija pokazuje:

- do kojeg stupnja se očekuje od njih da variraju zajedno jedna s drugom, umjesto da to čine odvojeno ili zasebno, odnosno
- da li povrati na te investicije zajedno padaju ili rastu i koliko je velika ta promjena.

- Koeficijent varijacije: $V = \frac{5,4}{12,75} \times 100 = 42,4\%$

U tablici 4 je dat izračun prosječnog povrata portfolija (50% dionica A i 50% dionica B) za petogodišnje razdoblje pod pretpostavkom savršene negativne koreliranosti ($\rho = -1$) njihovih povrata.

Tablica 4 – Prosječni povrat portfolija sastavljenog od dionica A i B za petogodišnje razdoblje

Godina	Povrat od dionice A (u %)	Povrat od dionice B (u %)	Povrat portfolija (u %)
1.	- 2	16	7
2.	2	12	7
3.	5	9	7
4.	3	11	7
5.	- 1	15	7
Ukupno	7	63	35

Izvor: Izračun autora

Očekivani prosječni povrat od dionice A:

$$\bar{R}_A = \frac{7}{5} = 1,4\%$$

Očekivani prosječni povrat od dionice B:

$$\bar{R}_B = \frac{63}{5} = 12,6\%$$

Očekivani prosječni povrat portfolija:

$$= \frac{35}{5} = 7\% \quad \text{ili} \quad 1,4(0,5) + 12,6(0,5) = 7\%$$

Stopa povrata na portfolio iznosi 7% i stabilna je tijekom petogodišnjeg razdoblja unatoč oscilacijama stopa povrata dionica A i B.

Provedenom diverzifikacijom postignuta je stabilizacija portfolija. Dobiveni portfolio zadržao je istu stopu povrata uz potpuno uklanjanje rizika, na što ukazuje usporedba iz tablice 5 gdje su izračunate varijance i standardne devijacije za dionice A i B, te tablice 6 gdje je izračunata varijanca i standardna devijacija portfolija.

Tablica 5 – Varijanca i standardna devijacija povrata za dionice A i B

Standardna devijacija za dionicu A

Godina	$(R_i - R_A)^2$
1.	$(-2 - 1,4)^2 = 11,56$
2.	$(2 - 1,4)^2 = 0,36$
3.	$(5 - 1,4)^2 = 12,96$
4.	$(3 - 1,4)^2 = 2,56$
5.	$(-1 - 1,4)^2 = 5,76$
Ukupno	33,20

Standardna devijacija za dionicu B

Godina	$(R_i - R_B)^2$
1.	$(16 - 12,6)^2 = 11,56$
2.	$(12 - 12,6)^2 = 0,36$
3.	$(9 - 12,6)^2 = 12,96$
4.	$(11 - 12,6)^2 = 2,56$
5.	$(15 - 12,6)^2 = 5,76$
Ukupno	33,20

$$\sigma_A^2 = \frac{33,20}{5} = 6,64$$

$$\sigma_A = \sqrt{6,64} = 2,5768 \%$$

$$\sigma_B^2 = \frac{33,20}{5} = 6,64$$

$$\sigma_B = \sqrt{6,64} = 2,5768 \%$$

Izvor: Izračun autora

Standardna devijacija povrata na portfolio izračunata kao ponderirana aritmetička sredina standardnih devijacija stopa povrata od te dvije vrste dionica bila bi:

$$2,5768(0,5) + 2,5768(0,5) = 2,5768 \%$$

To bi bila rizičnost portfolija dionica kada bi se zanemarila veza između povrata dionica A i B. U stvarnosti ovaj rezultat se može dogoditi na način da se unutar portfolija nalaze vrijednosnice koje su savršeno korelirane ($\rho = 1$), u tom slučaju ne bi došlo do pozitivnih učinaka diverzifikacije i rizik portfolija bi uistinu bio jednak ponderiranoj standardnoj devijaciji vrijednosnica koje čine taj portfolio.

Tablica 6 – Varijanca i standardna devijacija povrata portfolija:

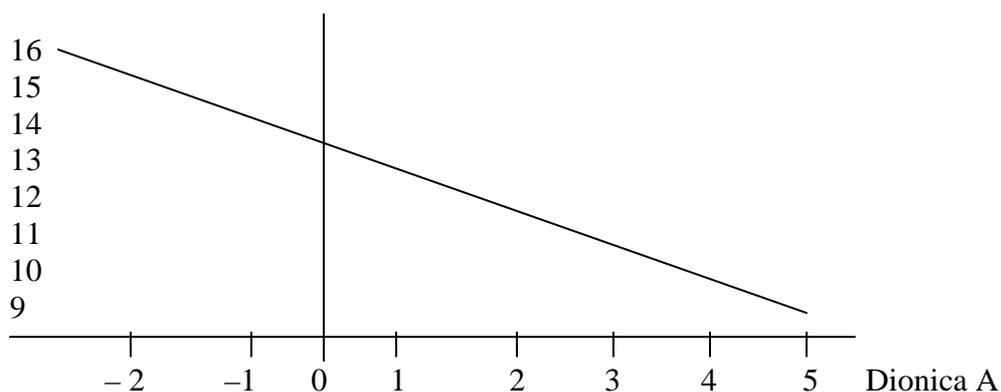
Godina	
1.	$(7 - 7)^2 = 0$
2.	$(7 - 7)^2 = 0$
3.	$(7 - 7)^2 = 0$
4.	$(7 - 7)^2 = 0$
5.	$(7 - 7)^2 = 0$
$\sigma^2_{(AB)} = \frac{0}{5}$	$\sigma_{(AB)} = 0$

Izvor: Izračun autora

Pad standardne devijacije posljedica je suprotnih kretanja stope povrata dviju dionica, na što ukazuje dijagram rasipanja – grafikon 1.

Grafikon 1 - Dijagram rasipanja stopa povrata dionice A i dionice B

Dionica B



Izvor: Tablica 4

Iz grafikona rasipanja vidljivo je da je rast stope povrata prve dionice praćen padom stope povrata druge dionice B i obratno.

Za konačnu potvrdu međusobne veze između dvije varijable računa se kovarijanca i koeficijent korelacije za te dvije varijable (Berenson, Levine, 1996, str.732), u ovom slučaju dionice A i B, što je prikazano u tablici 7.

Tablica 7 - Izračun kovarijance i koeficijenta korelacije dionica A i B

$R_{Ai} - \bar{R}_A$	×	$R_{Bi} - \bar{R}_B$	=	
(-2 - 1,4)	×	(16 - 12,6)	=	- 11,56
(2 - 1,4)	×	(12 - 12,6)	=	- 0,36
(5 - 1,4)	×	(9 - 12,6)	=	- 12,96
(3 - 1,4)	×	(11 - 12,6)	=	- 2,56
(-1 - 1,4)	×	(15 - 12,6)	=	- 5,76
				- 33,20

Izvor: Izračun autora

Međusobna kovarijanca dionica A i B iznosi

$$\text{Cov}_{A,B} = -33,20 / 5 = - 6,64$$

Koeficijent korelacije za dionice A i B iznosi:

$$\rho = \frac{- 6,64}{2,5768 \times 2,5768} = -1$$

Stope povrata dionice A i dionice B su savršeno negativno korelirane ($\rho = -1$).

U tablici 8 prikazano je izračunavanje prosječnog povrata portfolija (50% dionica A i 50% dionica B) za petogodišnje razdoblje pod pretpostavkom savršene pozitivne koreliranosti ($\rho = 1$) njihovih povrata.

Tablica 8 - Prosječni povrat portfolija za petogodišnje razdoblje

Godina	Povrat od dionice A (u %)	Povrat od dionice B (u %)	Povrat portfolija (u %)
1.	5,0	15,0	10,0
2.	4,0	12,0	8,0
3.	3,0	9,0	6,0
4.	3,1	9,3	6,2
5.	4,3	12,9	8,6
Ukupno	19,4	58,2	38,8

Izvor: Izračun autora

Povrat na portfolio u prvoj godini:

$$5\%(0,5) + 15\%(0,5) = 10,0\%$$

Prosječni povrati u petogodišnjem razdoblju:

Prosječni povrat od dionice A: $\bar{R}_A = 19,4 / 5 = 3,88 \%$

Prosječni povrat od dionice B: $\bar{R}_B = 58,2 / 5 = 11,64 \%$

Prosječni povrat portfolija:

$$R_p = 3,88(0,5) + 11,64 (0,5) = 7,76 \% \text{ ili } 38,8/5 = 7,76\%$$

Usporedba tablice 9, gdje su izračunate varijance i standardne devijacije za dionice A i B i tablice 10, gdje je izračunata varijanca i standardna devijacija portfolija pokazuje da zbog savršene pozitivne linearne veze tj. savršene pozitivne koreliranosti, nije došlo do pozitivnih učinaka diverzifikacije i do smanjenja ukupnog rizika portfolija.

Tablica 9 – Varijanca i standardna devijacija povrata za dionice A i B

Standardna devijacija za dionicu A:

Godina	$(R_i - \bar{R}_A)^2$
1.	$(5 - 3,88)^2 = 1,2544$
2.	$(4 - 3,88)^2 = 0,0144$
3.	$(3 - 3,88)^2 = 0,7744$
4.	$(3,1 - 3,88)^2 = 0,6084$
5.	$(4,3 - 3,88)^2 = 0,1764$
Ukupno	2,8228

$$\sigma_A^2 = \frac{2,8228}{5} = 0,5656$$

$$\sigma_A = \sqrt{0,5656} = 0,7521$$

Standardna devijacija za dionicu B:

Godina	$(R_i - \bar{R}_B)^2$
1.	$(15 - 11,64)^2 = 11,2896$
2.	$(12 - 11,64)^2 = 0,1296$
3.	$(9 - 11,64)^2 = 6,9696$
4.	$(9,3 - 11,64)^2 = 5,4756$
5.	$(12,9 - 11,64)^2 = 1,5876$
Ukupno	25,4520

$$\sigma_B^2 = \frac{25,4520}{5} = 5,0904$$

$$\sigma_B = \sqrt{5,0904} = 2,2562$$

Izvor: Izračun autora

Tablica 10 - Standardna devijacija povrata na portfolio za petogodišnje razdoblje:

Godina	Povrat na portfolio u pojedinoj godini umanjen za prosječni povrat portfolija
1.	$(10,0 - 7,76)^2 = 5,0176$
2.	$(8,0 - 7,76)^2 = 0,0576$
3.	$(6,0 - 7,76)^2 = 3,0976$
4.	$(6,2 - 7,76)^2 = 2,4336$
5.	$(8,6 - 7,76)^2 = 0,7056$
Ukupno	11,3120

Izvor: Izračun autora

$$\sigma_{(AB)}^2 = \frac{11,3120}{5} = 2,2624$$

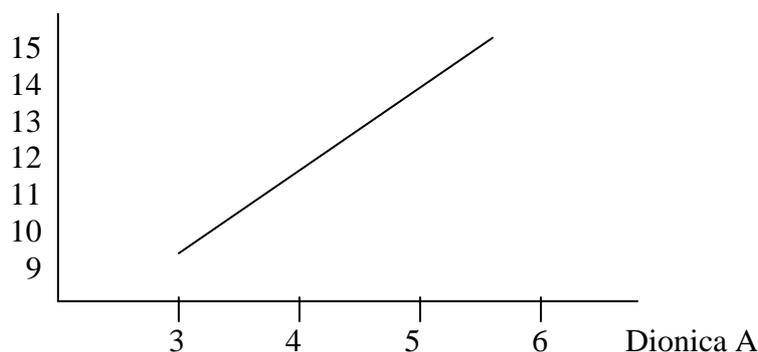
$$\sigma_{(AB)} = \sqrt{2,2624} = 1,5041$$

Standardna devijacija povrata portfolija od 1,5041 za petogodišnje razdoblje jednaka je ponderiranoj standardnoj devijaciji povrata od dionice A i dionice B ($0,7521 \times 0,5 + 2,2562 \times 0,5 = 1,5041$).

Prikazani dijagram rasipanja povrata dviju dionica na grafikonu 2 upućuje na jaku linearnu veza između povrata dionica A i B.

Grafikon 2 - Dijagram rasipanja stopa povrata dionice A i dionice B

Dionica B



Izvor: Tablica 8

Iz grafikona 2 je vidljiva linearna veza povrata dionice A i B, budući da je rast stope povrata dionice A praćen rastom stope povrata dionice B i obratno.

Izračun kovarijanca i koeficijenta korelacije za dionice A i B prikazan je u tablici 11.

Tablica 11 - Izračun kovarijanca i koeficijenta korelacije dionica A i B

Godina	$(R_{Ai} - R_A)$	\times	$(R_{Bi} - R_B)$	$=$	
1.	$(5 - 3,88)$	\times	$(15,0 - 11,64)$	$=$	3,7632
2.	$(4 - 3,88)$	\times	$(12,0 - 11,64)$	$=$	0,0432
3.	$(3 - 3,88)$	\times	$(9,0 - 11,64)$	$=$	2,3232
4.	$(3,1 - 3,88)$	\times	$(9,3 - 11,64)$	$=$	1,8252
5.	$(4,3 - 3,88)$	\times	$(12,9 - 11,64)$	$=$	0,5292
Ukupno					8,4840

Izvor: Izračun autora

Međusobna kovarijanca dionica A i B iznosi:

$$\text{Cov}_{A,B} = 8,4840 / 5 = 1,6968$$

Koeficijent korelacije za dionice A i B iznosi:

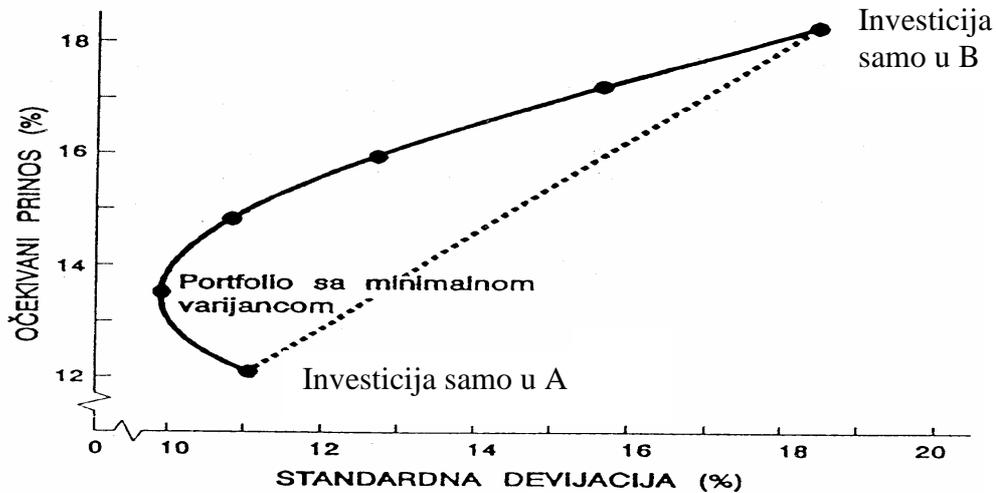
$$\rho = \frac{1,6968}{0,7521 \times 2,2562} = 1$$

Jaka pozitivna linearna veza, tj. savršena pozitivna koreliranost ($\rho = 1$) povrata između dionice A i dionice B onemogućava pozitivne učinke diverzifikacije i smanjenje rizika portfolija.

Diverzifikacija portfolija u slučaju potpune pozitivne koreliranosti ne smanjuje rizičnost portfolija u odnosu na ponderiranu rizičnost pojedinih vrijednosnica. Dva prikazana ekstrema, gdje se pojavljuje savršeno negativna i savršeno pozitivna korelacija između dvije vrijednosnice rijetko se nalaze u stvarnom svijetu, pa se u stvarnosti vrijednosnice nalaze između ova dva ekstrema i to najčešće između koeficijenata korelacije 0 i +1.

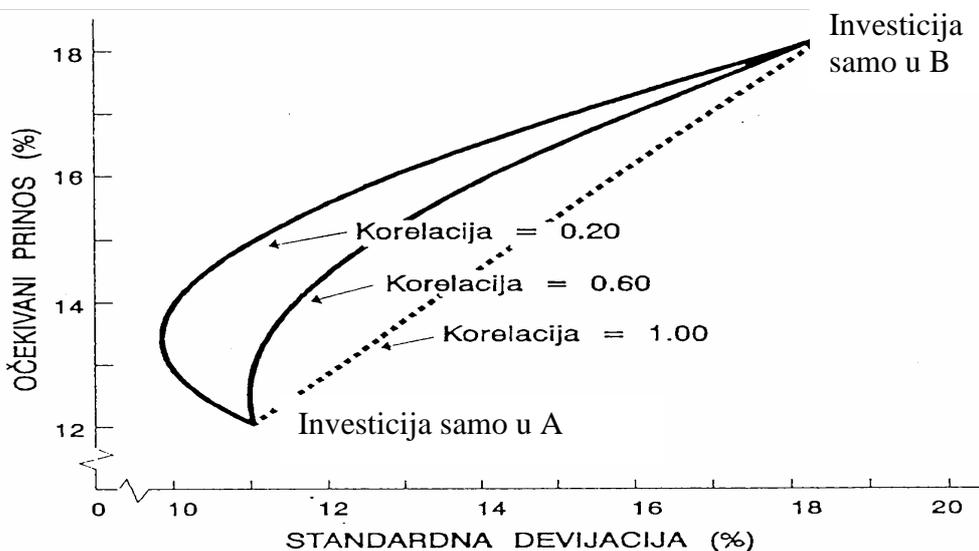
Na slici 1 i 2 prikazani su učinci različitih koeficijenata korelacije dvije vrijednosnice na povrat i rizik portfolija.

Slika 1 - Skupovi mogućih portfolija u slučaju investiranja u dvije vrijednosnice uz različite koeficijente korelacije



Izvor: Van Horne C. James: Financijsko upravljanje i politika. Zagreb, Mate, 1993. str. 58.

Slika 2 - Skupovi mogućih portfolija sastavljenih od dvije vrijednosnice uz različite koeficijente korelacije



Izvor: Van Horne C. James: Financijsko upravljanje i politika. Zagreb, Mate, 1993. str. 59.

2.3. Uloga i značaj moderne portfolio teorije

Moderna portfolio teorija nudi rješenje racionalnim investitorima kako da sastave svoj portfolio. Uvažavajući investitorovu averziju prema riziku i želju za što većim profitom,

može se reći da moderna portfolio teorija ima za cilj minimizirati rizik i maksimizirati povrat.

Moderna portfolio teorija se zasniva na četiri temeljne pretpostavke (Elton, Gruber, 1991, str.3-8, 21-24):

- 1) Investitori imaju averziju prema riziku.
- 2) Funkcija korisnosti određuje ponašanje investitora.
- 3) Investitori se ponašaju racionalno.
- 4) Pri odluci o investiranju, portfolio kao cjelina je odlučujući čimbenik, a ne pojedinačna vrijednosnica unutar njega.

Ad 1) Svi investitori imaju averziju prema nepotrebnom riziku i preferiraju sigurnost. S obzirom na preferenciju rizika razlikuju se tri osnovna oblika funkcije korisnosti (Prohaska, 1996, str.61):

- Konkavna funkcija korisnosti; karakteristična za osobe koje izbjegavaju rizik (risk averse).
- Konveksna funkcija korisnosti; karakteristična za osobe koje su sklone riziku (risk seekers).
- Linearna funkcija korisnosti; karakteristična za osobe koje su indiferentne u odnosu na rizik tj. rukovode se jedino maksimalnim očekivanim povratom (risk neutral).

Moderna portfolio teorija pretpostavlja da investitori imaju konkavnu funkciju korisnosti tj. da su risk averse. Takav će investitor između dvije vrijednosnice s istom stopom povrata uvijek izabrati onu sa manjim rizikom.

Ad 2) Investitorov izbor portfolija iz ponuđenog skupa mogućih, omogućava funkcija preferencije tj. funkcije korisnosti. Korisnost predstavlja koncept kojim se iskazuje stupanj zadovoljstva što ga investitor ima od ulaganja u neki oblik imovine (u određeni portfolio). Svaki investitor je različit i ima različitu korisnost od istog ulaganja. Investitoru mogu različite kombinacije rizika i povrata biti jednako privlačne. Kada se u koordinatni sustav unesu točke koje označavaju takve izbore investitora njihovim spajanjem dobije se krivulja indiferencije (krivulje koje prikazuju jednako poželjne točke odnosa povrata i rizika za investitora). Na ovaj način dobivena funkcija naziva se funkcija korisnosti (Elton, Gruber, 1991, str.198)

Racionalni investitor će izabrati onaj portfolio koji za njega ima najvišu funkciju korisnosti. Iznos povrata koji očekuje investitor je kriterij prema kojem će uspoređivati i vršiti izbor između dvije ili više investicija. Ukoliko se sa W označi ishod, sa $U(W)$, vrijednost tog ishoda, a sa $P(W)$ vjerojatnost nastupa poželjnog ishoda, očekivana vrijednost funkcije korisnosti $E(U)$, biti će (Elton, Gruber, 1991, str.194) :

$$E(U) = \sum_w U(W)P(W)$$

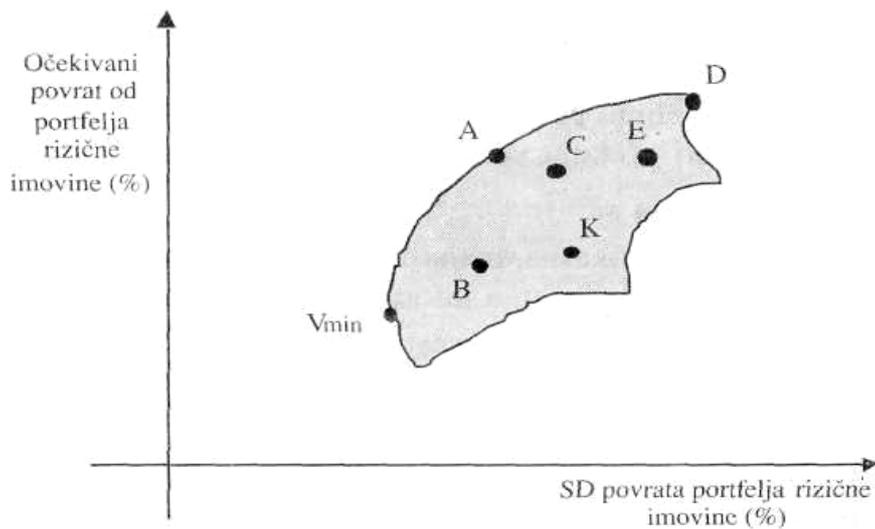
Budući da funkcija korisnosti ovisi i o vjerojatnosti nastanka određenog događaja, što se može promatrati i kao rizik, može se zaključiti da je korisnost funkcija, povrata i rizika tj. standardne devijacije njegove investicije (Prohaska, 1996, str.60).

$$E(U) = f(R, \sigma)$$

Važna karakteristika funkcije korisnosti jest da je ona jedinstvena sve do pozitivne linearne transformacije. To znači da vršenje bilo koje matematičke operacije na pozitivnu konstantu unutar zadane forme funkcije korisnosti ne mijenja izbor investitora. Ova karakteristika funkcije korisnosti koristi se u financijskom posredništvu. Budući da se investitori ponašaju na točno određeni način prilikom donošenja odluke o ulaganju, proizlazi da će izbor optimalnog portfolija za pojedinog investitora prema teoremu očekivane korisnosti biti sukladan njegovom izboru pri izboru pojedinih vrijednosnica. Investitora se može promatrati u jednostavnim situacijama izbora (izbor između dvije vrijednosnice), te se na taj način spoznati njegova funkcija korisnosti. Tako implicitno utvrđenu funkciju korisnosti investitora može se primijeniti i na rješavanje složenijih problema, kao što je izbor optimalnog portfolija.

Ad 3) Investitor se ponaša racionalno ukoliko uvijek izabire opciju koja mu nudi više, a ukoliko mu dvije opcije nude isto, izabire onu koja je manje rizična. Kod kreiranja portfolija koji ima više od dvije mogućnosti ulaganja u rizičnu imovinu, raspoložive investicijske mogućnosti se grafički mogu predočiti osjenčanim područjem što je prikazano na slici 3.

Slika 3 - Markowitzev model portfolio managementa



Izvor: Van Horne C. James: Financijsko upravljanje i politika. Zagreb, Mate, 1993. str.65.

Prema Markowitzu, polazeći samo od mogućnosti investiranja u rizičnu imovinu, efikasan skup je gornji dio oboda skupa investicijskih mogućnosti.

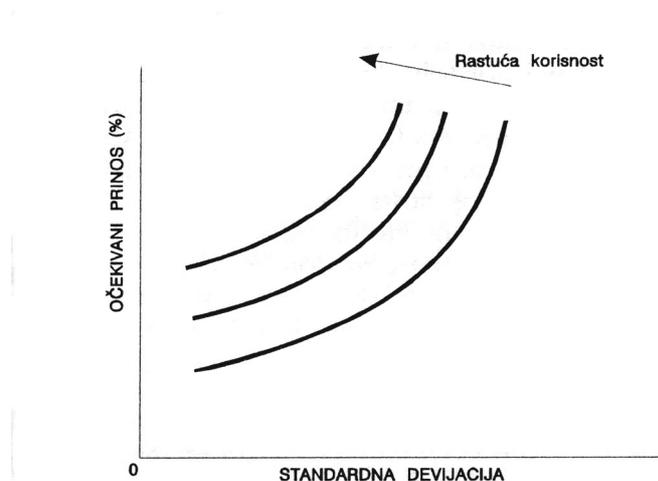
Portfoliji na efikasnom pravcu - dio oboda skupa investicijskih mogućnosti od portfolija V_{min} do portfolija D - dominiraju svim ostalim kombinacijama vrijednosnica u osjenčanom području, jer imaju višu stopu povrata uz istu ili nižu standardnu devijaciju (varijancu) u odnosu na ostale portfolije. Markowitz je utvrdio da investitori izabiru portfolije koje se nalaze u efikasnom skupu jer dominiraju nad drugim portfolijima iz skupa mogućnosti ulaganja u rizičnu imovinu. Investitori izabiru različite portfolije s

pravca efikasnosti ovisno o vlastitim preferencijama rizika. Za portfolio se može reći da je efikasan samo ako ne postoji drugi portfolio koji ima:

- veću očekivanu stopu povrata i manju standardnu devijaciju,
- veću očekivanu stopu povrata i istu standardnu devijaciju ili
- istu očekivanu stopu povrata i manju standardnu devijaciju.

Najbolja kombinacija očekivane stope povrata i standardne devijacije ovisi o investitorovoj funkciji korisnosti. Grafički prikaz funkcije korisnosti dat je na grafikonu 3. Nastale krivulje se nazivaju krivulje indiferencije², tj. investitor je indiferentan pri odabiru kombinacije očekivanog povrata i standardne devijacije uzduž pojedine krivulje. Racionalni investitor teži izboru portfolija s najviše moguće krivulje indiferencije.

Grafikon 3 – Krivulje indiferencije



Izvor: Autor

Ad 4) U promatranju portfolija nisu toliko bitne pojedine vrijednosnice i njihove karakteristike, već njihova međusobna interakcija. Doprinos varijance pojedine vrijednosnice sveukupnoj varijanci portfolija približava se nuli, kako se broj vrijednosnica u portfoliju povećava. Za razliku od varijance doprinos kovarijance pojedine vrijednosnice se približava prosječnoj kovarijanci kako se broj vrijednosnica u portfoliju povećava. Pojedinačni³ rizik vrijednosnice se može diverzificirati, ali se sistemski rizik nastao zbog kovarijanci između vrijednosnica ne može ukloniti diverzifikacijom (Fabozzi, Modigliani, Ferri, 1994, str.266).

Ova tvrdnja jasno je vidljiva iz slijedeće jednadžbe (Elton, Gruber, 1991, str.36):

$$\sigma^2_p = \frac{1}{N}(\sigma^2_i - \bar{\sigma}_{kj}) + \bar{\sigma}_{kj}$$

gdje je:

σ^2_p – varijanca portfolija

σ^2_i – varijanca povrata pojedine vrijednosnice

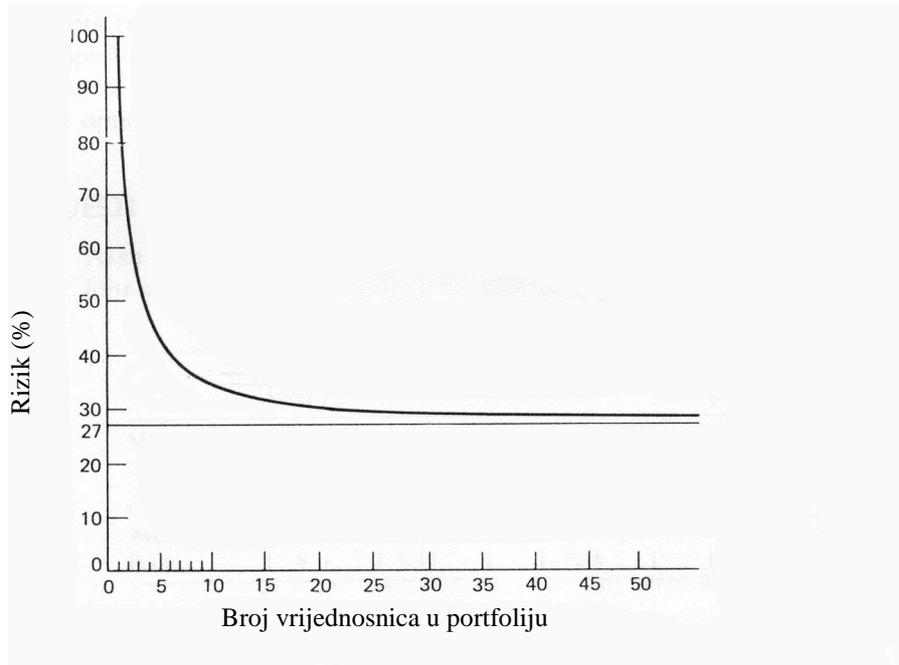
$\bar{\sigma}_{kj}$ – prosječna kovarijanca između pojedinačnih vrijednosnica

² Krivulje koje prikazuju jednako poželjne točke odnosa povrata i rizika za investitora

³ Nesistemski rizik

Minimalna varijanca se može dobiti u portfolijima s velikim brojem vrijednosnica i jednaka je prosječnoj kovarijanci između svih vrijednosnica u portfoliju. Kako se sve više vrijednosnica dodaje u portfolio smanjuje se razlika između prosječnog rizika i prosječne kovarijance vrijednosnica, kao što je vidljivo iz grafikona 4.

Grafikon 4 – Utjecaj broja vrijednosnica u portfoliju na rizik portfolija



Izvor: Elton J.Edwin, Gruber J.Martin: Modern Portfolio Theory and Investment Analysis. New York, John Wiley & Sons, 1991. str. 36.

2.4. Doprinos moderne portfolio teorije

Markowitzeva moderna portfolio teorija predstavlja najznačajniju inovaciju 20. stoljeća na području investiranja i upravljanja portfolijem vrijednosnih papira. Prije moderne portfolio teorije smatralo se je da svaku dionicu treba analizirati putem fundamentalne analize i u portfolio uvrstiti one koji posjeduju potencijal rasta. Moderna portfolio teorija prva je dala generalizirani pristup upravljanju portfolijem vrijednosnica. Osigurala je jedinstvenu platformu za promatranje i ocjenu pojedinih investicija. Koncept je teorijski jednostavan i empirijski dokazan kao pouzdan u normalnim tržišnim uvjetima. Moderna portfolio teorija je omogućila da se osim razmatranja očekivanog povrata i rizika pojedine vrijednosnice u svrhu formiranja optimalnog portfolija, uzme u obzir i treći bitan element, međusobna koreliranost vrijednosnica unutar portfolija. Novi, treći element pokazao se je od presudne važnosti za formiranje optimalnog portfolija. Korištenjem učinka diverzifikacije i moderne portfolio teorije investitori mogu kreirati portfolije, koji su istovremeno i profitabilniji i nose manji rizik (Cohen, Pogue, 1967, str.185). Koncept diverzifikacije pridonio je povećanju ulaganja u inozemstvo, budući da su investitori započeli međunarodno diverzificirati svoje portfolije. Investiranjem na različita svjetska tržišta moguće je postići veću diverzifikaciju nego što je to moguće investiranjem u samo jednoj zemlji (Van Horne, 1996, str.64).

2.5. Kritike moderne portfolio teorije

Iako su zasluge i prednosti moderne portfolio teorije mnogobrojne, njene kritike su jednako tako bitne i indikativne na potencijalne probleme koji mogu nastati njenom primjenom.

Moderna portfolio teorija pojednostavljuje realnost u mnogim stvarima. Izbor optimalnog portfolija se ne promatra kao kontinuirani proces praćenja promjena i prilagođavanja portfolija kroz vrijeme, već kao odluka koju treba donijeti jednokratno (Grinold, 1999, str.2). Dodatni nedostatak moderne portfolio teorije jest činjenica da se pri izboru optimalnog portfolija, transakcijski troškovi ne uzimaju u obzir (Zhong-Fei et al. 2001, str.599), (Donohue, Yip, 2003, str.50). Kada se formiraju portfoliji na područjima tranzicijskih zemalja važna činjenica koju ne poštuje moderna portfolio teorija jest relativno niska i promjenjiva likvidnost vrijednosnica. Pretpostavka o relativnoj stabilnosti koeficijenta korelacije između vrijednosnica i konstantnoj volatilnosti vrijednosnica (Elton, Gruber, Padberg, 1976, str.1350), nije realna pretpostavka za tranzicijska tržišta.

Postoje mnogobrojna regulatorna ograničenja, ekonomski, sociološki i politički razlozi koji sprječavaju adekvatnu međunarodnu diverzificiranost. Primjenu moderne portfolio teorije ozbiljno ugrožavaju i slijedeći čimbenici koji su prisutni u tranzicijskim zemljama: plitko tržište, niska likvidnost, problem pouzdanosti informacija i financijskih izvještaja, funkcioniranje pravne države, transparentnost tržišta, nepredviđene oscilacije povrata, ne uzimanje u obzir gospodarskih kretanja, kretanja unutar pojedine grane, promjene valutnih tečajeva, te mnogi drugi čimbenici.

Operativne kritike koje se mogu pripisati modernoj portfolio teoriji su slijedeće:

- 1) Problemi u procjeni podataka koji su potrebni za izračun (posebice korelacijske matrice) (Elton, Gruber, Padberg, 1976, str.1341).
- 2) Vrijeme i novac potrebni za prikupljanje podataka i stvaranje efikasnih portfolija.
- 3) Problem optimizacije ne predstavlja linearno programiranje već kvadratno (Bawa, Elton, Gruber, 1979, str.1042).
- 4) Problem u naobrazbi ljudi, posebice portfolio managera da osim očekivanog povrata i rizika pojedine vrijednosnice uzimaju u obzir i njenu korelaciju s ostalim vrijednosnicama koje čine portfolio.
- 5) Mnogi ulagači ne slijede principe racionalnog ponašanja i u složenim situacijama ne ponašaju se na isti način kao i kod jednostavnih (Mishkin, 2004, str.148). Sam Markowitz priznaje da ne postoji čovjek koji zna svoju funkciju korisnosti (Markowitz, 1991, str. 475).

Među najznačajnijim kritikama koje se iznose u svezi moderne portfolio teorije jest ona da pri financijskim krizama koeficijenti korelacije konvergiraju ka jedan (Campbell, Koedijk, Kofman, 2002, str.92), (Jorion, 2001, str.4), te nestaju prednosti diverzifikacije i rizik portfolija postaje jednak jednostavnoj ponderiranoj sumi pojedinačnih rizika vrijednosnica od kojih je sastavljen. Zabilježeno je, da čak i na razvijenim tržištima, u situacijama bez značajnih financijskih šokova može doći do relativno naglih promjena koeficijenta korelacije (Herold, 2003, str.64).

3. FORMIRANJE OPTIMALNOG PORTFOLIJA NA HRVATSKOM TRŽIŠTU DIONICA

Optimalni portfolio predstavlja svaki portfolio koji se nalazi na efikasnoj granici. Izbor jednog portfolija između više optimalnih portfolija za pojedinog ulagača ovisi isključivo o njegovoj funkciji korisnosti, tj. njegovoj averziji prema riziku i/ili želji za većim profitom. Budući da je funkcija korisnosti u samoj osnovi izbora optimalnog portfolija, a upravo na njen koncept i način određivanja postoje brojne kritike, sasvim je razumno da optimalni portfolio koji izabere autor kao svoj optimum neće biti jednako privlačan drugim osobama. U nastavku je prikazan izbor optimalnog portfolija prema klasičnim postavkama moderne portfolio teorije.

3.1. Hrvatsko tržište kapitala

Financijsko tržište predstavlja skup odnosa ponude i potražnje za financijskim sredstvima. Hrvatska je tranzicijska zemlja čija je najznačajnija karakteristika promjenjivost okoline, što se očituju u svim aspektima gospodarskog života države, pa tako i na financijskim tržištima. Hrvatska je od osamostaljenja prošla kroz značajne strukturne promjene. Najznačajnije promjene se odnose na zamjenu društvenog, privatnim vlasništvom, zamjenu socijalizma kapitalizmom i tržišnom ekonomijom, te osnivanje i nastanak novih do tada nepoznatih financijskih institucija i oblika ulaganja. Slaba razvijenost tržišta kapitala posljedica je političkih, socioloških i ekonomskih čimbenika. Glavni razlozi slabe razvijenosti hrvatskog tržišta kapitala, kao i gospodarstva općenito su: rat koji je gotovo pet godina pustošio Hrvatskom, loše provedena privatizacija, svojevrsna izoliranost od nekih dijelova međunarodne zajednice itd. Osnovna karakteristika hrvatskog financijskog tržišta kao i financijskih tržišta ostalih zemalja u tranziciji⁴ je slaba razvijenost i nelikvidnost, te snažna premoć banaka i institucija kredita i oročenih depozita nad svim ostalim financijskim institucijama i oblicima zaduživanja ili investiranja. To znači da je i dalje osnovni oblik zaduživanja poslovnih subjekata u Hrvatskoj bankovni kredit, a stanovništvo ne ulaže u vrijednosne papire, pa čak niti u državne obveznice, nego svoju štednju plasira u obliku depozita na bankovne račune. Provedenom privatizacijom su najveće i najkvalitetnije banke prešle u ruke stranaca (Jurman, 2005, str.2), tako da je na kraju 2003. godine 91,0% (Bilten o bankama 8, 2004, str.14) bankovne aktive Hrvatske bilo u stranim rukama. Strane banke su zadovoljne svojim monopolskim statusom u Hrvatskoj, pa im nije u interesu razvijati hrvatsko tržište kapitala.

U svijetu se smatra da su ulaganja u tranzicijske zemlje veoma rizična, ali potencijalno veoma isplativa, te nude prednosti diverzifikacije. Investitori u tranzicijske zemlje posebno su oprezni zbog nepredvidivih i brzih promjena političke situacije, zakona vezanih uz zaštitu vjerovnika i ulagača, regulatornih ograničenja⁵, te promjena u valutnim tečajevima. Ostali bitni čimbenici za inozemne investitore jesu: upitno funkcioniranje pravne države, korumpiranost, nepouzdanost informacija, plitko i nelikvidno tržište.

Hrvatsko tržište kapitala može se podijeliti na dva osnovna dijela; tržište dužničkih vrijednosnih papira i tržište vlasničkih vrijednosnih papira. Na području Republike

⁴ IMF svrstava slijedeće zemlje u zemlje u tranziciji: Bugarska, Rumunjska, Češka, Slovačka, Hrvatska, Slovenija, Estonija, Latvija, Litva, Ukrajina, Rusija, Mađarska i Poljska.

⁵ Primjer Slovenije i «skrbniških» računa koji su uvedeni za strane investitore

Hrvatske postoje dva tržišta kapitala i to: Zagrebačka burza, glavna hrvatske burza i Varaždinska burza⁶.

3.1.1. Hrvatsko tržište dužničkih vrijednosnih papira

Dužnički vrijednosni papiri predstavljaju vrijednosnice koje svojem vlasniku daju pravo na isplatu kamata, ali ne i pravo nad vlasništvom izdavatelja (Marrison, 2002, str.51). Od dužničkih vrijednosnih papira, na hrvatskim burzama se trguje preferencijalnim dionicama, obveznicama i komercijalnim zapisima. Obveznicama i komercijalnim zapisima se trguje samo na Zagrebačkoj burzi, dok se preferencijalnim dionicama trguje na obje burze. Udio preferencijalnih dionica i komercijalnih zapisa u ukupnom volumenu dužničkih vrijednosnica je zanemariv u odnosu na obveznice. Tržište obveznica je započelo trgovinom u dvije državne obveznice (JDA i JDB), a danas se trguje većim brojem obveznica, kako državnih tako i korporativnih. Iako je proteklih godina rastao volumen trgovine obveznicama, od 2003. godine bilježi se ponovni pad prometa, tako da se tržište i dalje može smatrati plitkim i relativno nelikvidnim. Iako volumen trgovine obveznicama kontinuirano premašuje volumen trgovine u dionicama, bilježi se značajan pad volumena na godišnjoj razini, što je vidljivo iz tablice 12. Većina trgovine odvija se među institucionalnim ulagačima, što je i za očekivati zbog niskog standarda hrvatskih građana i slabe razine poznavanja financijskih tržišta i instrumenata.

3.1.2. Hrvatsko tržište vlasničkih vrijednosnih papira

Dionice predstavljaju udjele vlasništva u tvrtki koja ih je izdala. Osim prava na glas na glavnoj skupštini, imalac dionice ima pravo i na dio profita koji ostaje tvrtki nakon što se sve tekuće obveze podmire. Tržište vlasničkih vrijednosnih papira tj. dionica tvrtki, relativno je nerazvijeno i nelikvidno, s rijetkim izuzetcima. Mnoge tvrtke izdaju više serija dionica koje su zasebno kotiraju. Ovakvo stanje doprinosi smanjenju povrata na pojedinu dionicu, budući da se likvidnost dijeli između svih serija pojedine dionice. Trgovanjem dionica uglavnom dominiraju dionice iz prve kotacije, Pliva i Podravka, a u posljednje vrijeme i bivši PIF-ovi⁷, posebice SN Holding i Dom holding. U drugoj polovici 2004. godine bilježi se stalan rast prometa dionica posebice na tržištu javnih dioničkih društava na obje hrvatske burze, što je vidljivo iz povećanih volumena trgovanja u tablicama 13 i 17. Ovaj nagli rast može se pripisati procesu konsolidacije u turističkom sektoru, te rješavanjem sporova između Hrvatskog fonda za privatizaciju (HFP) i bivših PIF-ova. Unatoč snažnom rastu oba tržišna indeksa (indeks Varaždinske burze VIN porastao je od početka 2004. godine do 29.10.2004. sa 612,8 na 1291,3 boda tj. za 110,72%, čime je postao najbrže rastući dionički indeks u regiji (<http://www.vse.hr/vijesti>, 30.10.2004.)), dionice hrvatskih tvrtki i dalje su značajno podcijenjene u odnosu na dionice iz razvijenijih zemalja, što se očituje u relativno niskom odnosu tržišne cijene dionice i zarade po dionici (P/E omjer) što ukazuje na snažan potencijal njihovog daljnjeg rasta (Ilmanen, 2003, str.15), (Bourguignon, de Jong, 2003, str.71).

⁶ OTC (over-the-counter) tržište

⁷ Privatizacijski investicijski fond

3.1.3. Zagrebačka burza

Zagrebačka burza je osnovana kao nevladina i neprofitna organizacija od strane 25 banaka i osiguravajućih društava 1991. godine. Zagrebačka burza ima tri kotacije: Službeno tržište (bivša Kotacija I), Tržište JDD (bivša Kotacija JDD) i Usporedno tržište (bivša Kotacija TN). Malen broj tvrtki, ukupno 4, koje kotiraju na službenom tržištu može se objasniti strogim uvjetima uključivanja. Zagrebačka burza je glavna hrvatska burza, te se na njoj osim dionicama trguje i obveznicama i komercijalnim zapisima.

Zagrebačka burza započela je s izračunom CROBIS-a, službenog obvezničkog indeksa Zagrebačke burze od 01. listopada 2002. Bazna vrijednost indeksa iznosi 100 bodova i predstavlja cjenovni indeks ponderiran tržišnom kapitalizacijom. Obujam trgovanja u prošlosti bio je veoma slab zbog velike nelikvidnosti, a od tada volumen trgovanja kontinuirano raste. Najviše se trguje državnim obveznicama Republike Hrvatske.

Razlozi loše likvidnosti i niskog volumena na hrvatskim burzama mogu se objasniti kombiniranim utjecajem nekoliko čimbenika (Prohaska, Olgić-Draženović, 2003, str.300):

- 1) tvrtke mogu dobiti jeftinije kredite nego što ih košta proces izdavanja obveznica,
- 2) država nije uspjela u poticaju da se dionička društva uvrste u kotacije burzi,
- 3) uprave tvrtki ne žele javno objavljivati svoja poslovna izvješća, kako bi od države, zaposlenika i poslovnih partnera skrivali svoje poslovne rezultate,
- 4) strah uprava tvrtki od gubitka kontrole nad tvrtkom zbog trgovanja dionicama s pravom glasa na burzi,
- 5) postojanje dvije nacionalne burze u relativno maloj državi.

CROBEX je naziv službenog dioničkog indeksa Zagrebačke burze. Burza ga je počela objavljivati 1. rujna 1997. godine. Bazni datum je 1. srpnja 1997. godine, a bazna vrijednost 1.000 bodova.

CROBEX je indeks vagane tržišne kapitalizacije dionica koje ulaze u njegov sastav, pri čemu je težina pojedine dionice ograničena na maksimum od 35% vrijednosti indeksa. Ukoliko se nekom od dionica koje sačinjavaju indeks CROBEX nije trgovalo predmetnog dana, uzima se prethodna zadnja cijena iste dionice.

CROBEX se računa kontinuirano tijekom trgovine koristeći zadnje cijene dionica, pomoću slijedeće formule:

$$I_t^j = \frac{M^j(t) \times 1.000}{K_T \times M(0)}$$

I_t^j - vrijednost CROBEX indeksa na dan (t) i u vrijeme (j)

$M^j(t)$ - tržišna kapitalizacija dionica koje ulaze u CROBEX na dan (t) i u vrijeme (j)

$M(0)$ - tržišna kapitalizacija na bazni datum = 12.942.773.686

K_T - faktor prilagođavanja baze indeksa na dan revizije = 1,1101848

Posljednja promjena sastava CROBEX-a dogodila se 20. rujna 2004. kada su u sastav indeksa uključene dionice Dom holdinga d.d. i Belišća d.d.

Trenutno CROBEX indeks sačinjavaju redovne dionice dvanaest tvrtki, što je prikazano u tablici 12:

Tablica 12 – Dionice u sastavu CROBEX indeksa na dan 29.10.2004.

Tvrtka	Simbol	Broj dionica koje ulaze u sastav indeksa
Belišće d.d.	BLSC-R-A	1.164.312
Croatia osiguranje d.d.	CROS-R-A	307.598
Dom holding	KORF-R-A	8.113.359
Ericsson Nikola Tesla d.d.	ERNT-R-A	1.331.650
Istraturist d.d.	ISTT-R-A	4.674.995
Končar Elektroindustrija d.d.	KOEI-R-A	2.517,053
Kraš d.d.	KRAS-R-A	1.357.690
Privredna banka Zagreb d.d.	PBZ-R-A	16.660.000
Plava laguna d.d.	PLAG-R-A	546.318
Pliva d.d.	PLVA-R-A	10.364.516
Podravka d.d.	PODR-R-A	5.406.696
Riviera Holding d.d.	RIVP-R-A	3.653.517

Izvor: <http://www.zse.hr>, 30.10.2004.

Uvjeti za uključenje u indeks CROBEX koje dionice trebaju zadovoljiti jesu:

- likvidnost – dionicama se trgovalo u više od 75% ukupnog broja dana u promatranom razdoblju ili se nalaze među prvih 25% rangiranih prema broju trgovinskih dana,
- kotiraju na burzi više od šest mjeseci,
- tržišna kapitalizacija veća je od medijana tržišne kapitalizacije redovnih dionica na zadnji dan promatranog razdoblja.

Revizija indeksa obavlja se, po završetku trgovine, trećeg petka u mjesecu ožujku i rujnu te se primjenjuje od slijedećeg trgovinskog dana. Dionice ostaju uključene u indeks ukoliko se njima trgovalo najmanje 50% ukupnog broja trgovinskih dana ili se nalaze među prvih 25% dionica rangiranih prema broju trgovinskih dana u šestomjesečnom razdoblju. Ukoliko dionica tijekom prve revizije ne zadovolji navedeni uvjet njena će se težina smanjiti za 50% u slijedećem razdoblju. Dionica koja u dva uzastopna razdoblja ne zadovolji navedeni uvjet biva isključena iz indeksa. U slučaju izvanrednih događaja, u razdoblju između dviju redovitih revizija, koji mogu utjecati na realnost i vjerodostojnost indeksa, Komisija za indeks može izvršiti izvanrednu reviziju načina izračunavanja indeksa CROBEX i isključiti određenu dionicu iz indeksa.

Pod izvanrednim događajem se smatra:

- izvanredni korporativni događaj (npr. stečaj ili likvidacija društva, povećanje ili smanjenje temeljnog kapitala društva, preuzimanje društva, spajanja i pripajanja društva),
- ukidanje uvrštenja određenog vrijednosnog papira,
- dugotrajna suspenzija trgovine pojedinim vrijednosnim papirom.

Kako bi se osigurala vremenska usporedivost indeksa, baza indeksa se prilagođava prilikom uključivanja novih dionica u indeks, odnosno isključivanja postojećih dionica iz indeksa kao i uslijed promijene broja izdanih dionica koje ulaze u sastav indeksa.

U tablicama 13, 14 i 15 dati su opći podaci koji ilustriraju volumen prometa obveznicama i dionicama na Zagrebačkoj burzi za drugo tromjesečje 2003. i 2004.

godine. U svim aspektima trgovanja primjetan je značajan rast volumena i likvidnosti, što upućuje na perspektivnost hrvatskog tržišta i sve jače uključivanje institucionalnih ulagača, ali i građanstva na hrvatska financijska tržišta.

Tablica 13 – Podaci o trgovanju na Zagrebačkoj burzi za drugo tromjesečje 2003. i 2004. godine

U kunama

	I – IX 2003.	I – IX 2004.	Promjena (%)
Redovni promet:			
Dionice	360.718.941	604.834.165	67,7
Obveznice	106.011.427	73.876.462	-30,3
Prava	4.223.325	603.600	-85,7
Prijavljeni promet	228.571.596	673.706.131	194,7
Institucionalni promet	2.384.120.790	5.262.236.685	120,7
Sveukupno	3.090.846.680	6.615.257.043	114,0
Redovni volumen:			
Dionice	1.539.830	2.421.429	57,3
Obveznice	63.119.890	24.075.964	-61,9
Prava	12.775.720	828.832	-93,5
Prijavljeni volumen	31.600.000	99.012.000	213,3
Institucionalni volumen	479.877.164	1.120.112.340	133,4
Sveukupno	596.262.604	1.246.450.565	109,0
CROBEX	1.093,2	1.388,2	27,0
CROBIS	101,5713	101,5381	0,0
Ukupni broj transakcija	8.676	12.610	45,3
Broj aktivnih vrijednosnih papira	113	124	9,7

Izvor: <http://www.zse.hr>, 30.10.2004.

U razdoblju između drugog tromjesečja 2003. i 2004. godine došlo je do izuzetnog porasta prometa na Zagrebačkoj burzi od 194%. U isto vrijeme povećao se je i prijavljeni volumen trgovanja za čak 213,3%. Iz tablice 13 je vidljivo da sve stavke u promatranom razdoblju značajno rastu, osim trgovanja obveznicama i pravima koji bilježe značajan pad kako u prometu, tako i u volumenu.

Tablica 14 - Tržišna kapitalizacija na Zagrebačkoj burzi za drugo tromjesečje 2003. i 2004. godine

U mln. kuna

Tržišna kapitalizacija	I – IX 2003.	I – IX 2004.	Promjena (%)
Dionice	35.270,6	49.994,4	41,7
Obveznice	14.325,7	22.132,5	54,5
Ukupno	49.596,3	72.126,9	45,4

Izvor: <http://www.zse.hr>, 30.10.2004.

U promatranom razdoblju tržišna kapitalizacija na burzi značajno je narasla i veća je za 45,4% u 2004. godini u odnosu na isto razdoblje 2003. godine. Primjetan je veoma sličan rast kapitalizacije dionica i obveznica.

Tablica 15 – Broj uvrštenih dionica na Zagrebačkoj burzi za drugo tromjesečje 2003. i 2004. godine

Broj uvrštenih dionica:	I – IX 2003.	I – IX 2004.	Promjena (%)
Službeno tržište	3	4	33,3
Tržište JDD	128	131	2,3
Usporedno tržište	39	46	17,9
Ukupno	170	181	6,5

Izvor: <http://www.zse.hr>, 30.10.2004.

U promatranom razdoblju povećao se je ukupan broj uvrštenih dionica na burzi za 6,5%. Najveći relativan rast bilježi se u prvoj kotaciji, ali to je isključivo efekt niske baze te kotacije koja je u 2003. godini imala samo tri dionice.

3.1.4. Varaždinska burza

Varaždinska burza je osnovana 1993. godine kao prvo organizirano OTC tržište u Hrvatskoj. Burza je započela s radom u vrijeme opće niske likvidnosti cjelokupnog hrvatskog gospodarstva i u vrijeme ponude prvih dionica. U to vrijeme potražnja za vrijednosnicama je bila slaba i gotovo nepostojeća (Prohaska, 2003, str.100). U 2002. godine Varaždinska burza je službeno registrirana kao druga burza u Hrvatskoj. Na Varaždinskoj burzi se obavlja trgovanje dionicama tvrtki i pravima.

VIN je naziv službenog indeksa Varaždinske burze d.d.. Burza ga je počela objavljivati 1. siječnja 1997 godine. Bazni datum je 1. listopada 1996. godine, a bazna vrijednost 1.000 bodova. Indeks VIN se revidira svakih šest mjeseci. Sastav indeksa se određuje na temelju podataka o trgovanju na Varaždinskoj burzi.

VIN indeks predstavlja sumu pondera pojedinih dionica iz sastava indeksa, određenih njihovom tržišnom kapitalizacijom, uz uvjet da ponder niti jedne dionice ne smije prelaziti 25% vrijednosti indeksa. Vrijednost indeksa izračunava se svakog radnog dana po završetku trgovanja na temelju zaključnih cijena dionica iz sastava indeksa. Ukoliko se nekom dionicom nije trgovalo određenog dana za nju se preuzima zaključna cijena prethodnog dana trgovanja.

Vrijednost indeksa VIN se izračunava prema formuli:

$$VIN(t) = \frac{M_{Cap_{VIN}}(t)}{F_R \times M_{Cap_{VIN}}(0)} \times 1000$$

$M_{Cap_{VIN}}(0)$ - tržišna kapitalizacija indeksa VIN na datum redizajna

$M_{Cap_{VIN}}(t)$ - tržišna kapitalizacija indeksa VIN na dan t

F_R - faktor prilagodbe za razdoblje revizije R do sljedeće revizije R+1 (R = 0 označava prvo razdoblje nakon redizajna indeksa), F(16) od 15.11.2004. iznosi 5,817422345

Za $R > 0$, faktor prilagodbe izračunava se na dan t revizije R po formuli:

$$F_R = \frac{M\text{Cap}_{\text{VIN}}(t, R)}{M\text{Cap}_{\text{VIN}}(t, R-1)} \times F_{R-1}$$

Posljednja revizija VIN indeksa dogodila se je 15. studenog 2004. Broj dionica u sastavu indeksa ostao je isti, ali je struktura promijenjena. Iz sastava indeksa VIN izašle su: redovita dionica Dubrovnik – Babin Kuk d.d. i povlaštena dionica Slatinske banke d.d. U sastav indeksa ušle su redovite dionice Petrokemije d.d. i Hoteli Makarska d.d.

U tablici 16 prikazane su redovne dionice dvanaest tvrtki koje sačinjavaju VIN indeks:

Tablica 16 - Dionice u sastavu VIN indeksa na dan 16.11.2004.

Tvrtka	Simbol	Broj dionica koje ulaze u sastav indeksa
Anita d.d.	ANTA-R-A	86.203
Dom holding d.d.	KORF-R-A	8.113.359
Ericsson Nikola Tesla d.d.	ERNT-R-A	915.880
Petrokemija d.d.	PTKM-R-A	2.471.721
Lucidus d.d.	LCDS-R-A	2.531.200
Proficio d.d.	PRFC-R-A	3.912.908
Rabac d.d.	HRBC-R-A	1.012.220
Hoteli Makarska d.d.	HMAM-R-A	1.119.470
Slavonski ZIF d.d.	SLPF-R-A	3.346.418
SN Holding d.d.	SNHO-R-A	3.377.441
Validus d.d.	VLDS-R-A	1.951.538
Varteks d.d.	VART-R-A	1.545.859

Izvor: <http://www.vse.hr>, 16.11.2004.

Da bi određena dionica bila uvrštena u indeks mora zadovoljiti slijedeće uvijete:

- mora biti uvrštena u jednu od kotacija burze barem šest mjeseci
- broj dana u kojima se trguje dionicom mora biti veći od 20% ukupnog broja trgovinskih dana u šestomjesečnom razdoblju.

Dionica se isključuje iz VIN indeksa u slijedećim slučajevima:

- u slučaju izvrštenja s burze, ili
- u slučaju neudovoljavanja kriterijima za uključenje.

U tablicama 17,18 i 19 dati su opći podaci o prometu dionicama na Varaždinskoj burzi za drugo tromjesečje 2003. i 2004. godine. U svim aspektima primjetan je izniman rast volumena i likvidnosti, što upućuje na snažan rast ovog tržišta.

Tablica 17 – Podaci o trgovanju na Varaždinskoj burzi za drugo tromjesečje 2003. i 2004. godine

U tis. kuna

Kotacija	I – IX 2003.	I – IX 2004.	Promjena (%)
I. kotacija	44.682	5.865	-86,87
II. kotacija	99	568	474,83
Kotacija javnih dioničkih društava	77.834	447.130	474,47
PIF kotacije	14.902	-	-
Kotacija Prava	57.644	38.249	-33,65
Slobodno tržište	314.499	367.743	16,93
Ukupno	509.659	859.555	68,65
Međuinstitucionalni promet	-	7.438	-
Javne dražbe u «pravima»	178.815	84.286	-52,86

Izvor: <http://www.vse.hr>, 29.10.2004.

U razdoblju između drugog tromjesečja 2003. i 2004. godine došlo je do izuzetnog porasta prometa na Varaždinskoj burzi od 68,65%. Dinamika prometa nije bila ujednačena u tom razdoblju tako da II. kotacija i kotacija javnih dioničkih društava bilježe ogroman rast za više od 474%, slobodno tržište iskazuje blagi rast od 16,93%, a svi ostali segmenti Varaždinskog tržišta bilježe značajan pad. Glavnina prometa na Varaždinskoj burzi u promatranom razdoblju odvija se u kotaciji javnih dioničkih društava: 15,27% u 2003. i 52,02% u 2004. godini i na slobodnom tržištu 61,71% u 2003. i 42,78% u 2004. godini.

Tablica 18 – Tržišna kapitalizacija na Varaždinskoj burzi za drugo tromjesečje 2003. i 2004. godine

U mln. kuna

	I – IX 2003.	I – IX 2004.	Promjena (%)
Tržišna kapitalizacija	14.897,28	26.616,42	78,67

Izvor: <http://www.vse.hr>, 30.10.2004.

U promatranom razdoblju tržišna kapitalizacija na Varaždinskoj burzi rasla je impresivnom brzinom i veća je za 78,67% u 2004. godini u odnosu na isto razdoblje 2003. godine.

Tablica 19 – Broj uvrštenih dionica na Varaždinskoj burzi za drugo tromjesečje 2003. i 2004. godine

	I – IX 2003.	I – IX 2004.	Promjena (%)
Broj ukupno uvrštenih vrijednosnih papira	434	391	-9,91
Broj aktivnih vrijednosnih papira	137	149	8,76

Izvor: <http://www.vse.hr>, 30.10.2004.

U promatranom razdoblju smanjio se je ukupan broj uvrštenih vrijednosnih papira na Varaždinskoj burzi za gotovo 10%. Činjenica koja je mnogo važnija i indikativna za

poslovanje burze je povećanje broja dionica kojima se aktivno trguje za gotovo 9%, što ukazuje na stvaran rast prometu u većem broju dionica.

3.2. Izbor dionica za formiranje optimalnog portfolija hrvatskih dionica

Za razliku od razvijenih tržišta, brojni problemi kojima se najčešće ne bavi stručna literatura, nastaju pri formiranju portfolija na malim i nerazvijenim tržištima, kao što su to tržišta tranzicijskih zemalja. Tranzicijska tržišta imaju mnogo zajedničkih karakteristika koje izravno utječu na sastavljanje portfolija i bitno se razlikuju od formiranja portfolija na razvijenim tržištima.

Pri formiranju portfolija u Hrvatskoj, potencijalni investitor bi trebao riješiti slijedeća problematična pitanja:

- 1) Koliko portfolija treba sastaviti uzimajući u obzir ograničen broj vrijednosnica na tržištu i njihov ograničeni volumen?
- 2) Koliko vrijednosnica uključiti u portfolio?
- 3) Koje vrijednosnice razmotriti za uži izbor u portfolio, s obzirom na njihovu nisku likvidnost?
- 4) Na koji način mjeriti očekivane stope povrata, rizik i korelacije budući da su vremenske serije podataka kratke ili nepostojeće?

Daljnja dilema nastaje u vezi izbora na kojoj burzi formirati portfolio (Zagrebačkoj ili Varaždinskoj), te koju kotaciju izabrati budući da i Zagrebačka i Varaždinska burza imaju svaka po tri kotacije⁸. Po mišljenju autora, dobro rješenje predstavlja kombinirani pristup koji je prikazan u ovom radu.

Mala tranzicijska tržišta, među koja se svrstava i Hrvatska, imaju nekoliko zajedničkih karakteristika koje utječu na proces formiranja optimalnog portfolija:

- ograničenja na portfolio investicije stranaca,
- dominacija pojedinih vrijednosnica na tržištu,
- mali broj vrijednosnica koje kotiraju na burzi,
- niska likvidnost vrijednosnica,
- tvrtke često imaju nekoliko serija vrijednosnica, od kojih su samo neke kotiraju na burzi,
- nestajanje vrijednosnica sa burze itd.

Zbog turbulentne okoline često vrijednosnice pojedinih tvrtki nestaju s burze, a najčešći razlozi za to su: bankrot tvrtke, spajanje s drugom tvrtkom, preuzimanje od strane druge tvrtke, te preseljenje na drugo tržište zbog nezadovoljavanja uvjeta kotacije. Zbog ovakve situacije preporučljivo je u portfolio uključiti vrijednosnice tvrtki jedno vremensko razdoblje nakon što tržišna vrijednost vrijednosnice postane javno dostupna, a isključiti vrijednosnice iz portfolija jedno vremensko razdoblje prije nego što se tržišna kapitalizacija vrijednosnice spusti blizu nule ili podaci o njoj zbog nekog razloga postanu nedostupni. Ukoliko se dogodi da određena dionica nestane iz kotacije i to na način da:

- tvrtka izdavatelj se spojila s drugom tvrtkom, te je nastala nova tvrtka pod novim ili starim imenom,

⁸ Jedna burza ili kotacija može biti likvidnija od druge

- tvrtka izdavatelj pripojena drugoj tvrtki.
pri sastavljanju portfolija treba razmotriti da li novonastala dionica zadovoljava potrebe investitora, tj. na koji način utječe na rizik i povrat cjelokupnog portfolija i da li je treba uključiti u portfolio.

Zbog već spomenute niske likvidnosti većine dionica na hrvatskim burzama, autor je odlučio blago modificirati modernu portfolio teoriju na način da u sam proces optimizacije uključi samo unaprijed izabrane dionice. Kako bi se provela selekcija i stvorio uži krug dionica kandidata za uključivanje u optimalni portfolio, izabrane su likvidne dionice najuspješnijih tvrtki iz različitih sektora djelatnosti s tržišnom kapitalizacijom većom od medijana tržišne kapitalizacije dionica u promatranom razdoblju. Daljnji kriterij uvrštavanja bilo je kotiranje na jednoj od hrvatskih burzi više od 10 mjeseci, kako bi se moglo dobiti dovoljno podataka za smislenu analizu. Među deset izabranih dionica nalaze se i dvije dionice koje kotiraju na Londonskoj burzi: Pliva i Zagrebačka banka, a Podravka se sprema za uvrštenje svojih dionica na Varšavsku burzu. Dionice koje se razmatraju za izbor u optimalni portfolio su sljedeće:

ADRS-P-A

Osnovu Adris grupe čini Tvornica duhana Rovinj koja je jedna od vodećih tvrtki u Republici Hrvatskoj i najveći je proizvođač duhanskih proizvoda u široj regiji, a na izvoz otpada oko polovice TDR-ove prodaje. Mjereno prema ukupnom prihodu TDR je 2003. godine u Hrvatskoj bio rangiran deseti, a mjereno prema dobiti prije i nakon oporezivanja peti na korporacijskoj ljestvici uspješnosti (Privredni Vjesnik, 30. lipnja 2004). Od početka 2001. godine Adris grupa širi svoju aktivnost na turizam kupnjom Jadran – turista Rovinj i Anite Vrsar.

Temeljni kapital Adris grupe iznosi 164 milijuna kuna i podijeljen je na 164.000 dionica, od čega 96.159 redovnih dionica oznake B1 i 67.841 povlaštenih dionica oznake A1, svaka sa nominalnom vrijednošću od 1.000 kuna.

Redovne dionice oznake B1 su dionice na ime, s pravom glasa na glavnoj skupštini. Svaka redovna dionica daje pravo na jedan glas na glavnoj skupštini. Sve redovne dionice su u vlasništvu uprave i zaposlenika Adrisa. Važeći statut Društva predviđa suglasnost Društva za prijenos redovnih dionica, koji daje uprava. Svi imatelji redovnih dionica B1 sklopili su ugovor kako bi zaštitili vlasničku strukturu društva, tako što su imenovali Zagrebačku banku d.d. skrbnikom, te se sve redovne dionice Društva čuvaju u trezoru banke. Iz navedenog razloga nema trgovanja redovitim dionicama Adrisa oznake B1. Povlaštene dionice oznake A1 koje glase na ime, imaju pravo prvenstva pri isplati dividendi i pravo na udio u stečajnoj masi, uvrštene su u kotaciju javnih dioničkih društava na Zagrebačkoj burzi, te predstavljaju jedan od najlikvidnijih vrijednosnih papira na hrvatskom tržištu.

CROS-R-A

Croatia osiguranje je tržišni vođa u poslovima osiguranja u Republici Hrvatskoj sa 48,3% tržišnog udjela mjereno prema ukupnoj bruto premiji. Vodeći je osiguravatelj u segmentu neživotnih osiguranja, a u segmentu životnih osiguranja drži drugu poziciju. U pripremi je širenje na tržište Bosne i Hercegovine kroz pokušaj kupnje Sarajevo osiguranja.

Temeljni kapital Croatia osiguranja iznosi 442.887.200 kuna. Temeljni kapital društva podijeljen je na 316.348 dionica na ime, svaka nominalne vrijednosti 1.400 kuna. Od tih 316.348 dionica na ime, 307.598 je redovnih dionica, a 8.750 povlaštenih dionica. Dionice su uvrštene u prvu kotaciju Zagrebačke burze. Svaka dionica, redovna i

povlaštena daje pravo na jedan glas na glavnoj skupštini. Croatia osiguranje je u većinskom vlasništvu Hrvatskog fonda za privatizaciju (HFP) (81,20%), dok preostali dio dionica pripada malim dioničarima (18,80%).

ERNT-R-A

Ericsson Nikola Tesla d.d. je najveći specijalizirani proizvođač i izvoznik telekomunikacijske opreme, softvera i usluga u Srednjoj i Istočnoj Europi. Društvo je nastalo kao rezultat pretvorbe društvenog poduzeća «Nikola Tesla» - poduzeća za proizvodnju telekomunikacijskih sustava i uređaja. Temeljni kapital Društva podijeljen je na 1.331.650 redovnih dionica, na ime, serije A i iznosi 266.330.000 kuna, a nominalni iznos dionica iznosi 200 kuna. Svaka redovna dionica daje pravo na jedan glas na glavnoj skupštini. Dionice su uvrštene u kotaciju javnih dioničkih društava Zagrebačke burze, te kotiraju na slobodnom tržištu na Varaždinskoj burzi.

Prema strukturi vlasništva, Telefonaktiebolaget LM Ericsson (Švedska) je najveći pojedinačni dioničar i posjeduje 49,07%, mali dioničari imaju 48,18% dionica, a Hrvatski fond za privatizaciju ima 2,75% dionica.

KOEI-R-A

Koncern Končar čini ukupno 25 društava u kojima tvrtka ima upravljački utjecaj. Djelatnost koncerna Končar je proizvodnja električnih uređaja, opreme, postrojenja i usluga primijenjenih u proizvodnji, prijenosu i distribuciji električne energije, industriji i prometu, a čak 90% proizvoda koncerna Končar zasnovano je na vlastitim tehnologijama. Temeljni kapital Društva podijeljen je na 2.517.053 redovnih dionica serije A i iznosi 1.006.821.200 kuna, a nominalni iznos dionica iznosi 400 kuna. Dionice su uvrštene u kotaciju javnih dioničkih društava na Zagrebačkoj burzi.

Najveći pojedinačan dioničar društva je Hrvatski fond za privatizaciju – 21,58%, zatim slijede: Kapitalni fond 18,45% i HZMO 15,28%.

KORF-R-A

Dom holding je dioničko društvo za upravljačke djelatnosti holding društava. Holding je nastao pripojenjem Dom fonda obiteljskog i poslovnog ulaganja d.d., zatvorenog investicijskog fonda, Korifeju d.d.. Prijenosom cijele svoje imovine u zamjenu za dionice Korifeja, dioničari Dom fonda postali su dioničarima Korifeja, omjerom zamjene dionica 1:1. Sva imovina i obveze Dom fonda prešli su na Korifej, koji je pravni nasljednik fonda, a zatim je Korifej promijenio naziv u Dom holding. Predmet poslovanja Dom holdinga je savjetovanje u vezi s poslovanjem i upravljanjem, te upravljačke djelatnosti holding-društava. Cilj poslovanja Dom holdinga je rast vrijednosti njihove imovine, te povećavanje vrijednosti njihovih dionica. Temeljni kapital Dom holdinga iznosi 811.335.900 kuna i podijeljen je na 8.113.359 redovnih dionica. Sve dionice imaju nominalnu vrijednost 100 kuna i glase na ime. Dionice su uvrštene u kotaciju javnih dioničkih društava na Varaždinskoj burzi i usporedno tržište na Zagrebačkoj burzi.

Najveći pojedinačni dioničari društva su: SN Holding d.d. 25,00%, Nova Ljubljanska banka d.d. 15,54% i Epima d.o.o. 13,95%.

PLAG-R-A

Plava laguna d.d. dioničko je društvo koje se bavi ugostiteljstvom i turizmom, te je jedno od prvih nosioca turističke ponude u Hrvatskoj. Društvo je četiri godine za redom proglašeno Zlatnom dionicom turističkog sektora u Republici Hrvatskoj. Tvrtka je pretežito orijentirana na povećanje tržišnog udjela, te podizanje kvalitete svojih usluga.

Temeljni kapital Društva iznosi 1.088.372.400 kuna i podijeljen je na 546.318 redovnih dionica serije A i 105.000 povlaštenih dionica serije B. Nominalni iznos jedne redovne dionice serije A iznosi 1.800 kuna, nominalni iznos jedne povlaštene dionice serije B iznosi 1.000 kuna. Povlaštene dionice serije B ne daju imatelju pravo glasa na glavnoj skupštini, ali povrh redovne dividende koja se isplaćuje na redovne dionice serije A imatelj prima i fiksnu dividendu od 1 kune po dionici. Dionice su uvrštene u kotaciju javnih dioničkih društava na Zagrebačkoj burzi.

Prema strukturi vlasništva Sutivan Investment Anstalt (Liechtenstein) najveći je dioničar sa 80,34% redovnih dionica i svim povlaštenim dionicama, a slijedi ga Deutsche Bank Trust Company Americas sa 4,67% dionica i Plava Laguna d.d. sa 1,57%.

SNHO-R-A

SN Holding je nastao pripajanjem Središnjeg nacionalnog fonda SN Holdingu. Dioničari Središnjeg nacionalnog fonda postali su dioničari SN Holdinga, omjerom zamjene dionica 1:1. Sva imovina i obveze Središnjeg nacionalnog fonda prešli su na SN Holding, njegovog pravnog nasljednika. Predmet poslovanja SN Holdinga je savjetovanje u vezi s poslovanjem i upravljanjem, te upravljačke djelatnosti holding-društva. Cilj poslovanja SN Holdinga je rast vrijednosti njihove imovine, te povećavanje vrijednosti njihovih dionica. Temeljni kapital SN Holdinga iznosi 337.744.100 kuna i podijeljen je na 3.377.441 redovnih dionica serije A. Sve dionice imaju nominalnu vrijednost od 100 kuna, te glase na ime. Dionice su uvrštene u kotaciju javnih dioničkih društava na Varaždinskoj burzi i usporedno tržište na Zagrebačkoj burzi. Najveći pojedinačni dioničari društva su: Epic Goldscheider und Wurmbach M.B.H. 19,37%, Kapital Holding d.d. 15,30% i Pectora d.o.o. 9,46%.

PODR-R-A

Podravka d.d. je vodeća prehrambena industrija u Hrvatskoj i među najvećima na području bivše Jugoslavije. Sekundarna djelatnost tvrtke je farmaceutika tj. proizvodnja generičkih lijekova. Tvrtka posluje u više od 40 zemalja diljem svijeta, a proizvodni pogoni se nalaze u 5 zemalja – Hrvatska, Slovenija, Poljska, Mađarska i Češka. Najpoznatije robne marke su: Vegeta, Podravka i Lino. U 2002. godini tvrtka je potpisala petogodišnji ugovor o prodaji i distribuciji Nestleovih proizvoda za cjelokupno područje bivše Jugoslavije osim za Sloveniju. Temeljni kapital tvrtke od 1.626.000.900 kuna podijeljen je na 5.420.003 redovitih dionica serije A. Sve dionice imaju nominalnu vrijednost 300 kuna i glase na ime. Dionice kotiraju na Zagrebačkoj burzi u prvoj kotaciji.

Najveći dioničari društva su Hrvatski fond za privatizaciju 10,54%, HZMO 7,22%, PBZ d.d.– Kapitalni fond 6,31%, te Franck d.d. 4,24%.

PLVA-R-A

Pliva d.d. je vodeća farmaceutska tvrtka u regiji. Čak 10% svojih prihoda ulaže u razvoj i istraživanje. Poznata po dugoj tradiciji istraživačkog rada koji je urodio veoma uspješnim lijekovima kao što je Atzithromycin. Tvrtka je nedavno na američko tržište plasirala novi lijek - Sanctura. Od 10.04.1996. dionice Plive kotiraju i na Londonskoj burzi (CETOP20) u obliku GDR-a (globalna potvrda o depozitu), koje izdaje Deutsche Bank A.G. kao depozitarni agent. Temeljni kapital tvrtke u iznosu od 1.859.264.800 kuna podijeljen je na 18.592.648 redovitih dionica serije A, nominalne vrijednosti 100 kuna. 1 dionica reprezentira 5 GDR-ova. Dionice kotiraju na Zagrebačkoj burzi u prvoj kotaciji. Najveći dioničari društva su Deutsche bank Trust company America, HZMO i European bank for reconstruction and development (EBRD).

ZABA-R-A

Zagrebačka banka d.d. jedna je od vodećih banaka u srednjoj i istočnoj Europi. USD i EUR GDR-ovi Zagrebačke banke uvršteni su na Službenu kotaciju Londonske burze. Uz razgranatu mrežu poslovnica i najveću mrežu bankomata, najveća je hrvatska banka s udjelom od jedne trećine aktive hrvatskog bankovnog sektora. Temeljni kapital banke iznosi 147.752.202,13 EUR i podijeljen je na 2.884.928 dionica, od čega 2.873.603 redovnih dionica serije A, B, D i E na ime, svaka u nominalnom iznosu od 51,13 EUR, te 11.325 povlaštenih dionica serije C u nominalnom iznosu od 73,04 EUR. Povlaštene dionice serije C ne daju pravo glasa na glavnoj skupštini, ali daju pravo na dividendu najmanje u visini kamatne stope koju banka obračunava i plaća na nenamjenski oročeni (kunski) depozit na godinu dana. Dionice su uvrštene u kotaciju javnih dioničkih društava na Zagrebačkoj burzi.

Konzorcij UniCredito Italiano SpA i Allianz AG putem javne ponude su stekli oko 96% dionica Banke s pravom glasa.

3.3. Izračun optimalnog portfolija hrvatskih dionica

Kako bi se sastavio optimalni portfolio investitor mora imati na raspolaganju duže vremenske serije dnevnih stopa povrata na dionice koje su potencijalni kandidati za izbor u portfolio. Nažalost, investitor može, u najboljem slučaju, dobiti jedino informacije o najnižoj, najvišoj, zadnjoj i prosječnoj cijeni za pojedinu dionicu. Podaci za izračun portfolija u ovom radu prikupljeni su izravno s tečajnica burze uz pomoć odjela statistike Zagrebačke i Varaždinske burze.

Izračunavanje dnevne stope povrata predstavlja još jedan problem kod manjih, tranzicijskih tržišta, budući da nema jedinstvenog stajališta oko cijene koju treba primijeniti za izračun. U slučaju kada podaci o trgovanju unutar jednog dana nisu poznati najčešće se koristi aritmetička sredina između najniže i najviše cijene. Na razvijenim tržištima uobičajena je primjena zadnje cijene kojom se je trgovalo. Zadnja cijena dionice se najčešće izabire zato što bi trebala smanjiti neusklađenost cijena unutar dnevnog trgovanja. Na hrvatskom tržištu kapitala uzimanje zadnje cijene može dati iskrivljenu sliku stvarnih dnevnih događaja. Cijene dionica na hrvatskom tržištu unutar dana značajno variraju, a zadnja cijena predstavlja tek jednu od tih oscilacija, a ne korekciju cijene kao što to predstavlja na razvijenim tržištima. Još jedan bitan razlog nerealnosti primjene zadnje cijene, je činjenica da sami investitori manipuliraju tj. podižu zaključnu cijenu budući da se vrijednost portfolija po margin kreditima izračunava po zaključnim cijenama, tako da se podizanjem zaključne cijene izbjegava obveza prijenosa dodatnih vrijednosnica na skrbnički račun banke, kod koje je podignut margin kredit. Zbog objašnjenih razloga logičan izbor predstavlja prosječna ponderirana cijena. Prosječna ponderirana cijena se dobije zbrajanjem cijena pojedinih transakcija tijekom dana i njihovim ponderiranjem volumenom pojedine transakcije:

$$p = \sum \frac{p_i}{x_i} \quad x_i = \frac{q_i}{Q} \quad i = 1, \dots, N$$

p - prosječna cijena vrijednosnice

p_i - cijena pri transakciji (i)

x_i - omjer volumena transakcije (i) i ukupnog volumena trgovine tijekom cijelog dana

q_i - volumen transakcije (i)

Q - ukupan volumen trgovine tijekom cijelog dana

Na ovaj način se dobiva najrealnija prosječna cijena po kojoj se je mogla vršiti trgovina na određeni dan. Slična razmišljanja zabilježena su i kod drugih autora iz tranzicijskih zemalja (Devjak, 2004, str.84).

Na hrvatskom je tržištu uobičajena pojava da se pojedinom dionicom ne trguje na jedan ili više dana. Pošto su za statističku analizu potrebne neprekinute vremenske serije podataka, cijene koje nedostaju trebaju se na neki način umjetno dodati. Postoje dva pristupa nadomještanja podataka. Ukoliko za dan kada trgovanja nije bilo postoje cijene po kojima se dionice nude (bid tečaj) i cijene po kojima se potražuju (ask tečaj), može se uzeti aritmetička sredina između ta dva tečaja kako bi se dobila cijena za dan koji nedostaje. Pri ovakvom pristupu, javlja se veoma važan problem, a to je da «bid» i «ask» tečaj mogu, a najčešće i jesu, postavljeni nerealno, pa je i to jedan od razloga isprekidanog trgovanja. Dodatni problem predstavlja činjenica da često ne postoji «bid» ili/i «ask» tečaj za pojedinu dionicu na dane kada trgovanja nije bilo. U tom slučaju postoji druga mogućnost, a to je uzimanje cijene trgovanja od dana ranije (Deželan, 1996, str.82). Kako bi se poštivao jednak pristup i metodologija, a zbog upravo navedene pojave da često ne postoje «bid» i «ask» tečajevi za izračunavanje povrata na dane kada nije bilo trgovanja, autor je za izračun primijenio prosječne ponderirane cijene dionica od prethodnog dana trgovanja. Ukoliko više dana za redom nije bilo trgovine primjenjuje se prosječna ponderirana cijena od najbližeg prethodnog dana trgovanja. Pri nelikvidnim dionicama, ovakav način nadopunjavanja podataka koji nedostaju može dati znatno iskrivljenu sliku stvarnosti, te su iz tog razloga u užu skupinu za izbor optimalnog portfolija uključene likvidnije dionice na hrvatskom tržištu, kako bi se minimalizirali negativni učinci nadomještanja nepostojećih podataka.

Kako bi se izračunala efikasna granica potrebno je minimizirati rizik za svaku razinu očekivanog povrata (Kwan, 2003, str.70). U slučaju kada se ne koriste kratke pozicije u vrijednosnicama, točke (portfoliji) na efikasnoj granici, se dobiju minimiziranjem varijance portfolija, uz unaprijed postavljenu ciljnu stopu povrata. Minimiziranje vrijednosti varijance vrši se uz tri ograničenja:

$$1) \sum_{i=1}^N X_i = 1$$

- Suma svih udjela vrijednosnica u portfoliju mora biti jednaka jedan (100%).

$$2) X_i \geq 0, \quad i = 1, \dots, N$$

- Količina svake vrijednosnice uključene u portfolio mora biti jednaka ili veća od nule.

$$3) \sum_{i=1}^N X_i E(R_i) \geq E(R_{\text{port}})$$

- Očekivana stopa povrata efikasnog portfolija mora biti jednaka ili veća od unaprijed zadanog željenog povrata.

Mijenjanjem očekivanog povrata portfolija $E(R_{\text{port}})$ od portfolija s najvišom očekivanom stopom povrata do portfolija s minimalnom varijancom dobije se skup

efikasnih portfolija⁹. Gore navedeni skup jednadžbi predstavlja glatku nelinearnu (kvadratnu) funkciju koja se najjednostavnije može riješiti korištenjem specijaliziranog softvera za optimizaciju portfolija ili pomoću «solver» funkcije u Microsoft Excelu (Gupta, 2002 a, str.233), (Ruggiero, 2000, str.60). Investitor može izabrati iz ponuđenog skupa efikasnih portfolija, a izbor svakog investitora ovisi isključivo o njegovom stavu prema riziku tj. o njegovoj funkciji korisnosti.

3.4. Ocjena dobivenog optimalnog portfolija

Kako bi se izračunali portfoliji na efikasnoj granici potrebno je sastaviti matricu varijanci i kovarijanci vrijednosnica koje su ušle u izbor za optimalni portfolio. Matrica se sastavlja na način da se dijagonalno unesu vrijednosti varijanci pojedinih vrijednosnica, a u ostala polja matrice unesu se iznosi kovarijanci između dvije vrijednosnice. Za izračun matrice koeficijenata korelacije i matrice varijanci i kovarijanci potrebni su podaci o povratima vrijednosnica i njihovim standardnim devijacijama. Dnevni povrat pojedine dionice računa se na slijedeći način:

$$r_{i,t} = \left(\frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \right) \times 100$$

$r_{i,t}$ - dnevni povrat dionice (i) za dan t

P_t - cijena dionice (i) na dan t

P_{t-1} - cijena dionice (i) na dan t-1

Za sakupljanje podataka o dnevnim promjenama povrata vrijednosnica izabrano je razdoblje od 27.02.2004. do 21.07.2004. što je ukupno 146 dana tj. 100 radnih dana. Na temelju podataka o promjenama dnevnih ponderiranih prosječnih cijena izračunate su standardne devijacije i prosječni povrati pojedinih dionica, što je prikazano u tablici 20.

Tablica 20 – Prosječni povrati i standardne devijacije dionica u sastavu optimalnog portfolija u promatranom razdoblju od 27.02.2004. do 21.07.2004.

	ADRS	CROS	PLAG	PLVA	PODR	ZABA	KOEI	ERNT	KORF	SNHO
Prosječni povrat (%)	0,07%	-0,06%	12,98%	-10,74%	9,30%	21,40%	9,27%	43,58%	44,36%	62,20%
Standardna devijacija	2,34%	2,90%	5,64%	8,08%	3,38%	7,69%	2,04%	12,90%	11,82%	19,77%

Izvor: Izračun autora

Iz dobivenih podataka izračunate su kovarijance za sve kombinacije vrijednosnica. Izračunata matrica varijanci i kovarijanci i matrica koeficijenata korelacije izabranih deset dionica prikazane su u tablicama 21 i 22.

⁹ Usporedi Žiković, 2005, str.5

Tablica 21 – Matrica varijanci i kovarijanci za dionice u sastavu optimalnog portfolija u promatranom razdoblju od 27.02.2004. do 21.07.2004.

	ADRS	CROS	PLAG	PLVA	PODR	ZABA	KOEI	ERNT	KORF	SNHO
ADRS	69,0%	0,3%	6,9%	22,4%	19,2%	-66,8%	-0,9%	8,6%	28,5%	26,1%
CROS	0,3%	197,2%	2,8%	-0,8%	19,6%	72,6%	38,3%	46,5%	-18,0%	-22,8%
PLAG	6,9%	2,8%	291,4%	2,9%	27,4%	64,1%	5,8%	41,5%	38,9%	12,0%
PLVA	22,4%	-0,8%	2,9%	258,3%	1,3%	-86,9%	-30,7%	48,4%	-7,8%	3,7%
PODR	19,2%	19,6%	27,4%	1,3%	133,9%	-85,0%	29,7%	30,9%	8,0%	20,9%
ZABA	-66,8%	72,6%	64,1%	-86,9%	-85,0%	1224,3%	27,9%	67,1%	-23,1%	-21,1%
KOEI	-0,9%	38,3%	5,8%	-30,7%	29,7%	27,9%	174,2%	33,8%	15,1%	12,7%
ERNT	8,6%	46,5%	41,5%	48,4%	30,9%	67,1%	33,8%	310,2%	70,6%	73,0%
KORF	28,5%	-18,0%	38,9%	-7,8%	8,0%	-23,1%	15,1%	70,6%	348,0%	102,6%
SNHO	26,1%	-22,8%	12,0%	3,7%	20,9%	-21,1%	12,7%	73,0%	102,6%	322,9%

Izvor: Izračun autora

Tablica 22 - Matrica koeficijenata korelacije za dionice u sastavu optimalnog portfolija u promatranom razdoblju od 27.02.2004. do 21.07.2004.

	ADRS	CROS	PLAG	PLVA	PODR	ZABA	KOEI	ERNT	KORF	SNHO
ADRS	1,000	0,000	0,049	0,170	0,202	-0,232	-0,008	0,059	0,186	0,176
CROS	0,003	1,000	0,012	0,000	0,122	0,149	0,209	0,190	-0,069	-0,091
PLAG	0,049	0,010	1,000	0,010	0,188	0,108	0,026	0,139	0,123	0,039
PLVA	0,169	-0,000	0,011	1,000	0,007	-0,156	-0,146	0,173	-0,026	0,013
PODR	0,202	0,120	0,188	0,010	1,000	-0,212	0,196	0,153	0,037	0,101
ZABA	-0,232	0,150	0,108	-0,160	-0,212	1,000	0,061	0,110	-0,036	-0,034
KOEI	-0,008	0,210	0,026	-0,150	0,196	0,061	1,000	0,147	0,062	0,054
ERNT	0,059	0,190	0,139	0,170	0,153	0,110	0,147	1,000	0,217	0,232
KORF	0,186	-0,070	0,123	-0,030	0,037	-0,036	0,062	0,217	1,000	0,308
SNHO	0,176	-0,090	0,039	0,010	0,101	-0,034	0,054	0,232	0,308	1,000

Izvor: Izračun autora

Iz matrice koeficijenata korelacije može se opaziti da je većina dionica međusobno blago pozitivno korelirana, a nekoliko dionica ima i međusobnu negativnu korelaciju, što pruža dobru priliku za diverzifikaciju. U promatranom razdoblju najjača pozitivna veza vidljiva je između dionica SN Holdinga d.d. i Dom holdinga d.d. (koeficijent korelacije 0,308) što se može i očekivati budući da su oboje bivši PIF-ovi čija je osnovna poslovna strategija investiranje u turizam. Najveća negativna korelacija prisutna je između dionica Adris grupe d.d. i Zagrebačke banke d.d. (koeficijent korelacije - 0,232). Kako bi se potvrdila teza o nestabilnosti i promjenjivosti koeficijenata korelacije između vrijednosnica na hrvatskom tržištu, u prilogu 1. je prikazana matrica koeficijenata korelacije istih vrijednosnica izračunata 30 dana kasnije tj. za razdoblje od 02.04.2004. do 26.08.2004. Iz priloga 1 je vidljivo da su koeficijenti korelacije između pojedinih vrijednosnica promijenili ne samo intenzitet već i smjer, tako da se u nekim slučajevima pozitivna koreliranost promijenila u negativnu. Ova činjenica upućuje na ozbiljan problem koji se može javiti pri primjeni moderne portfolio teorije na tranzicijskim tržištima, a to je da ukoliko bi se željelo kontinuirano imati optimalan portfolio bilo bi potrebno gotovo svakodnevno restrukturirati portfolio što bi izazvalo velike transakcijske troškove.

S dobivenim svim potrebnim podacima proveden je, uz pomoć softverskog paketa «Modern Investment Theory» (Haugen, 1989.), proces optimizacije, tj. minimiziranja rizika portfolija, uz zadani uvjet da povrat na dobivene portfolije mora biti jednak ili veći od onog koji je u tom razdoblju ostvario CROBEX indeks. Dobiveni rezultati prikazani su u tablici 23.

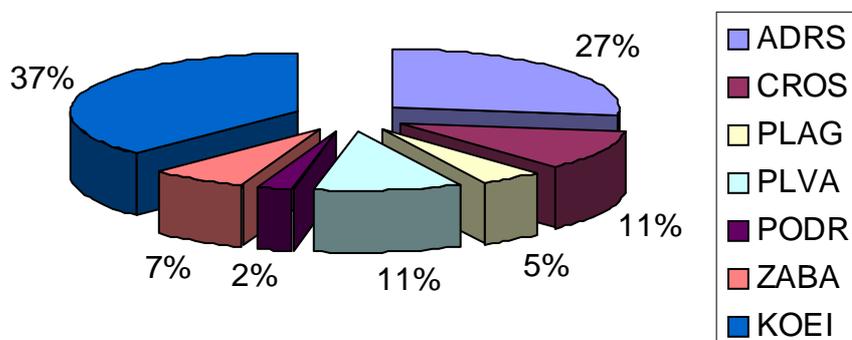
Tablica 23 – Sastav i karakteristike prva četiri portfolija hrvatskih dionica s efikasne granice na dan 21.07.2004.

	Portfolio			
	1.	2.	3.	4.
Povrat (%)	0,042	4,427	8,813	13,198
Rizik – σ (%)	1,12	1,33	1,85	2,91
	Udio u (%)			
ADRS	43,45	27,34	9,59	0,00
CROS	33,11	10,65	0,00	0,00
PLAG	3,09	4,52	0,00	0,00
PLVA	4,60	10,56	13,08	19,64
PODR	0,17	2,42	0,77	0,00
ZABA	1,70	7,01	12,55	22,91
KOEI	13,88	37,50	62,01	47,23
ERNT	0,00	0,00	2,00	10,22
KORF	0,00	0,00	0,00	0,00
SNHO	0,00	0,00	0,00	0,00

Izvor: Izračun autora

Budući da drugi portfolio po redu s efikasne granice, iz tablice 23, ima neznatno veći rizik od najsigurnijeg portfolija, a značajno veću stopu povrata, autor ga je izabrao za svoj optimalni portfolio. Neizbor najsigurnijeg portfolija za optimalni može se opravdati općim stanjem na tržištu tj. zamjetnim trendom rasta tržišnih indeksa (Bourguignon, de Jong, 2003, str.72). Izabrani optimalni portfolio ima ukupni povrat od 4,427%, a varijancu od 1,78%, odnosno standardnu devijaciju od 1,33%. Struktura optimalnog portfolija grafički je prikazana na slici 4.

Slika 4 - Struktura optimalnog portfolija hrvatskih dionica na dan 21.07.2004.



Izvor: Tablica 23

U promatranom razdoblju od 27.02.2004. do 21.07.2004. CROBEX indeks je zabilježio negativan povrat od -1,30% i varijancu od 7,45% tj. standardnu devijaciju od 2,73%. Može se zaključiti da je cilj postignut, budući da se optimizacijom pronašao portfolio koji ima značajno viši povrat i istovremeno niži rizik od tržišnog indeksa. U razdoblju od 146 dana, odnosno 100 radnih dana, od 27.02.2004. do 21.07.2004. optimalni portfolio je ostvario ukupan pozitivan povrat od 4,427% u usporedbi sa CROBEX indeksom koji je ukupno zabilježio negativan povrat od -1,30%. Varijanca optimalnog portfolija iznosila je 1,78%, u usporedbi sa varijancom CROBEX indeksa od 7,45%. Standardna devijacija optimalnog portfolija u istom razdoblju iznosi 1,33%, u usporedbi sa standardnom devijacijom CROBEX indeksa od 2,73%.

3.4.1. Analiza dobivenog optimalnog portfolija

U cilju detaljnijeg analiziranja dobivenog optimalnog portfolija, osim prosječne stope povrata i standardne devijacije portfolija, izračunati su i analizirani i viši momenti razdiobe oko sredine.

Treći moment oko sredine ili mjera asimetrije¹⁰ opisuje odstupanja vrijednosti numeričke varijable od aritmetičke sredine kako bi prikazala način razmještanja vrijednosti varijable oko sredine (Lewin, 1973, str.168). Za mjerenje asimetrije polazna je veličina aritmetička sredina odstupanja vrijednosti numeričke varijable podignuta na treću potenciju. Mjera asimetrije se može definirati kao omjer trećeg momenta oko sredine i standardne devijacije na treću potenciju. Ova mjera ukazuje na vjerojatnost ostvarivanja pozitivnih i negativnih povrata. Mjera asimetrije se izračunava prema slijedećoj formuli:

$$\alpha_3 = \sum_{i=1}^N \left[\left(\frac{x_i - \mu}{\sigma} \right)^3 \right]$$

Pri normalnoj distribuciji mjera asimetrije iznosi 0 tj. jednaka je vjerojatnost da se ostvari negativan ili pozitivan povrat. Budući da neparna potencija ne mijenja predznak odstupanja od sredine, mjera asimetrije za sve simetrične distribucije biti će jednaka nuli. Predznak mjere označava smjer asimetrije, tako da predznak (+) ispred koeficijenta označava oštiri nagib i kratak rep distribucije na lijevoj strani i blaži nagib i produženi rep na desnoj strani distribucije¹¹. Predznak (-) ispred koeficijenta označava oštiri nagib i kratak rep distribucije na desnoj strani i blaži nagib i produženi rep na lijevoj strani distribucije. Mjera asimetrije se obično kreće u intervalu od ± 2 , a kada se radi o izrazito asimetričnom rasporedu povrata, poprma i veće vrijednosti.

Mjera asimetrije za optimalni portfolio hrvatskih dionica u razdoblju od 27.02.2004. do 21.07.2004. iznosi:

$$\alpha_3 = - 0,36985$$

Ovaj rezultat upućuje na zaključak da izabrani optimalni portfolio ima blagu negativnu asimetričnost tj. postoji malo veća vjerojatnost ostvarivanja negativnih povrata.

¹⁰ Eng. Skewness

¹¹ Veoma poželjna karakteristika distribucije kada se radi o stopama povrata na portfolio.

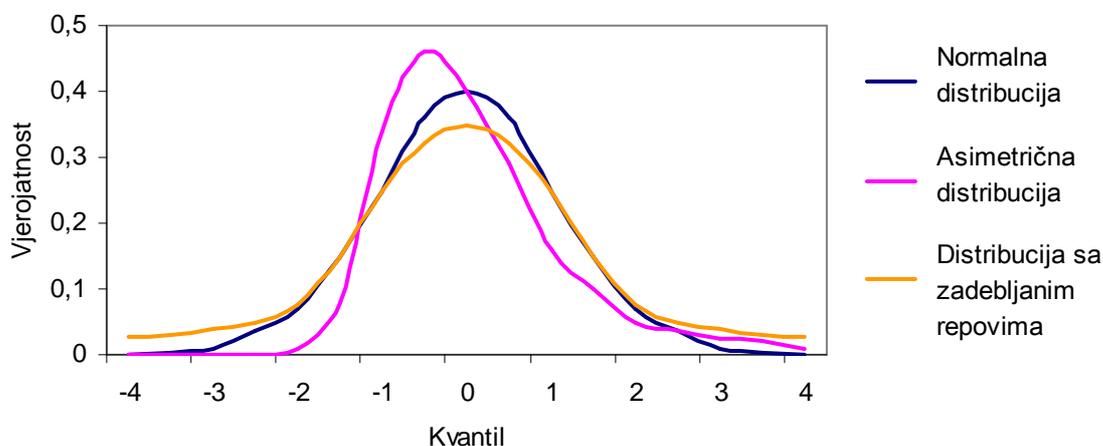
Četvrti moment oko sredine ili mjera zaobljenosti (kurtosis) predstavlja zaobljenost u okolini modalnog vrha krivulje distribucije frekvencija (Šošić, Serdar, 76). Kurtosis se definira kao omjer četvrtog momenta oko sredine i standardne devijacije na četvrtu potenciju. Kurtosis se u financijama koristi za opisivanje ekstremnih događaja tj. onih događaja koji spadaju u sam rep distribucije. Npr. ukoliko postoje dva portfolija s istom aritmetičkom sredinom, standardnom devijacijom i mjerom asimetrije, portfolio s većim iznosom kurtosisa će na dan kada se dogodi «veliki» gubitak, ostvariti značajniji gubitak nego portfolio sa manjim kurtosisom. Kurtosis se izračunava prema sljedećoj formuli:

$$\alpha_4 = \sum_{i=1}^N \left(\frac{X_i - \mu}{\sigma} \right)^4$$

Kurtosis u slučaju normalne distribucije iznosi 3 (Lewis, 1973, str.183). Čest uzrok nesporazuma pri ocjeni kurtosisa pojedine distribucije, korištenjem kompjuterskih programa za njegovo izračunavanje, jest u tome što u većini matematičkih softverskih paketa, pa tako i u Microsoft Excelu iznos kurtosisa je već apriori umanjen za 3 (Gupta, 2002 b, str.104). Zbog toga dobiveni rezultat za vrijednost kurtosisa u kompjuterskim programima od 0 ustvari označava normalnu distribuciju.

Zbog praktične ilustracije navedenih momenata na grafikonu 5 je prikazana pozitivno asimetrična distribucija i distribucija sa kurtosisom većim od 3 u odnosu na normalnu distribuciju.

Grafikon 5 – Odnos normalne distribucije prema asimetričnoj i distribuciji sa zadebljanim repovima



Izvor: Autor

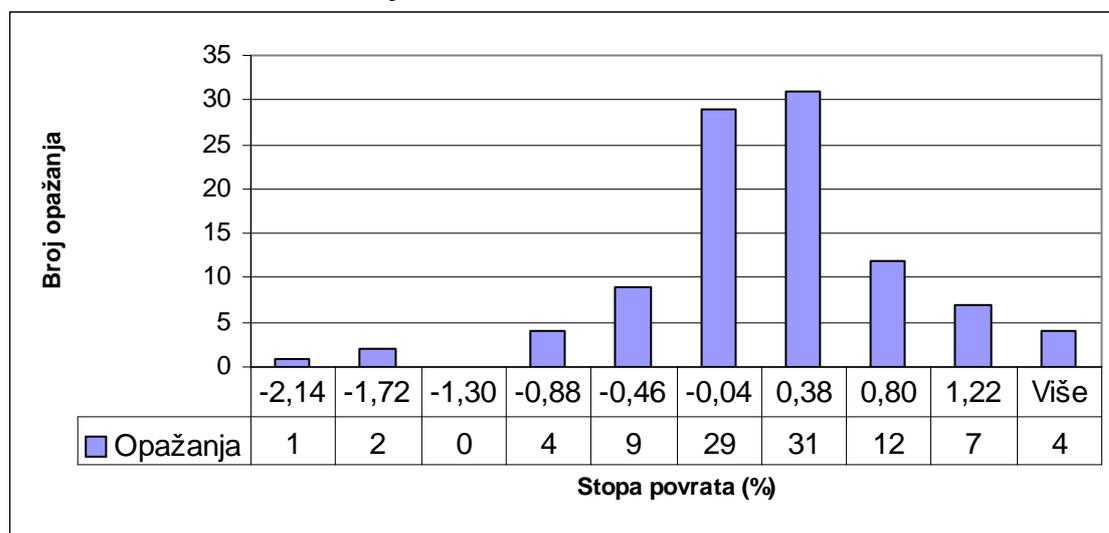
Kurtosis za optimalni portfolio hrvatskih dionica u razdoblju od 27.02.2004. do 21.07.2004. iznosi:

$$\alpha_4 = 1,78671$$

Ovaj rezultat upućuje na zaključak da izabrani optimalni portfolio ima veći iznos kurtosisa od normalne distribucije tj. da ima zadebljane «repove» distribucije što znači da postoji veća vjerojatnost nastanka ekstremnih događaja (pozitivnih i negativnih) nego što to predviđa normalna distribucija.

Raspodjela ostvarenih dnevnih stopa povrata za optimalni portfolio hrvatskih dionica u promatranom razdoblju prikazana je na slici 5.

Slika 5 – Histogram distribucije dnevnih povrata optimalnog portfolija hrvatskih dionica u razdoblju od 27.02.2004. do 21.07.2004.



Izvor: Izračun autora

Kao što je vidljivo iz histograma distribucije povrata, povrati optimalnog portfolija nisu u potpunosti normalno distribuirani, što se očituje u distribuciji koja je nagnuta u lijevo, plasnatiya i ima jače zadebljane rubove nego što ih opisuje normalna distribucija.

3.4.2. Usporedba dobivenog optimalnog portfolija sa tržišnim indeksom

Usporedno s analizom optimalnog portfolija, analizirane su i karakteristike distribucije povrata CROBEX indeksa, kako bi se utvrdile moguće razlike u karakteristikama distribucije povrata. Uzimanjem u obzir viših momenata oko sredine distribucije, nego što su to aritmetička sredina i varijanca, mogu se otkriti neke bitne karakteristike distribucije povrata određenog portfolija ili indeksa. Iz mjere asimetrije i kurtosisa može se vidjeti da li je za pojedinu distribuciju povrata vjerojatnije da će rezultirati negativnim ili pozitivnim povratima i da li su ekstremni događaji vjerojatniji nego što to predviđa normalna distribucija.

Usporedba osnovnih karakteristika distribucije povrata za CROBEX indeksa i za optimalni portfolio u razdoblju od 27.02.2004. do 21.07.2004. prikazana je u tablici 24.

Tablica 24 – Osnovne karakteristike distribucije povrata CROBEX indeksa i optimalnog portfolija za razdoblje od 27.02.2004. do 21.07.2004.

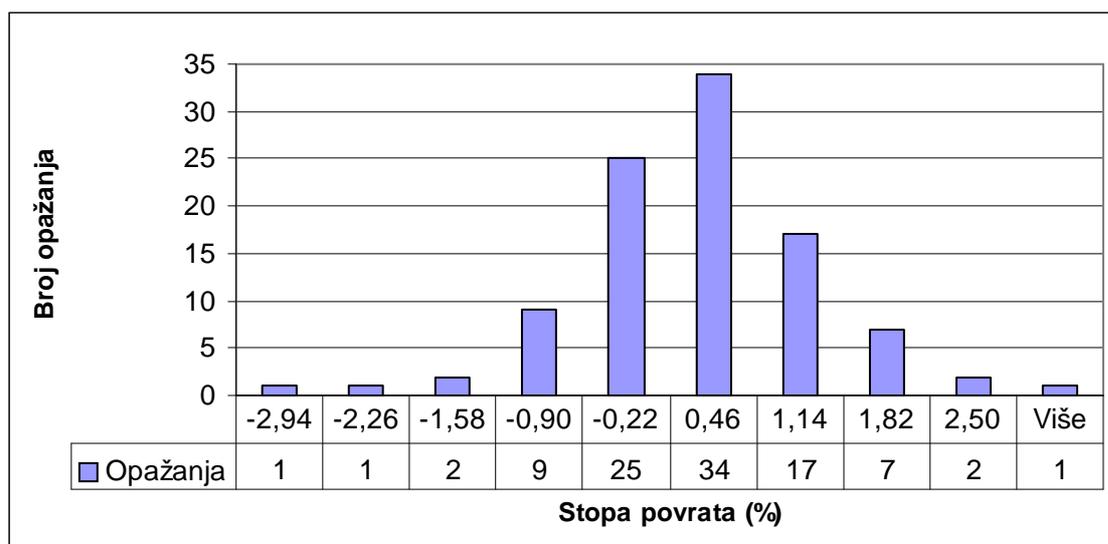
	Prosječni povrat (μ)	Varijanca (σ^2)	Standardna devijacija (σ)	Mjera asimetrije (α_3)	Kurtosis (α_4)
CROBEX indeks	-0,01%	7,45%	2,73%	0,1668	1,3864
Optimalni portfolio	0,03%	1,78%	1,33%	-0,3699	1,7867

Izvor: Izračun autora

Uspoređujući prosječne stope povrata (μ) za optimalni portfolio i CROBEX indeks u promatranom razdoblju primjetno je veoma malo odstupanje od vrijednosti nula, što je u skladu s teorijskom pretpostavkom mnogih pristupa i modela za mjerenje tržišnih rizika, koji sadrže premisu da je dugoročni prosječni dnevni povrat jednak nuli (RiskMetrics, 1996, str.8).

Raspodjela ostvarenih dnevnih stopa povrata za CROBEX indeks u promatranom razdoblju prikazana je na slici 6.

Slika 6 – Histogram distribucije dnevnih povrata CROBEX indeksa u razdoblju od 27.02.2004. do 21.07.2004.



Izvor: Izračun autora

U promatranom razdoblju primjetna je mnogo veća razina rizika prilikom ulaganja u tržišni indeks CROBEX, nego u optimalni portfolio. Varijanca (σ^2) CROBEX indeksa iznosi 7,45%, a varijanca optimalnog portfolija 1,78%, što je gotovo 4,2 puta više. Drugi korijen iz varijance, standardna devijacija (σ) za CROBEX indeks iznosi 2,73%, a za optimalni portfolio 1,33%, što predstavlja preko 2 puta veći rizik.

Mjera asimetrije (α_3), u promatranom razdoblju za CROBEX indeks iznosi 0,1668, što znači da je distribucija povrata indeksa veoma bliska normalnoj (Gaussovoj) distribuciji tj. distribucija je blago nagnuta na desno od sredine. Mjera asimetrije za optimalni portfolio, u istom razdoblju, iznosi $-0,3699$, što znači da je distribucija povrata optimalnog portfolija blago nagnuta prema lijevo od sredine u odnosu na normalnu distribuciju. Kod optimalnog portfolija postoji malo veća vjerojatnost ostvarivanja negativnih povrata u odnosu na pozitivne povrate.

Mjera zaobljenosti – kurtosis (α_4), u promatranom razdoblju za CROBEX indeks iznosi 1,3864, što ukazuje da distribucija povrata indeksa ima znatno zadebljane «repove» (rubove) u odnosu na normalnu distribuciju. Visok, pozitivan iznos kurtosisa distribucije upućuje na puno veću vjerojatnost nastupa događaja koji su udaljeni od sredine distribucije tj. nalaze se u «repovima» distribucije, nego što to opisuje normalna distribucija. Visoka vrijednost kurtosisa ukazuje na češće pojavljivanje ekstremnih događaja, bilo pozitivnih ili negativnih, nego što je to pretpostavljeno normalnom distribucijom. Kurtosis, u istom razdoblju, za optimalni portfolio iznosi 1,7867 i

ukazuje na još jaču naglašenost zadebljanih «repova» distribucije, nego što je to slučaj kod distribucije povrata CROBEX indeksa.

Uspoređujući osnovne karakteristike optimalnog portfolija hrvatskih dionica i CROBEX indeksa, za promatrano razdoblje, može se doći do slijedećih zaključaka:

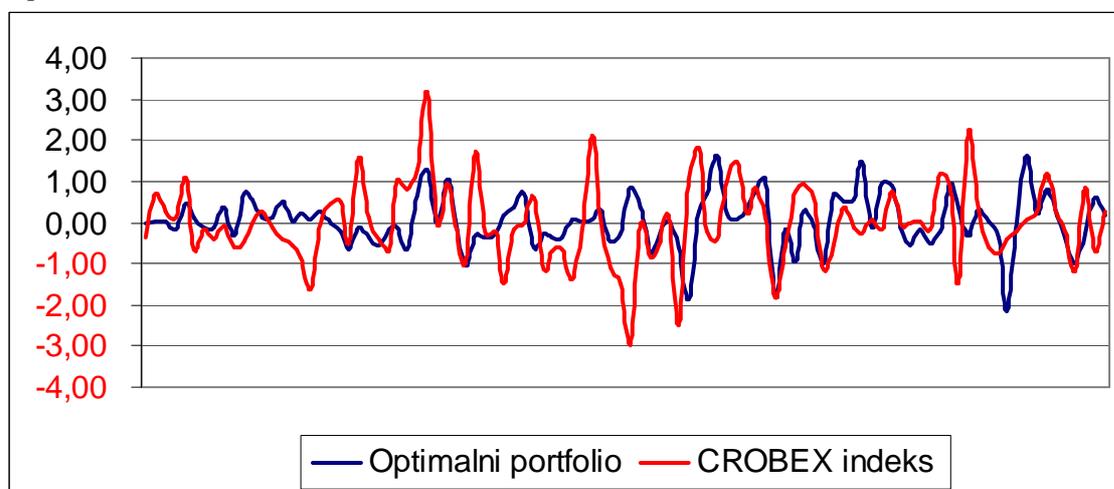
- Iako su prosječni dnevni povrati i za optimalni portfolio i za CROBEX indeks veoma blizu nule, primjetan je blagi pozitivan predznak za optimalni portfolio, u odnosu na blagi negativan predznak za CROBEX indeks. Promatrano s aspekta prosječnog povrata, optimalni portfolio daje bolje rezultate nego tržišni indeks.
- Rizik investiranja u optimalni portfolio, gledano kroz varijancu i standardnu devijaciju povrata, mnogostruko je manji od rizika investiranja u CROBEX indeks, te i s ovog aspekta optimalni portfolio daje bolje rezultate od tržišnog indeksa.
- Mjera asimetrije (α_3) za optimalni portfolio iskazuje blagu nagnutost distribucije povrata prema lijevoj, negativnoj strani, za razliku od CROBEX indeksa kod kojeg je prisutna nagnutost distribucije prema desnoj, pozitivnoj strani. To znači, da kod dobivenog optimalnog portfolija postoji veća vjerojatnost pojave negativnih povrata, nego što je to slučaj sa CROBEX indeksom. Ova činjenica upućuje na povećani rizik optimalnog portfolija u odnosu na CROBEX indeks zbog veće vjerojatnosti nastanaka gubitaka.
- Mjera zaobljenosti – kurtosis (α_4) za optimalni portfolio ukazuje na značajno zadebljanje «repova» distribucije povrata, te je veći od kurtosisa za CROBEX indeks. Iznos kurtosisa za optimalni portfolio i za tržišni indeks, ukazuje na veću vjerojatnost nastanka ekstremnih događaja i kod jednog i kod drugog. Budući da je iznos kurtosisa za CROBEX indeks manji od iznosa za optimalni portfolio, promatrano s aspekta kurtosisa, prednost bi trebalo dati CROBEX indeksu.

Prisutnost većeg iznosa kurtosisa u kombinaciji sa blagom asimetrijom u lijevo upućuje na potencijalne probleme optimalnog portfolija u usporedbi sa CROBEX indeksom. Promatrano s aspekta klasičnih pokazatelja karakteristika portfolija (prosječnog povrata i standardne devijacije) optimalni portfolio je u značajnoj prednosti u odnosu na CROBEX indeks, budući da uz istovremeni veći ukupni i prosječni dnevni povrat bilježi i znatno nižu standardnu devijaciju povrata. Kada se uzmu u obzir viši momenti raspodjele oko sredine javljaju se očiti potencijalni nedostaci optimalnog portfolija tj. veći potencijalni rizik optimalnog portfolija u odnosu na CROBEX indeks. Ovaj očiti nesklad između klasičnih pokazatelja karakteristika portfolija i viših momenata razdiobe oko sredine proistječe iz činjenice da moderna portfolio teorija pri formiranju efikasne granice uzima u obzir samo prosječne povrate i standardne devijacije portfolija, ali ne i više momente raspodjele oko sredine.

U odabranom razdoblju, od 27.02.2004. do 21.7.2004., koeficijent korelacije ($\rho_{t,o}$) između CROBEX indeksa i optimalnog portfolija iznosio je 0,19948. Ovako niska vrijednost koeficijenta korelacije upućuje na gotovo potpunu neovisnost između kretanja povrata CROBEX indeksa i optimalnog portfolija, što je veoma zanimljivo uzimajući u obzir da je većina dionica koje formiraju optimalni portfolio uključena i u bazu CROBEX indeksa. Slaba povezanost između dnevnog kretanja stopa povrata optimalnog portfolija i CROBEX indeksa vidljiva je iz slike 7.

Slika 7 - Usporedba kretanja dnevnih povrata optimalnog portfolija i CROBEX indeksa u razdoblju od 27.02.2004. do 21.07.2004.

U postocima



Izvor: Izračun autora (prilog 2)

Kako bi se utvrdila pouzdanost izbora optimalnog portfolija i primjenjivost moderne portfolio teorije na hrvatskom tržištu izabrani optimalni portfolio je promatran u narednom razdoblju od 21.07.2004. do 29.10.2004., ukupno 100 dana tj. 70 radnih dana. U promatranom razdoblju CROBEX indeks je ostvario ukupni rast vrijednosti od 24,95%, a optimalni portfolio ukupni porast od 14,24%.

Usporedba osnovnih karakteristika distribucije povrata za CROBEX indeks i za optimalni portfolio u razdoblju od 21.07.2004. do 29.10.2004. prikazana je u tablici 25.

Tablica 25 – Osnovne karakteristike distribucije povrata CROBEX indeksa i optimalnog portfolija za razdoblje od 21.07.2004. do 29.10.2004.

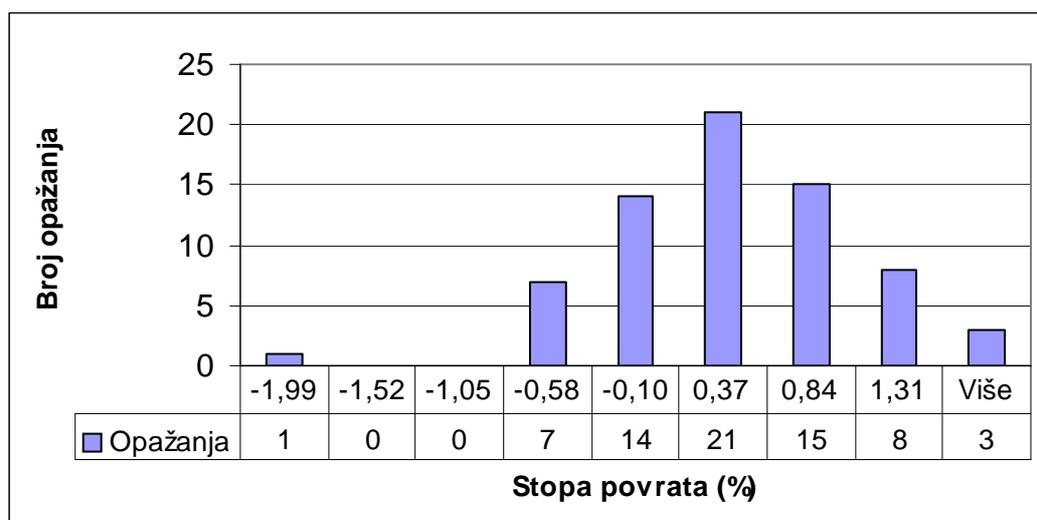
	Prosječni povrat (μ)	Varijanca (σ^2)	Standardna devijacija (σ)	Mjera asimetrije (α_3)	Kurtosis (α_4)
CROBEX indeks	0,32%	53,29%	7,30%	0,2712	0,2931
Optimalni portfolio	0,19%	13,53%	3,68%	-0,1556	1,0728

Izvor: Izračun autora

Prosječne stope povrata na optimalni portfolio i CROBEX indeks značajno su porasle u odnosu na prethodno promatrano razdoblje. Zbog snažnog rasta cjelokupnog tržišta kapitala u Hrvatskoj kod oba je primjetno značajnije pozitivno odstupanje od nule. CROBEX indeks se je od prosječnog dnevnog povrata u proteklom razdoblju od – 0,01% popeo na 0,32% i time pretekao optimalni portfolio koji se sa prosječnog dnevnog povrata od 0,03% u proteklom razdoblju popeo na 0,19%.

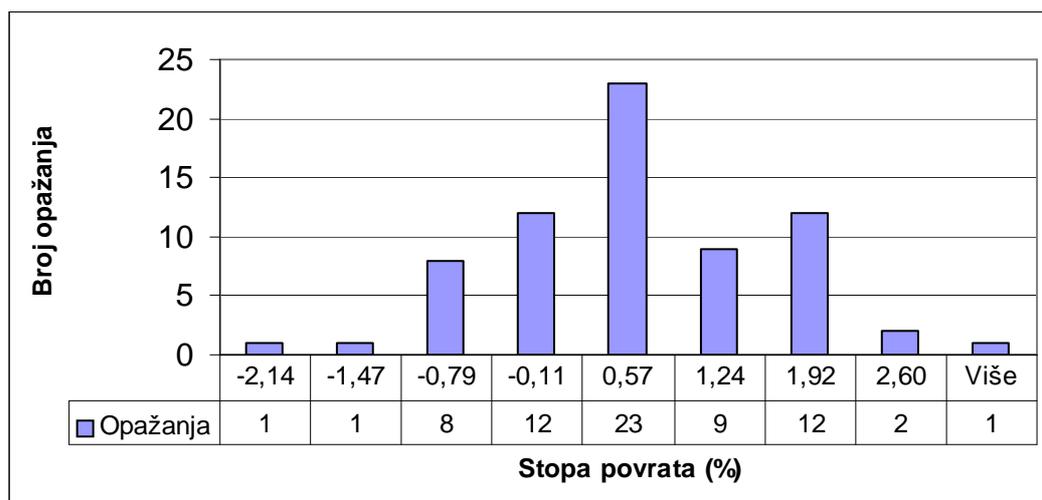
Raspodjele ostvarenih dnevnih stopa povrata za optimalni portfolio i CROBEX indeks u promatranom razdoblju od 21.07.2004. do 29.10.2004. prikazani su na slikama 8 i 9.

Slika 8 - Histogram distribucije dnevnih povrata optimalnog portfolija u razdoblju od 21.07.2004. do 29.10.2004.



Izvor: Izračun autora

Slika 9 - Histogram distribucije dnevnih povrata CROBEX indeksa u razdoblju od 21.07.2004. do 29.10.2004.



Izvor: Izračun autora

U promatranom razdoblju i dalje je zamjetna mnogo veća razina rizika prilikom ulaganja u tržišni indeks CROBEX, nego u optimalni portfolio. Varijanca (σ^2) CROBEX indeksa snažno je porasla u odnosu na prethodno razdoblje i sada iznosi 53,29%, u usporedbi sa sedam puta manjom varijancom od 7,45% iz prethodnog razdoblja. Varijanca optimalnog portfolija porasla je u odnosu na prethodno razdoblje i sada iznosi 13,53%, što je porast od 7,6 puta u odnosu na varijancu prethodnog razdoblja koja je iznosila 1,78%. Varijanca CROBEX indeksa u odnosu na varijancu optimalnog portfolija veća je gotovo četiri puta u ovom razdoblju. Standardna devijacija za CROBEX indeks u ovom razdoblju iznosi 7,30%, što je preko 2,5 puta više u odnosu na prethodno razdoblje kada je iznosila 2,73%. Standardna devijacija optimalnog portfolija povećala se za gotovo 2,8 puta, sa 1,33% u prethodnom razdoblju na 3,68% u ovom razdoblju.

Mjera asimetrije (α_3) u promatranom razdoblju za CROBEX indeks iznosi 0,2712, što ukazuje na snažniju nagnutost distribucije prema desno, od one zabilježene u prethodnom razdoblju kada je iznosila 0,1668. U razdoblju od 21.07.2004. do 29.10.2004. postoji malo naglašenija vjerojatnost ostvarivanja pozitivnih povrata u odnosu na negativne povrate. Mjera asimetrije za optimalni portfolio, sada iznosi -0,1556, pa je veoma bliska normalnoj distribuciji, što predstavlja napredak u odnosu na mjeru asimetrije za optimalni portfolio iz prethodnog razdoblja od -0,3699.

Mjera zaobljenosti – kurtosis (α_4) u promatranom razdoblju za CROBEX indeks iznosi 0,2931 što je znatno smanjenje u odnosu na prethodno razdoblje kada je iznosila 1,3864. Niski iznos kurtosisa ukazuje da je distribucija povrata indeksa veoma bliska normalnoj distribuciji. U istom razdoblju, kurtosis optimalnog portfolija iznosi 1,0728 što predstavlja smanjenje u odnosu na vrijednost kurtosisa u prethodnom razdoblju koji je iznosio 1,7867, te i dalje ukazuje na prisutnost zadebljanih «repova» distribucije.

Uspoređujući osnovne karakteristike optimalnog portfolija hrvatskih dionica i CROBEX indeksa, za promatrano razdoblje, može se doći do slijedećih zaključaka:

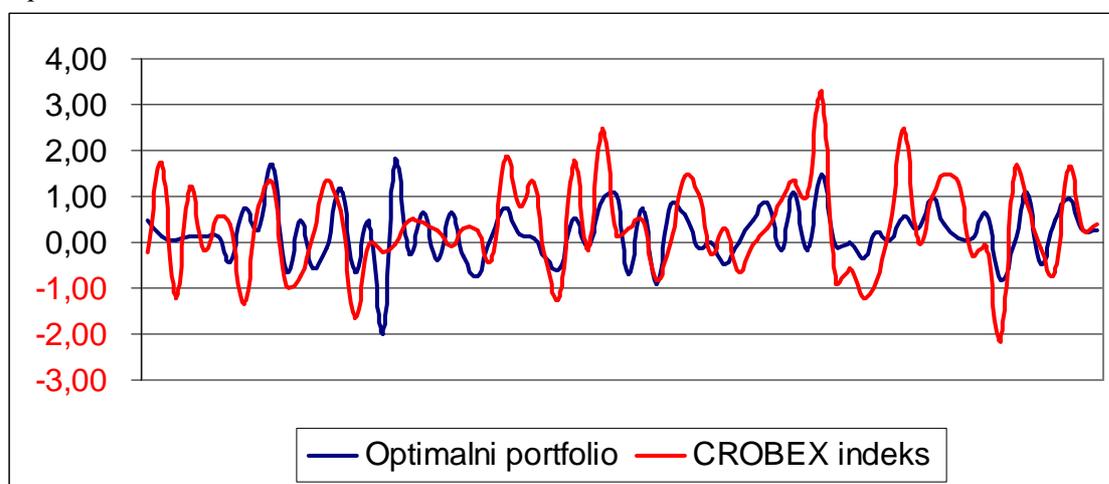
- Pozitivni prosječni dnevni povrati za optimalni portfolio i za CROBEX indeks ukazuju na snažan rast vrijednosti oba. Prosječni dnevni povrat na CROBEX indeks gotovo je dvostruko veći od povrata na optimalni portfolio, te ukazuje na snažniji rast vrijednosti CROBEX indeksa u odnosu na optimalni portfolio. Promatrano s aspekta prosječnog povrata, CROBEX indeks daje bolje rezultate nego optimalni portfolio.
- Rizik investiranja u optimalni portfolio, gledano kroz varijancu i standardnu devijaciju povrata i u razdoblju od 21.07.2004. do 29.10.2004. mnogostruko je manji od rizika investiranja u CROBEX indeks, te s ovog aspekta daje bolje rezultate od tržišnog indeksa.
- Mjera asimetrije za optimalni portfolio i dalje pokazuje veoma blagu nagnutost distribucije povrata prema lijevoj, negativnoj strani, za razliku od CROBEX indeksa kod kojeg je u ovom razdoblju prisutna još snažnija nagnutost distribucije prema desnoj, pozitivnoj strani. To znači, da kod dobivenog optimalnog portfolija i dalje postoji veća vjerojatnost pojave negativnih povrata, nego što je to slučaj sa CROBEX indeksom. CROBEX indeks zbog veće vjerojatnosti nastanka pozitivnih povrata s ovog aspekta ima prednost nad optimalnim portfolijem.
- Kurtosis optimalnog portfolija, iako se smanjio u odnosu na proteklo razdoblje i dalje ukazuje na značajno zadebljanje «repova» distribucije povrata, te je značajno veći od kurtosisa za CROBEX indeks. Iznos kurtosisa za CROBEX indeks značajno se smanjio i veoma je blizak normalnoj distribuciji. Vjerojatnost nastanka ekstremnih događaja kod CROBEX indeksa značajno je manja nego što je to slučaj za optimalni portfolio, te zbog toga predstavlja i manji potencijalni rizik.

U razdoblju od 21.07.2004. do 29.10.2004. došlo je do značajnih promjena, u smislu da CROBEX indeks sada ima značajno veći povrat od optimalnog portfolija, a zadržao je prednosti koje posjeduje u odnosu na optimalni portfolio tj. pozitivnu asimetriju i manji kurtosis. Jedina prednost optimalnog portfolija nad CROBEX indeksom je znatno manji iznos varijance i standardne devijacije.

Koeficijent korelacija između CROBEX indeksa i optimalnog portfolija u promatranom razdoblju od 21.07.2004. do 29.10.2004. iznosi 0,43387. Za razliku od prethodnog promatranog razdoblja, u ovom razdoblju koeficijent korelacije upućuje na mnogo snažniju pozitivnu vezu između kretanja povrata CROBEX indeksa i optimalnog portfolija. Između dva promatrana razdoblja koeficijent korelacije CROBEX indeksa i optimalnog portfolija povećao se je za 2,175 puta. Kretanje vrijednosti i dnevnih postotnih promjena CROBEX indeksa i optimalnog portfolija hrvatskih dionica u razdoblju od 21.07.2004. do 29.10.2004. prikazano je u prilogu 2. Snažnija povezanost između kretanja optimalnog portfolija i CROBEX indeksa vidljiva je i iz usporedbe dnevnih kretanja stopa povrata prikazanih na slici 10.

Slika 10 - Usporedba kretanja dnevnih povrata optimalnog portfolija i CROBEX indeksa u razdoblju od 21.07.2004. do 29.10.2004.

U postocima



Izvor: Izračun autora (prilog 2)

Kako bi se uistinu utvrdilo koja investicija je bila uspješnija u razdoblju nakon formiranja optimalnog portfolija nije dovoljno samo usporediti ukupne povrate na CROBEX indeks i optimalni portfolio. Potrebno je osim povrata uzeti u obzir i razinu rizika kojoj bi se izložio potencijalni investitor pri investiranju (Clarke, de Silva, Wander, 2002, str.29). Postoji više načina mjerenja uspješnosti investiranja korigiranih za preuzeti rizik. Među njima su najpoznatiji Sharpov omjer, Treynorov omjer i Jensenov omjer (Ploegmakers, Schweitzer, Rad, 2000, str.39). Budući da zadnja dva omjera zahtijevaju izračun bete portfolija, prikazan je izračun Sharpe omjera.

Sharpov omjer za portfolio predstavlja mjeru dodatnog povrata u odnosu na dodatan preuzeti rizik (Marrison, 2002, str.96). Definira se kao povrat od portfolija minus bezrizična kamatna stopa, podijeljeno sa standardnom devijacijom dodatnog povrata. Problem u Hrvatskoj je definirati bezrizičnu kamatnu stopu i odgovarajući vrijednosni papir. Radi pojednostavljenja postupka i u skladu s običajem u razvijenim tržišnim ekonomijama, kao dobra aproksimacija bezrizične kamatne stope može poslužiti kamatna stopa na državne obveznice Republike Hrvatske. Ako se uzme da obveznice Republike Hrvatske RHMFO-08CA koje dospijevaju 14.12.2008. godine (vrijeme do dospijeca 4,0603 godina) imaju nominalnu kamatnu stopu, sa godišnjim obračunom, od 6,875% i tržišnu cijenu od 112,15, vrijednost bezrizične kamatne stope može se dobiti prema slijedećoj formuli (Orsag, 1997, str.260):

$$W_b = I \times \frac{1 - (1 + k_b)^{-T}}{k_b} + N (1 + k_b)^{-T}$$

W_b – tržišna vrijednost obveznice
 I – nominalna kamatna stopa na obveznicu
 k_b – tržišna kamatna stopa
 T – vrijeme do dospijeca obveznice
 N – nominalna vrijednost obveznice

$$112,15 = \frac{(1 + X)^{4,0603} - 1}{(1 + X)^{4,0603} X} \times 6,875 + 100(1 + X)^{-4,0603}$$

$X = 3,6048\%$ godišnje

Za pretvaranje povrata s godišnje razine na povrat određenog razdoblja može poslužiti i jednostavan obračun kamata, u tom slučaju će povrat na nerizičan vrijednosni papir u razdoblju od 100 dana biti (Stigum, 1990, str.66):

$$P_n = \frac{P_g \times n}{365}$$

$$P_n = \frac{3,6048 \times 100}{365} = 0,9876\%$$

Ulaganjem u bezrizični vrijednosni papir (obveznica Republike Hrvatske) investitor bi u razdoblju od 21.07.2004. do 29.10.2004. zaradio 0,9876% na svoju investiciju. Kako bi se utvrdio Sharpe omjer za investiranje u CROBEX indeks i u optimalni portfolio koristi se slijedeća formula (Marrison, 2002, str.97):

$$\text{Sharpe} = \frac{R_p - R_f}{\sigma_p}$$

R_p – povrat na rizičnu investiciju
 R_f – povrat na bezrizičnu investiciju
 σ_p – standardna devijacija (rizik) rizične investicije

Sharpe omjer za CROBEX indeks u razdoblju od 21.07.2004. do 29.10.2004. iznosi:

$$\text{Sharpe} = \frac{24,95 - 0,99}{7,30} = 3,28$$

Sharpe omjer za optimalni portfolio u razdoblju od 21.07.2004. do 29.10.2004. iznosi:

$$\text{Sharpe} = \frac{14,24 - 0,99}{3,68} = 3,60$$

Budući da je iznos Sharpe omjera veći kod optimalnog portfolija, to znači da je optimalni portfolio ostvario veći povrat u odnosu na preuzeti rizik nego CROBEX indeks. S obzirom na Sharpe omjer u promatranom razdoblju, efikasnije je bilo investiranje u optimalni portfolio nego u tržišni indeks. Ovim zaključkom potvrđena je **hipoteza H1: «Na hrvatskom tržištu kapitala moguće je formirati portfolio dionica koji bilježi bolje rezultate, s aspekta povrata i s aspekta rizika, od tržišnog dioničkog indeksa».**

3.5. Prijedlozi investitorima

Usprkos svim svojim ograničenjima moderna portfolio teorija nudi dobro oruđe za donošenje odluka o investiranju i optimizaciji portfolija. Gotovo svi investicijski fondovi i veći investitori koriste se modernom portfolio teorijom ili teorijama koje su nastale kao izravan produžetak ove teorije. Modernu portfolio teoriju najbolje je primijeniti u odlukama o alokaciji tipa imovine u koju ulagati. Koeficijenti korelacije između vrijednosnica na tranzicijskim tržištima trebaju se uzeti s rezervom zbog njihove dokazane varijabilnosti. Logika diverzifikacije stoji na veoma čvrstim teorijskim postavkama i poznata je od ranije u narodnoj izreci «Ne stavlaj sva jaja u jednu košaru». Lako su dokazive i logične koristi uključivanja vrijednosnica iz različitih privrednih grana i tržišta u portfolio, koje se očituju u manjem riziku i stabilnijim povratima. Razlozi za pozitivne učinke međunarodne diverzifikacije mogu se naći i u činjenici da se ekonomski ciklusi zemalja ne kreću sinkronizirano. Autor smatra da ukoliko se želi dobiti optimalni portfolio za hrvatsko tržište, treba provesti primarnu selekciju hrvatskih vrijednosnica, zbog njihove niske likvidnosti i visokog potencijalnog rizika, koje bi tek nakon fundamentalne analize ušle u izbor za provođenje optimizacije i uvrštavanja u optimalni portfolio. Dakle, potrebno je suziti prvotni izbor s cijelog tržišta na neku manju skupinu. Kriteriji za raščlambu mogu biti:

- 1) likvidnost,
- 2) fundamentalni pokazatelji,
- 3) industrijske grane,
- 4) usporedba sa svjetskim trendovima.

Iz analize optimalnog portfolija i usporedbe sa CROBEX indeksom vidljivo je da se na hrvatskom tržištu dionica mogu ostvariti izvanredno visoki povrati. Moguće je formirati optimalne portfolije koji donose velike profite investitorima, a istovremeno su manje rizični od tržišnog indeksa. Investitori bi trebali obratiti pozornost i na više momente distribucije oko sredine npr. na mjeru asimetrije i na kurtosis distribucije, a ne samo na prosječni povrat i standardnu devijaciju. Na taj način investitori mogu izabrati ulaganje u portfolije koji imaju pozitivnu asimetričnost distribucije tj. veću vjerojatnost pojave pozitivnih povrata. Ne uzimanjem u obzir asimetrije i kurtosisa distribucije povrata investitori bi, u slučaju pada hrvatskog tržišta, mogli biti izloženi značajnim gubicima.

4. OSNOVNI RIZICI U FINACIJSKOM POSLOVANJU

Međunarodni financijski sektor prošao je kroz bitne strukturne promijene u proteklih 20 godina. Velike svjetske banke su prošle i još uvijek prolaze kroz procese međusobnih preuzimanja, spajanja i konsolidiranja svojih pozicija. Nakon usvajanja Zakona o financijskim uslugama¹² u SAD-u u 1999. godini koji je američkim bankama dopustio obavljanje širokog spektra financijskih usluga koje su im ranije bile zabranjene, te spajanje sa ostalim financijskim institucijama, kao npr. osiguravajućim društvima i brokerskim tvrtkama, započeo je još snažniji proces globalizacije. Novi val deregulacije namijenjen je kako bi financijske institucije zaokružile svoju ponudu i iskoristile nove tehnologije kao što su Internet bankarstvo i e-poslovanje. Širenjem opsega svojih aktivnosti financijski holdinzi se susreću s novim vrstama rizika. Zbog sve veće konkurencije i izlaska većih tvrtki samostalno na tržište kapitala, financijske institucije

¹² Financial Service Act

sve više smanjuju svoje profitne marže, posuđuju sve veće iznose, na sve dulji rok, klijentima sa nižim bonitetom. Klijenti, s druge strane, zahtijevaju sve inventivnije i profitabilnije načine investiranja svojih sredstava, kao i jeftinije i fleksibilnije načine financiranja. Sve više tvrtki traži načine kako da zaštiti svoju izloženost prema određenim rizicima (valutni, kamatni, robni itd.) i spremne su financijskim institucijama platiti kako bi one preuzele te rizike umjesto njih. Financijske institucije se sve više uključuju u aktivnosti «seljenja rizika»¹³ i poslovanja sa financijskim derivatima. Ove aktivnosti zahtijevaju razumijevanje izvora rizika, te sve kompleksnije metode mjerenja i upravljanja rizicima, kao i visoko specijalizirane zaposlenike. U Hrvatskoj je većina bankovne aktive u stranom vlasništvu, pa banke u Hrvatskoj preuzimaju metodologiju mjerenja i upravljanja rizicima razvijenu u svojim maticama.

4.1. Definicija i značaj rizika u financijskom poslovanju

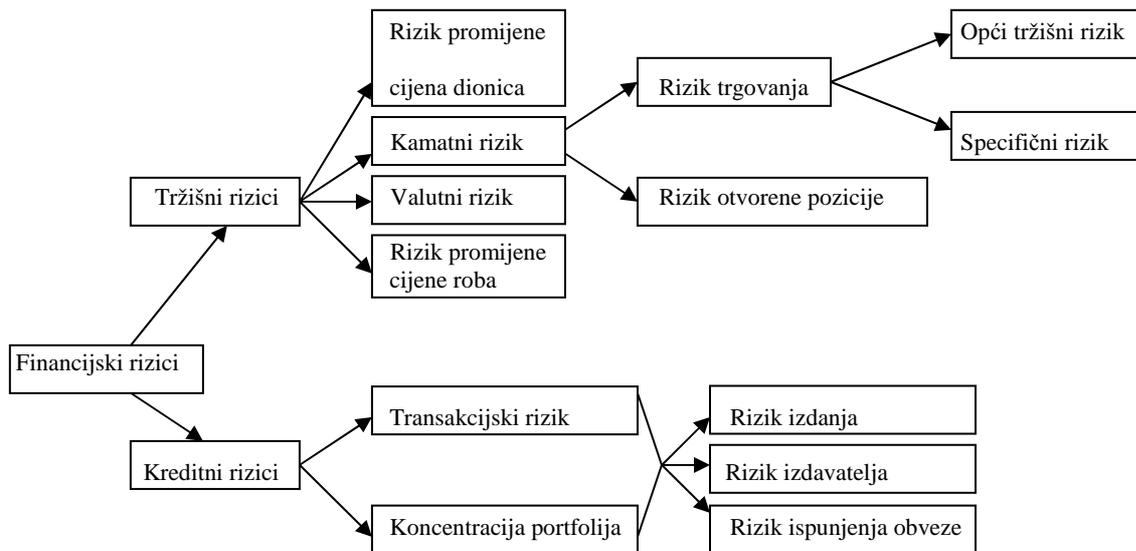
Pojam financijskog rizika označava negativna odstupanja od očekivanih rezultata zbog varijabilnosti mogućih ishoda (Crouhy, Galai, Mark, 2001, str.34). Financijski rizici se najčešće odnose na moguće gubitke na financijskim tržištima, zbog npr. promijene kamatnih stopa ili valutnih tečajeva. Mjerenje rizika je značajno evoluiralo tijekom posljednjih tridesetak godina. Razvilo se od jednostavnih indikatora kao što je tržišna vrijednost vrijednosnice, kroz složenije mjere osjetljivosti vrijednosnica na promjene na tržištu kao što su duration i konveksnost, do suvremene metodologije izračunavanja VaR-a (Fabozzi, Konishi, 1996, str.34). Svaki novi način mjerenja rizika prvo se je primjenjivao na pojedine vrijednosnice, a onda na cijele portfolije. Potraga za boljim i preciznijim načinima mjerenja rizika nije pri kraju. Svaka nova kriza ili propast pojedine financijske institucije otkriva ograničenja i pogreške najmodernijih načina upravljanja rizicima.

4.2. Vrste rizika u financijskom poslovanju

Rizici s kojima se tvrtke svakodnevno susreću mogu se najšire podijeliti na poslovne i opće rizike. Poslovni rizici predstavljaju onu skupinu rizika koju tvrtke samovoljno preuzimaju na sebe kako bi ostvarile profit. U ovu skupinu rizika spadaju financijski rizik, tehnološki rizik, rizik uspješnog plasiranja proizvoda, rizik uspješnog oglašavanja proizvoda i ostali. Preuzimanje poslovnih rizika spada u osnovu poslovanja svake tvrtke i nužni su za njen prosperitet. Rizici nad kojima tvrtke nemaju izravnu kontrolu nazivaju se opći rizici. U ovu skupinu rizika spadaju strateški rizik, rizik države, te pravni rizici. Glavna karakteristika ovih rizika je nepredvidivost i nemogućnost adekvatne zaštite od njih. Zbog raznovrsnosti i složenosti financijskih rizika u modernom poslovanju u stručnoj literaturi se pojavljuje mnoštvo klasifikacija i vrsta financijskih rizika. Jedna od u svijetu šire prihvaćenih podjela financijskih rizika prikazana je na grafikonu 6.

¹³ risk shifting

Grafikon 6 – Podjela financijskih rizika



Izvor: Crouhy Michael, Galai Dan, Mark Robert: Risk Management. New York, McGraw-Hill, 2001, str. 39.

Među najznačajnije rizike koji se pojavljuju u bankovnom poslovanju spadaju tržišni rizici (rizik promjene kamatne stope, valutni rizik...), kreditni rizik, operativni rizik i rizik likvidnosti. Iz tog razloga ovi rizici su detaljnije obrađeni u nastavku.

4.2.1. Tržišni rizici

Tržišni rizik nastaje kao posljedica promjena cijena vrijednosnica na financijskim tržištima. Među tržišne rizike ubrajaju se: kamatni rizik, valutni rizik, rizik promijene cijena vrijednosnica, te rizik promijene cijena roba. Mnogi autori (Marrison 2002, Dowd 2002, Hull, White, 1998b itd.) pod pojmom tržišnog rizika smatraju samo rizik promijene cijena vrijednosnica na financijskim tržištima, a kamatni i valutni rizik obrađuju zasebno zbog njihove važnosti. I u ovom radu tržišni rizik u užem smislu predstavlja rizik od nepredvidivih i negativnih promjena tržišnih cijena vrijednosnica.

Prva podjela tržišnog rizika se odnosi na podjelu rizika vrijednosnica na opći sistemski tržišni rizik koji se odnosi na osjetljivost pojedine vrijednosnice ili portfolija na promjene tržišnih indeksa i na nesistemski rizik (Crouhy, Galai, Mark, 2001, str.178). Nesistemski ili specifični rizik se odnosi na dio volatilnosti pojedine vrijednosnice kojeg određuju čimbenici karakteristični za pojedinu tvrtku. Nadalje, tržišni rizik se može podijeliti na dio rizika koji ovisi o smjeru kretanja financijskih varijabli, npr. kretanje cijena dionica, kamatnih stopa, deviznih tečajeva i cijena roba. Ove vrste rizika se mjere linearnom aproksimacijom, kao što je beta faktor za dionice, duration za obveznice i delta za odnos vrijednosti opcije naspram vrijednosti imovine na koju je izdana. Drugi dio rizika ili dio rizika koji ne ovisi izravno o smjeru kretanja financijskih varijabli sastoji se od nelinearnih izloženosti, izloženosti hedge pozicijama i volatilnosti. Drugo stupanjke ili kvadratne izloženosti se mjere pomoću *konveksnosti* kada se radi o obveznicama, a *gamom* kada je riječ o opcijama. Rizik kod pozicija zauzetih zbog hedginga kao npr. futures ugovori ili swapovi, koji nastaje zbog nenadanih promjena u cijenama imovine na koju su izdani mjeri se u obliku *baznog* rizika.

4.2.2. Kamatni rizik

Budući da se mijenjaju kamatne stope na pojedine pozicije aktive i pasive svake financijske institucije, a mijenja se i tržišna kamatna stopa, takve promjene mogu prouzročiti negativne učinke na račun dobiti i gubitka, na buduće novčane tijekove i na tržišnu vrijednost svake institucije. Zato se može kazati da je kamatni rizik izloženost, odnosno osjetljivost poslovanja financijske institucije neočekivanim promjenama kamatne stope na tržištu, odnosno u poslovnom okruženju (Jurman, 2002, str.18). Najčešći oblici rizika kamatne stope jesu rizik od promjena cijena, temeljni rizik, rizik krivulje povrata i rizik opcionalnosti.

Rizik od promjena cijena

Financijske institucije ugovaraju fiksne i promjenjive kamatne stope na plasmane i izvore sredstava. Simultano, financijske institucije, posebice, banke obavljaju ročnu transformaciju sredstava, tako da se u stabilnim gospodarskim uvjetima dio kratkoročnih sredstava može dugoročno plasirati i pritom se neće ugroziti likvidnost. Budući da potraživanja i obveze nemaju iste rokove dospijeca, eventualne promjene kamatnih stopa mogu izazvati nepovoljne učinke na poslovanje.

Temeljni rizik

Temeljni rizik nastaje u praksi zbog neusklađenih promjena aktivnih i pasivnih kamatnih stopa ili pak zbog, primjerice, oštrog konkurencije kada je banka prisiljena smanjiti aktivnu kamatu na kredit, a istovremeno povećati pasivnu kamatu na depozit.

Rizik krivulje povrata

Svako gospodarstvo nastoji ostvariti odgovarajući rast i razvoj, kao i što veću zaposlenost u uvjetima niske inflacije. U takvim okolnostima dugoročne kamatne stope bit će veće od kratkoročnih kako bi se kompenziralo kreditora za vezivanje sredstava i mogući kreditni rizik u dužem razdoblju. Kratkoročne i dugoročne stope formiraju se temeljem ponude i potražnje na tržištu, a krivulja povrata je obično pozitivna ili uzlazna, odnosno normalna. Rizik krivulje povrata nastaje kada pomaci krivulje povrata, prema gore ili prema dolje, imaju negativan učinak na prihod financijske institucije.

Rizik opcionalnosti

Opcija daje pravo, ali ne i obvezu, imatelju na kupnju, prodaju ili neku drugu mogućnost korištenja prava iz ugovora o kupnji opcije (Leko et al., 1993, str.339). U hrvatskom bankarstvu se ne izdaju opcije kojima se trguje na burzi, ali je uobičajeno ugrađivanje opcijskih klauzula u bankovne ugovore, kao primjerice:

- klijent sredstva oroči u banci, ali ih može podići bilo kada bez plaćanja naknade;
- dužnik može bez plaćanja naknade prijevremeno vratiti kredit;
- dužnik može plaćati kamatu koja se formira u zavisnosti od eskontne stope središnje banke, u zavisnosti od kretanja EURIBOR-a ili fiksnu prema ugovoru;
- dužnik može vratiti kunkski kredit u iznosu odobrenog ili u protuvrijednosti neke strane valute (valutna klauzula) itd.

Bez obzira da li je banka opciju prodala ili su u ugovorima ugrađene opcijske klauzule, postoji vjerojatnost da će u slučaju promjene kamatne stope imatelj opcije ili klijent banke iskoristiti opciju. Na taj način mogu se prouzročiti nepovoljni učinci za poslovanje banke, koji će biti veći od naknade koju je imatelj, odnosno kupac opcije platio banci.

4.2.3. Valutni rizik

Valutni rizik pojavljuje se ukoliko promjene međunarodne vrijednosti domaće valute ili promjene intervalutnih tečajeva svjetskih valuta prouzroče nepovoljne učinke na račun dobiti i gubitka i novčane tijekomove poslovnog subjekta (Shapiro, 1992, str.188). Nepovoljne učinke ne uzrokuje samo deprecijacija (smanjenje međunarodne vrijednosti) ili aprecijacija (povećanje međunarodne vrijednosti) domaće valute, već i promjene tečajeva na međunarodnim burzama u svijetu. Devizni tečajevi većine gospodarski razvijenih zemalja svijeta svakodnevno više ili manje osciliraju, a posebno su interesantni dugoročni trendovi, važni prilikom sklapanja dugoročnih komercijalnih i financijskih poslova (Jurman, 2001, str.161).

Promjena deviznih tečajeva može fizičkoj ili pravnoj osobi uzrokovati pozitivne ili negativne učinke zavisno o tome:

- da li se tečajevi smanjuju ili povećavaju, odnosno
- da li poslovni subjekt ima veće obveze ili veća potraživanja u stranoj valuti.

Osnovni valutni rizici koji se najčešće pojavljuju su: obračunski rizik (Translation exposure, Accounting exposure), ekonomski rizik (Economic exposure) i transakcijski rizik (Transaction exposure) (Walmsley, 1992, str.407).

Poznavanje valutnih rizika i predviđanje mogućih učinaka izuzetno je važno radi utvrđivanja i provođenja poslovne politike svakog subjekta koji posluje na međunarodnom tržištu ili obavlja devizne poslove.

Obračunska izloženost

Obračunska izloženost, odnosno obračunski valutni rizik pojavljuje se kod poduzeća koja imaju svoje organizacijske dijelove (podružnice) u inozemstvu prilikom iskazivanja poslovanja podružnica (bilanca stanja, račun dobiti i gubitka) u sklopu matičnog poduzeća i u valuti zemlje gdje je sjedište matičnog poduzeća (Shapiro, 1992, str.212), (Koch, 1992, str.822-830). Isto tako obračunski rizik pojavljuje se u bankama, poduzećima i drugim subjektima koji dio poslovanja vode u domaćoj valuti, a dio u stranim valutama i koncem svakog mjeseca, prema važećim propisima, iskazuju svoje poslovanje u domaćoj valuti (Jurman, 2001, str.163).

Ekonomska izloženost

Ekonomska izloženost ili ekonomski rizik valutnog rizika može se definirati kao potencijalna promjena u budućim zaradama i novčanom tijeku koje su posljedica kretanja međunarodne vrijednosti domaće valute ili intervalutnih tečajeva, a vidljive su u promjenama u konkurentnosti poslovnog subjekta na tržištu (Bessis, 2002, str.19), (Shapiro, 1992, str.224).

Transakcijska izloženost

Transakcijska izloženost ili rizik devizne transakcije jest pojam kojim se označava rizik proistekao iz poslovne transakcije, bez obzira da li je u pitanju transakcija koja je obavljena, koja je u tijeku ili je tek u pripremi, a odnosi se na tekuće devizne transakcije (Shapiro, 1992, str.201). Rizik leži zapravo u bilo kakvom deviznom plaćanju ili naplati i uključuje:

- devizno potraživanje ili dugovanje u odnosu na neki izvršeni posao ili ugovor o namjeri u nekom deviznom poslu u budućnosti i
- planirane, ali još i neugovorene tijekom deviznih sredstava kao primjerice izdane cijene dobara i usluga kojima se cijena garantira u nekom razdoblju ili izdane ponude za buduće devizne poslove čime nastaje rizik ukoliko bi se ugovor potpisao itd.(Rose, 1991, str.573).

4.2.4. Kreditni rizik

Kreditni rizik predstavlja rizik da dužnik neće ispuniti svoju novčanu obvezu, na vrijeme i pod uvjetima postavljenim u ugovoru (Fitch, 2000, str.121). U tradicionalnom bankarstvu kreditni rizik predstavlja najvažniju vrstu rizika. U svom širem smislu kreditni rizik označava i rizik od smanjenja kreditnog rejtinga dužnika ili izdavaoca vrijednosnica, pri čemu se povećava vjerojatnost neplaćanja i/ili gubitka uloženog novca. Izloženost kreditnom riziku se u suvremenom bankarskom poslovanju mjeri procjenom očekivanog gubitka po određenoj investiciji na osnovi kvantitativne analize, pri čemu očekivani gubitak ovisi o tri čimbenika (Basel Committee on Banking Supervision, 2004 a, str. 62-65), (Jorion, 2001, str.314-317):

- a) vjerojatnosti da suprotna strana neće podmiriti obvezu na ugovoreno vrijeme i način,
- b) iznosu gubitka koji bi se ostvario u slučaju nepoštivanja ugovora od suprotne strane,
- c) potencijalne izloženosti banke neplaćanju na određeni datum u budućnosti.

Ova tri čimbenika mogu se objediniti u jedinstvenu formulu, tako da:

Očekivani gubitak = Izloženost x Očekivana vjerojatnost neplaćanja x Veličina gubitka

Učinkovita strategija upravljanja kreditnim rizikom prema smjernicama Baselskog komiteta zahtjeva: osiguravanje primjerenog okruženja za mjerenje i upravljanje kreditnim rizikom, ispravan, pouzdan i dosljedan proces odobravanja kredita, prikladan proces kreditne administracije, aktivno mjerenje, upravljanje i nadzor kreditnog rizika, primjerenu kontrolu izloženosti riziku i aktivan nadzor i sudjelovanje regulatornih institucija.

Nadzor i upravljanje kreditnim rizikom u financijskim institucijama zasniva se na sustavu limita izloženostima, putem kojih se postavljaju ograničenja na iznos izloženosti pojedinom klijentu, privrednoj grani, regiji itd. Za različite organizacijske razine potrebno je postaviti jasna pravila delegiranja odgovornosti uz zadržavanje centraliziranog sakupljanja informacija u vezi izloženosti banke prema pojedinim pozicijama, kako bi se vršio sveobuhvatni i učinkovit nadzor rizika kojima se institucija izlaže.

4.2.5. Operativni rizik

Operativni rizik je rizik gubitka koji nastaje uslijed neadekvatnosti odnosno manjkavosti poslovnih procesa, ljudskog resursa, sustava podrške ili uslijed vanjskih utjecaja (Basel Committee on Banking Supervision, 2003, str.2). Operativni rizik dolazi do izražaja zbog sve većeg korištenja informatičke tehnologije i automatizacije u financijskom poslovanju, uvođenja složenih vrijednosnica, razvijanja modela za mjerenje tržišnog i kreditnog rizika itd. Paralelno sa razvojem modela za mjerenje tržišnog i kreditnog rizika pojavila se je potreba za istovremenim razvijanjem sustava za mjerenje operativnih rizika tj. rizika koji nastaju kao posljedica (Basel Committee on Banking Supervision, 2003, str.2):

- prijevare (pogrešno izvještavanje, krađe zaposlenika itd.);
- radnih navika i sigurnosti na radnom mjestu (pravo zaposlenika na odštetu, povreda zdravstvenih i sigurnosnih prava i generalna odgovornost);
- postupaka vezanih za klijente, proizvode i poslovnu aktivnost (zlouporaba povjerljivih informacija, pranje novca, prodaja neautoriziranih proizvoda);
- šteta na materijalnoj imovini (terorizam, potres, požar, poplava);
- prekida poslovanja i grešaka unutar sustava (hardver, softver i telekomunikacijski problemi);
- upravljanja procesima (ulazne greške, kriva procjena instrumenata osiguranja, nepotpuna dokumentacija, neovlašteno pristupanje podacima, neslaganje djelatnika itd.).

Negativne posljedice operativnog rizika mogu se svrstati među slijedeće: izravni financijski gubitak, indirektni gubitak zbog narušavanja ugleda banke i/ili odnosa s klijentima, potencijalni gubitak prihoda kao posljedica operativne nesposobnosti za obavljanje poslovnih transakcija.

Baselski komitet za bankovnu superviziju preporuča tri različita koncepta mjerenja operativnog rizika i to: pristup temeljnog indikatora, standardizirani pristup i pristup internog mjerenja.

Pristup temeljnog indikatora (Basel Committee on Banking Supervision, 2001, str.8), (Basel Committee on Banking Supervision, 2002 b, str.117) povezuje potrebnu razinu kapitala financijske institucije za pokriće operativnog rizika s indikatorom koji predstavlja njenu ukupnu izloženost. Ako se npr. za indikator uzima ukupni prihod, tada će se određeni postotak ukupnog prihoda utvrditi kao minimalni iznos kapitala za pokriće operativnog rizika. Taj se postotak naziva «alfa faktor». Prema istraživanjima koje je obavljao Baselski komitet banke su prosječno obračunavale približno 20% minimalno potrebnog kapitala za pokriće operativnog rizika.

Po standardiziranom pristupu (Basel Committee on Banking Supervision, 2001, str.7) aktivnost financijske institucije se dijeli na nekoliko poslovnih segmenata, kao što su: stanovništvo, poduzeća, banke, države itd. Za svaki poslovni segment utvrđuje se poseban fiksni postotak koji se naziva «beta faktor» i njime se utvrđuje potreban kapital za pokriće operativnog rizika u tom segmentu financijskog poslovanja.

Pristup internog mjerenja (Basel Committee on Banking Supervision, 2001, str.5-6) je najzahtjevniji, ali za financijske institucije dugoročno najisplativiji, pošto im omogućava da temeljem internih modela izračunavaju vjerojatnosti pojavljivanja

gubitaka u pojedinim dijelovima poslovanja i same utvrđuju rizične vrijednosti za svaki segment poslovanja na koje se onda primjenjuje fiksni postotak koji se naziva «gama faktor».

4.2.6. Rizik likvidnosti

Likvidnost se može definirati kao mogućnost prikupljanja sredstava bez posebnih troškova u razumnom vremenu (Uyemura, Van Deventer, 1993, str.234). Baselski komitet za bankovnu superviziju u svom radu o nadgledavanju likvidnosti navodi da je likvidnost, ili sposobnost da se financiraju povećanja u aktivi i podmiruju obveze kada dođu na naplatu, bitna za održavanje na životu bilo koje financijske institucije. Važnost likvidnosti nadmašuje pojedinačnu financijsku instituciju, budući da manjak likvidnosti u jednoj instituciji može imati posljedice za cijeli bankovni sustav određene zemlje.

Iz navedenih definicija likvidnosti proizlazi, da je rizik likvidnosti vjerojatnost da financijska institucija raspoloživim novčanim sredstvima neće biti u stanju podmiriti dospjele obveze prema svojim vjerovnicima (pasiva), kao i obveze po odobrenim kreditima, izdanim jamstvima, garancijama, avalima itd. (aktiva). Međutim, likvidnost financijske institucije treba u praksi shvatiti ne samo kao sposobnost podmirivanja dospjelih obveza, odnosno sposobnost financiranja povećanja aktive, već kao temeljno načelo bankovnog poslovanja. U tom smislu treba razlikovati (Jurman, 2004 b, str.635):

- likvidnost pojedinog potraživanja,
- likvidnost aktive i
- likvidnost ukupnog poslovanja.

Likvidnost pojedinog potraživanja

Likvidnost je obilježje nekog potraživanja da se ono u kratkom roku unovči i to bez značajnijeg gubitka. Pri ocjeni likvidnosti pojedinog potraživanja treba voditi računa o tri elementa: vjerojatnosti da se potraživanje u kratkom roku može stvarno pretvoriti u novac, vjerojatnosti da se pri toj transakciji može postići odgovarajuća cijena i vjerojatnosti da se u određenom razdoblju navedene dvije vjerojatnosti neće promijeniti. Likvidnost pojedinog potraživanja zavisi o kvaliteti dužnika, povratu kojeg takav financijski instrument nosi, ali i o funkcioniranju tržišta na kojem se dugovi i potraživanja mogu kupovati i prodavati.

Likvidnost aktive

Likvidnost aktive može se definirati kao proces nesmetanog pretvaranja novčanih sredstava u investicije i obratno pretvaranja potraživanje financijske institucije po svim osnovama i u svim pojavnim oblicima u novčana sredstva ugovorenim, odnosno planiranom dinamikom. Likvidnost ukupnih potraživanja, shvaćena kao sposobnost pretvaranja u novac, jednaka je zbroju likvidnosti pojedinih potraživanja. Budući da je stupanj likvidnosti pojedinih potraživanja različit, ukupnu likvidnost aktive čini distribucija vjerojatnosti pretvaranja u novac bez značajnijih gubitaka pojedinih dijelova imovine, ponderiranih iznosima odgovarajućih dijelova imovine

Likvidnost ukupnog poslovanja

Kao što se potraživanja financijskih institucija pretvaraju u novac u odgovarajućoj kombinaciji vjerojatnosti, tako se i njihove obveze izvršavaju u ugovorenim rokovima

prema dospijeću, a za sredstva po viđenju može se izračunati vjerojatnost da će vlasnici zatražiti njihovu isplatu. Likvidnost se u tom smislu može definirati kao količinu novčanih sredstava utvrđenu tako, da se u promatranom razdoblju izračuna razlika između distribucije dospjelih potraživanja i distribucije dospjelih obveza.

4.3. Važnost upravljanja tržišnim rizicima

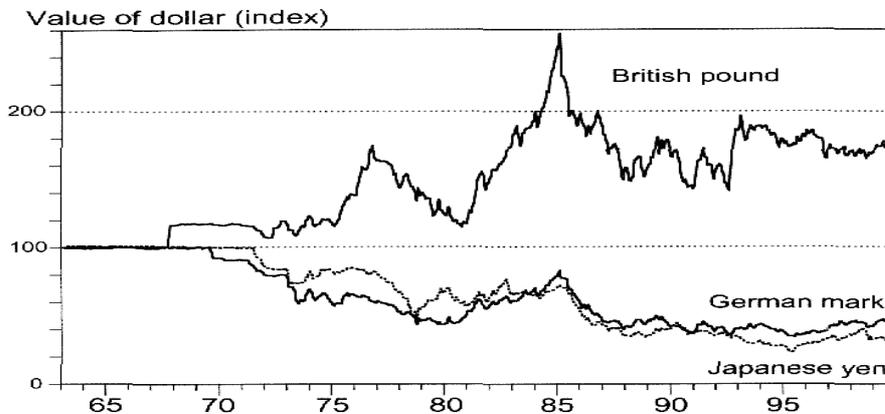
Snažan rast interesa za upravljanjem rizicima može se izravno vezati za porast volatilnosti na financijskim tržištima diljem svijeta od početka 70-tih godina prošlog stoljeća. Među značajnijim događajima koji su pridonijeli povećanoj rizičnosti financijskog poslovanja jesu:

- Raspad Bretton-Woods sporazuma i nestanak sustava fiksnih intervalutnih tečajeva.
- 1973. godine započeli su naftni šokovi koji traju do danas, praćeni povećanim stopama inflacije i kamatnim stopama.
- Na «crni ponedjeljak» 19.10.1987. godine, američki burzovni indeksi su u jednom danu izgubili 23% svoje vrijednosti, čime je preko noći nestalo jedan bilijun američkih dolara kapitala.
- U rujnu 1992. godine odgođeno je stvaranje europske monetarne unije zbog nemogućnosti održavanja fiksnih intervalutnih tečajeva između članica unije.
- 1994. godine centralna banka SAD-a, nakon što je tri godine držala kamatne stope na veoma niskoj razini, šest je puta tijekom godine podizala kamatne stope i time izbrisala 1,5 bilijuna američkih dolara svjetskog kapitala.
- Japanski financijski mjehur je puknuo 1989. godine i u slijedeće tri godine smanjio japanski burzovni indeks Nikkei sa 39.000 na 17.000 bodova. Ovakav negativan trend tržišnog indeksa uništio je 2,7 bilijuna američkih dolara kapitala i izazvao nevjerojatnu financijsku krizu u Japanu, od koje se Japan još uvijek nije oporavio.
- Valutna kriza 1997. godine u Aziji izbrisala je tri četvrtine tržišne kapitalizacije dionica u Indoneziji, Južnoj Koreji, Maleziji i Tajlandu.
- U kolovozu 1998. godine Rusija je obznanila nemogućnost plaćanja svojih obveza po izdanim državnim obveznicama, što je izazvalo financijski šok diljem svijeta i rezultiralo skorom propašću velikih investicijskih fondova.

Zajedničko svim ovim događajima bila je njihova neočekivanost i potpuna nespremnost sudionika na financijskim tržištima. Rast interesa za upravljanjem financijskim rizicima upravo je posljedica nastojanja da se u budućnosti ako je moguće izbjegnu ili makar ublaže učinci ovakvih financijskih katastrofa.

Kako bi se prikazao značaj i snaga promjena u proteklih tridesetak godina na slikama 11, 12 i 13 prikazana su kretanja intervalutnih tečajeva, kamatnih stopa i cijena nafte na svjetskom tržištu od 1963. do 2000. godine.

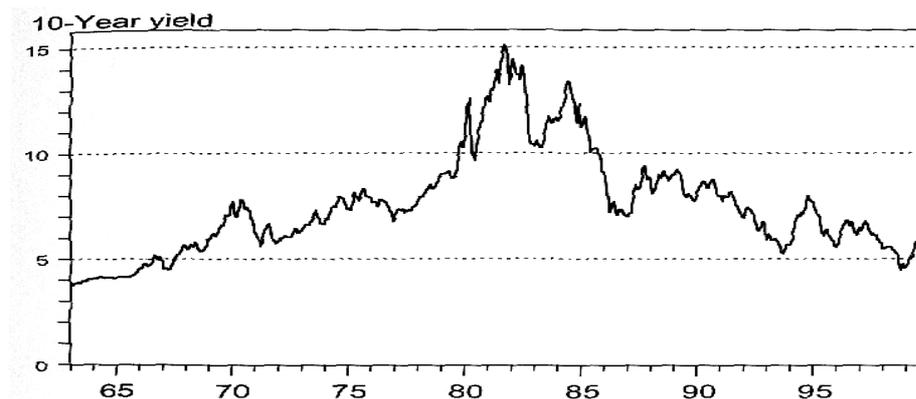
Slika 11 – Kretanje američkog dolara prema njemačkoj marki, britanskoj funti i japanskom jenu u razdoblju od 1963. do 2000. godine, prikazano u obliku indeksa



Izvor: Jorion Philippe: Value at Risk, The New Benchmark for Managing Financial Risk. 2nd edition, New York, McGraw Hill, 2001, str. 6.

U prikazanom razdoblju američki je dolar izgubio oko dvije trećine svoje vrijednosti prema njemačkoj marki i japanskom jenu. Tako je u odnosu prema japanskom jenu s intervalutnog tečaja od 361yen/\$, deprecirao na 100yen/\$, a prema njemačkoj marki, američki dolar je deprecirao sa 4,2DM/\$ na 1,5DM/\$. U istom razdoblju, američki dolar je aprecioirao prema britanskoj funti za 75%. Unutar promatranog razdoblja američki dolar je zabilježio snažne aprecijacije i deprecijacije svoje vrijednosti naspram drugih valuta, što je utjecalo na gospodarstvo mnogih zemalja svijeta i uništilo mnoge tvrtke koje se nisu štitile od valutnog rizika.

Slika 12 – Kretanje desetogodišnjih kamatnih stopa na američki dolar u razdoblju od 1963. do 2000. godine, u američkim dolarima

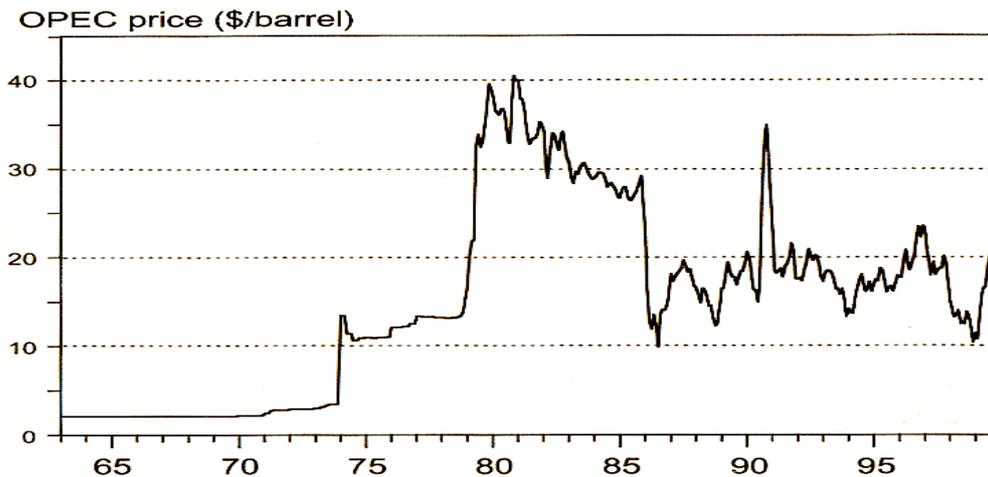


Izvor: Jorion Philippe: Value at Risk, The New Benchmark for Managing Financial Risk. 2nd edition, New York, McGraw Hill, 2001, str. 7.

U istom razdoblju stope povrata na obveznice su snažno varirale, što je posebice primjetno u osamdesetim godinama, kao posljedica inflacije koja je u to vrijeme bila prisutna u američkoj ekonomiji. Kao posljedica raspada sustava fiksnih intervalutnih tečajeva, došlo je do značajnog pada vrijednosti američkog dolara i do pojave inflacije. Američka vlada je 1979. godine krenula suzbiti inflaciju, što je dovelo do naglog

povećanja kamatnih stopa i njihove povećane volatilnosti. Stopa povrata se povećala sa 4% godišnje u šezdesetim godinama, na 15% sredinom osamdesetih, kada su kamatne stope bile na svom vrhuncu. Ovakvo kretanje kamatnih stopa bilo je posebno pogubno za banke koje su, vršeći svoju funkciju ročne transformacije sredstava, plasirane dugoročne kredite financirale iz kratkoročnih izvora, što je rezultiralo negativnim kamatnim maržama banaka.

Slika 13 – Kretanje cijena nafte na svjetskom tržištu u razdoblju od 1963. do 2000. godine, u američkim dolarima



Izvor: Jorion Philippe: Value at Risk, The New Benchmark for Managing Financial Risk. 2nd edition, New York, McGraw Hill, 2001, str. 8.

U promatranom razdoblju cijene nafte na svjetskom tržištu su isto veoma značajno varirale i kao što je primjetno, bile su korelirane sa kretanjem kamatnih stopa. Naftni šokovi imali su značajan utjecaj na gospodarstva diljem svijeta, a posebice na tržišta kapitala, koja su u vremenima porasta cijena nafte bilježila značajne padove.

Tri opisana primjera ukazuju na usku povezanost valutnih tečajeva, kamatnih stopa, cijena nafte i kretanja dionica, što naglašava apsolutnu nužnost razumijevanja i praćenja svih financijskih rizika.

4.4. Posljedice zanemarivanja tržišnih rizika

Kao posljedica snažne volatilnosti na financijskim tržištima diljem svijeta došlo je do propasti mnogobrojnih banaka. Iako propast svake banke ima svoje karakteristike, kada se usporede bankovne krize u posljednjih tridesetak godina primjetna su neka zajednička obilježja. Bankovne krize u Norveškoj, Švedskoj i SAD-u nastale su nakon provedene liberalizacije financijskog sektora (Basel Committee on Banking Supervision, 2004 b, str.66). Kreditni i tržišni rizik zbog ulaganja u nekretnine i vrijednosnice temeljene na hipotekama bio je prisutan pri gotovo svakoj značajnijoj bankovnoj krizi. Nakon provedene deregulacije financijskog sektora došlo je do naglog porasta u plasiranju kredita, a posebice do investiranja u nekretnine i vrijednosne papire izdane na temelju njih. Bez zadovoljavajućeg nadzora rastuće cijene nekretnina privlačile su sve veća ulaganja. U trenutku nastupa gospodarske recesije i pada vrijednosti nekretnina, mnoge banke su zbog svoje pretjerane izloženosti propale.

Uz poznate primjere propasti Barings banke i skore propasti Daiwe čiji uzrok se može pronaći u kombinaciji tržišnog i operativnog rizika, jedan od najpoznatijih primjera pogubnosti tržišnog rizika je primjer njemačke Herstatt banke (Basel Committee on Banking Supervision, 2004 b, str.5). Herstatt banka je propala zbog gubitaka nastalih uslijed pogrešnih prognoza kretanja američkog dolara i špekulacija na intervalutnim tečajevima.

Može se zaključiti da u današnjem svijetu niti jedna značajnija tvrtka, a posebice financijska institucija, ne može dugoročno planirati svoje poslovanje bez potpunog razumijevanja okoline i rizika koji je okružuju. U vremenu opće globalizacije i deregulacije ulog je za svaku pojedinačnu instituciju, ali i za cjelokupni financijski sektor, prevelik da bi se moglo dopustiti zanemarivanje tržišnih rizika.

5. MJERENJE TRŽIŠNOG RIZIKA VALUE-AT-RISK (VaR) METODOM

Budući da je mjerenje tržišnih rizika veoma zahtjevno i široko područje, logičan je bio i razvoj mnogobrojnih metoda za njegovo mjerenje i upravljanje. Pet najpoznatijih i najrasprostranjenijih pristupa mjerenja tržišnog rizika jesu (Marrison, 2002, str.88):

- analiza osjetljivosti
- testiranje ekstremnih događaja¹⁴
- testiranje scenarija
- CAPM model i
- Value at Risk (VaR)

Analiza osjetljivosti

Analiza osjetljivosti predstavlja promatranje promjene vrijednosti portfolija (P) ukoliko dođe do male promjene određenog faktora rizika (f). Faktori rizika predstavljaju tržišne varijable iz kojih se mogu dobiti vrijednosti svih vrijednosnica na tržištu. Glavni faktori rizika jesu: valutni tečajevi, kamatne stope, tržišni indeksi, cijene roba, volatilitet, te forward cijene svakog od ovih faktora.

Osjetljivost se može mjeriti relativnom promjenom vrijednosti portfolija (P) prilikom male promjene faktora rizika (ε), dijeljeno sa promjenom u faktoru rizika, tako da:

$$\text{Osjetljivost} = \frac{P(f + \epsilon) - P(f)}{\epsilon}$$

Mjera osjetljivosti može se primijeniti za portfolio obveznica, dionica, valuta, za terminske ugovore i za opcije. Mjerenje rizika osjetljivošću daje dobre aproksimacije za vrijednost portfolija u slučaju malih promjena faktora rizika. Ukoliko su promjene u faktorima rizika velike, kao što je to slučaj u financijskim krizama, linearna mjera osjetljivosti ne daje zadovoljavajuće rezultate i potrebno ju je izbjegavati.

Testiranje ekstremnih događaja

Pri testiranju ekstremnih događaja simuliraju se velike promjene faktora rizika, te se pri svakoj promjeni faktora rizika vrši potpuno vrednovanje portfolija i bilježe se procijenjeni gubici. Svrha testiranja je utvrđivanje jasne mjere rizika koja je

¹⁴ Stress testing

jednostavna za razumjeti. Nakon provedenog testiranja ekstremnih događaja, može se sa sigurnošću tvrditi da npr. ako se kamatne stope na tržištu povise za 3%, banka će izgubiti 10 milijuna kuna, ako se povise za 5% banka će izgubiti 20 milijuna kuna. Obično se veličine promjena faktora rizika standardiziraju kako bi se mogli uniformno provoditi u svim dijelovima organizacije. Pri provođenju testiranja važno je utvrditi koji faktori se kreću samostalno, a koji ovisno jedan o drugome, kako bi testiranje bila što realnija.

Uz sve zabilježene koristi testiranje ekstremnih događaja ima i nekoliko bitnih nedostataka:

- testovi daju velike količine podataka, ali ne ukazuju izravno na to koji od testiranih promjena predstavlja najveći problem za financijsku instituciju,
- smjer i jačina promjena rizičnih faktora nisu nužno vezani uz vjerojatnost nastanka takvih događaja,
- testovi se zasnivaju na pretpostavci da je korelacija između pojedinih faktora rizika nula ili jedan tj. da se kreću neovisno jedan o drugom ili simultano. Ovakav pristup može značajno iskriviti sliku stvarnog rizika kojemu se izlaže svaka financijska institucija.

Testiranje scenarija

Testiranje scenarija je veoma slično testiranju ekstremnih događaja po tome što oba pristupa koriste predodređene promjene u faktorima rizika i potom ocjenjuju promjene vrijednosti promatranog portfolija. Za razliku od testiranja ekstremnih događaja pri testiranju scenarija, promjene u faktorima rizika su subjektivno određene i oblikovane kako bi opisivale određeni razvoj događaja na financijskom tržištu. Pri stvaranju scenarija koriste se subjektivna mišljenja kako bi se testirao skup «najgorih» scenarija. Svaki scenarij odgovara određenoj vrsti tržišnog rizika, kao što je npr. pad tržišta kapitala u SAD-u, recesija u Kini, rast cijena nafte itd.

Za modeliranje scenarija najčešće se koriste događaji iz prošlosti, te se putem testiranja daje odgovor na pitanje, što bi se dogodilo sa vrijednošću portfolija, ukoliko bi se ti događaji ponovili danas. Iako su velike koristi testiranja scenarija i preporučuje se njihova primjena, kao samostalna mjera rizika posjeduje nekoliko ozbiljnih nedostataka:

- testiranje je veoma zahtjevno i zahtjeva puno vremena,
- moguće je testirati samo ograničeni broj scenarija,
- veličine promjena se određuju subjektivno,
- moguć je sukob interesa budući da je osoba koja trguje i na taj način izlaže instituciju rizicima ista osoba koja će sudjelovati na testiranju scenarija, kao stručnjak za svoje područje djelovanja.

CAPM model

CAPM model koji izravno proizlazi iz Markowitzove moderne portfolio teorije, polazi od pretpostavke da je očekivani povrat na određenu vrijednosnicu (r_a) funkcija bezrizičnog povrata (r_f), prosječnog povrata na tržištu (r_m) i korelacije između vrijednosnice i tržišta, što je prikazano slijedećom formulom:

$$r_a = r_f + \beta(r_m - r_f)$$

$$\beta = \frac{\rho_{a,m}\sigma_a}{\sigma_m}$$

$\rho_{a,m}$ – koeficijent korelacije između vrijednosnice i tržišta

σ_a – standardna devijacija vrijednosnice (a)

σ_m – standardna devijacija tržišta (m)

CAPM model se zasniva na pretpostavci da na efikasnom tržištu, investitor može investirati u diverzificirani portfolio, koji uklanja sve rizike osim sistemskog rizika tj. rizika samog tržišta. Iz tog razloga investitor sa dobro diverzificiranim portfolijom treba biti zabrinut samo zbog razine sistemskog rizika. Budući da proizlazi iz moderne portfolio teorije model pati od istih nedostataka kao i ranije u radu opisana moderna portfolio teorija.

Value at Risk

Jedno od najznačajnijih napredaka na polju upravljanja rizicima u posljednjem desetljeću jest razvoj i sve šira primjena ove metodologije mjerenja rizika koja je posebno stvorena kako bi mjerila i upravljala različitim rizičnim pozicijama cjelokupne financijske institucije. Iako se ova metoda mjerenja rizika može naći pod mnogim imenima (Bankers Trust koristi naziv Capital at Risk (CaR), J.P. Morgan Value at Risk (VaR) i Daily Earnings at Risk (DEaR), neke organizacije koriste nazive Dollars at Risk (DaR) i Money at Risk (MaR)) svima je zajednička osnova, a to je da kombinira osjetljivost portfolija na promjene na tržištu sa vjerojatnošću nastanka određenog događaja. VaR metoda mjerenja tržišnog rizika trenutačno predstavlja najbolju dostupnu tehniku mjerenja rizika. Kao takvu ju je prihvatio i Baselski komitet za bankovnu superviziju, te je postala industrijski standard za mjerenje tržišnih rizika.

5.1. Definicija i razvoj metode VaR

VaR je mjera koja daje najveći mogući gubitak koji se može ostvariti od određene investicije, u promatranom razdoblju, uz određenu vjerojatnost (Jorion, 2002, str.22). VaR je jedinstvena, sumarna, statistička mjera mogućih gubitaka na vrijednost portfolija. VaR predstavlja mjeru gubitka koji može nastati uslijed «normalnog» kretanja tržišta. Gubici koji prelaze vrijednost VaR-a, događaju se samo uz određenu vjerojatnost (Linsmeier, Pearson, 2000, str.48).

Početkom osamdesetih godina prošlog stoljeća, vodeće financijske institucije započele su razvoj internih modela za mjerenje tržišnih rizika. Najpoznatiji od tih sustava je RiskMetrics sustav koji je razvila investicijska banka J.P.Morgan. Tehnički dokument koji u potpunosti opisuje funkcioniranje ovog sustava javno je objavljen 1994. godine i zbog svoje široke rasprostranjenosti postao je industrijskim standardom. VaR metodologija koju primjenjuje RiskMetrics sustav temelji se na modernoj portfolio teoriji, koristeći procijene standardnih devijacija i koeficijente korelacija vrijednosnica kako bi se procijenio njihov rizik. Iako je teorija na kojoj se temelji RiskMetrics sustav prilično poznata u financijskim krugovima, osposobljavanje ovakvog sustava mjerenja rizika zahtijevalo je mnogo napornog rada u smislu određivanja standarda i konvencija ulaznih podataka, sakupljanja baza podataka, usuglašavanja statističkih pretpostavki, procedura potrebnih za mjerenje volatilnosti i korelacija, te rješavanje mnogih drugih

tehničkih i teorijskih pitanja. Paralelno s istraživanjima J.P.Morgana i druge institucije su razvijale svoje interne modele. Modeli koje su te tvrtke razvile međusobno se značajno razlikuju, iako se temelje na sličnim teorijskim postavkama. Većina razlika među modelima nalazi se u pristupu obrade ulaznih podataka, postupcima predviđanja volatilnosti i korelacije, pretpostavki teorijskih distribucija itd. Usporedno s ovim parametarskim pristupima ocijeni VaR-a pojavili su se i modeli koji se ne temelje na modernoj portfolio teoriji, kao što je procjena VaR-a povijesnom simulacijom ili Monte Carlo simulacijama. Do 1994. godine svi interni modeli su bili čuvani u strogoj tajnosti, kako konkurencija ne bi mogla koristiti rezultate istraživanja. J.P.Morgan se 1994. godine odlučio na drastičan potez i javno objavio način funkcioniranja svog sustava za mjerenje tržišnih rizika, te je omogućio slobodan pristup putem Interneta do svojih baza podataka i sustava. Nakon toga uslijedilo je naglo širenje VaR modela koje su osim investicijskih banaka, počele koristiti i komercijalne banke, mirovinski fondovi, osiguravajuća društva, pa čak i nefinancijske organizacije.

5.2. Vrste VaR metoda

Razvojem VaR sustava mjerenja rizika jasno su se diverzificirala tri glavna načina mjerenja VaR-a i to (Committee of Chief Risk Officers, 2002, str.11):

- Povijesna simulacija
- Parametarski VaR i
- Monte Carlo simulacija

Iako se ova tri pristupa izračunu VaR-a razlikuju i često daju različite rezultate, zajednička su im neka ograničenja i karakteristike. Svaki od pristupa koristi faktore rizika. Praćenjem kretanja malog broja faktora rizika, kao što su kamatna stopa, intervalutni tečajevi, volatilnosti itd. moguće je izračunati vrijednosti tisuća vrijednosnica koje se nalaze na tržištima kapitala. Sva tri pristupa izračuna VaR-a koriste povijesnu distribuciju promjena cijena na tržištu kako bi odredili odgovarajuću distribuciju za dobivene podatke. Zbog ovog pristupa sve tri metode se suočavaju sa problemom izbora vremenskog horizonta iz kojeg će koristiti povijesne podatke. Problem se javlja zbog nemogućnosti istovremenog zadovoljenja dva ekstrema kojima se teži. S jedne strane želi se uzeti dovoljno dugo povijesno razdoblje, tako da dobiveni podaci u sebi sadrže rijetke i ekstremne događaje, koji najčešće i uzrokuju najozbiljnije gubitke. S druge strane, budući da se VaR-om želi predvidjeti buduća distribucija povrata, potrebno je koristiti najnovije tržišne podatke koji ocrtavaju najnovija kretanja na tržištima (Kritzman, Rich, 2002, str.91-92). Budući da je za sada nemoguće pomiriti ova dva cilja potrebno je pronaći odgovarajući kompromis. U nastavku su ukratko prikazana opća obilježja svaka od tri pristupa izračunu VaR-a.

5.2.1. Povijesna simulacija¹⁵

Budući da su povijesna simulacija i njezine razne modifikacije detaljno razrađeni u šestom poglavlju rada ovdje su opisane samo najosnovnije karakteristike povijesne simulacije.

¹⁵ Historical simulation (HS)

Zajedničko svim neparametarskim pristupima, među koje spada i povijesna metoda, jest da pri procjeni VaR-a ne postavljaju pretpostavke o distribuciji povrata (Barone-Adesi, Giannopoulos, 2001, str.170). Bit neparametarskog pristupa je u tome da umjesto pretpostavki teorijskih distribucija povrata, za izračun VaR-a koriste empirijske distribucije koje se dobivaju iz promatranih podataka. Svi neparametarski pristupi se temelje na pretpostavci da će bliska budućnost biti veoma slična nedavnoj prošlosti, te da se pomoću podataka iz nedavne prošlosti može prognozirati rizik u bliskoj budućnosti. Ova pretpostavka iako valjana u mnogim slučajevima, jedna je od najvećih zamjerki neparametarskom pristupu. Povijesna simulacija, kao glavni predstavnik neparametarskog pristupa, predstavlja konceptualno najjednostavniju metodu izračuna VaR-a. Kako bi se provela povijesna simulacija, potrebno je uzeti odgovarajući vremenski horizont od npr. 100, 250 ili 500 dana povijesnih podataka, izračunati dnevne povrate i odrediti iznos VaR iz iscrtanog histograma gubitaka i dobitaka (Hendricks, 1996, str.43).

5.2.2. Parametarska metoda

Parametarska metoda mjerenja VaR-a poznata je pod mnogim nazivima, od kojih su najčešći: Linearni VaR, VaR varijance i kovarijance, Delta normalan VaR i Delta-gama normalan VaR. Izračun VaR-a parametarskom metodom vrši se na način da se pretpostavi da distribucija povrata odgovara nekoj od teorijskih distribucija, kao što je npr. normalna distribucija. Primjenom ove pretpostavke, VaR za tržišni rizik izračunava se na temelju dva osnovna parametra: (1) srednje vrijednosti dobitaka/gubitaka (ili stope povrata) promatranog portfolija, te (2) standardne devijacije promatranih podataka. Iako za parametarski pristup određivanja VaR-a nije potrebna pretpostavka da su dobitci/gubici (stope povrata) portfolija normalno raspodijeljeni najčešće se pri ovom načinu upravo koristi normalna distribucija¹⁶ ili približna alternativa (eliptična distribucija). Normalna distribucija ima veoma privlačne karakteristike koje umnogome pojednostavljaju računanje VaR-a. Jednostavnost se očituje u tome što je za poznavanje cijelog oblika normalne krivulje potrebno znati samo aritmetičku sredinu i standardnu devijaciju određene pojave. Karakteristike normalne krivulje jesu:

- ima zvonolik oblik,
- unimodalna je,
- proteže se od $-\infty$ do $+\infty$,
- aritmetička sredina je jednaka medijanu i modu,
- simetrična je, tako da je mjera asimetrije (α_3) jednaka nuli,
- kurtosis (mjera zaobljenosti) (α_4) jednaka je 3.

Slučajna varijabla (x), s aritmetičkom sredinom μ i standardnom devijacijom σ , je normalno distribuirana ukoliko funkcija vjerojatnosti $f(x)$ da varijabla (x) poprimi vrijednosti X, prati slijedeću funkciju vjerojatnosti:

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

¹⁶ Karl F. Gauss (1777-1855) prvi je zabilježio normalnu distribuciju pri kretanju nebeskih tijela te od tuda i ime distribucije - Gaussova. Kasnije je P.S. Laplace dokazavši teorem centralne tendencije (dokazuje da središnja vrijednost opažanja povećanjem broja opažanja konvergira ka normalnoj distribuciji) potvrdio Gaussovu distribuciju kao najznačajniji oblik teorijske distribucije u statistici.

gdje je:

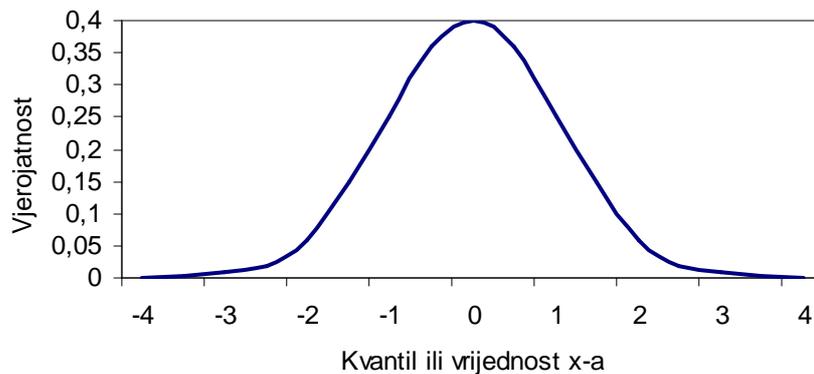
σ - standardna devijacija

π – pi, konstanta = 3,14159...

μ - aritmetička sredina

Prikaz normalne distribucije dat je na grafikonu 7.

Grafikon 7 – Normalna distribucija ($\mu = 0, \sigma = 1$)



Izvor: Izračun autora

Radi utvrđivanja položaja određene vrijednosti varijable (x) u nizu podataka, primjenjuje se standardizirana vrijednost varijable – z (Z-score). Svaka se varijabla x može svesti na standardiziranu ako se obilježje X linearno transformira u $X = \mu + z\sigma$. Standardizirano obilježje predstavlja odstupanje vrijednosti varijable (x) od aritmetičke sredine te varijable izraženo u jedinicama standardne devijacije.

$$z_i = \frac{x_i - \mu}{\sigma} \quad i = 1, 2, \dots, N$$

Iz prethodne jednadžbe je vidljivo da je standardizirano obilježje (z) linearna transformacija vrijednosti varijable x. Standardizirana varijabla (x) ima aritmetičku sredinu jednaku nuli ($\mu = 0$), a standardnu devijaciju jednaku jedan ($\sigma = 1$)¹⁷. Vrijednost (z) može poprimiti pozitivne i negativne vrijednosti. U većini postojećih sustava, vrijednosti numeričkih varijabli najčešće se nalaze unutar tri standardne devijacije na lijevu ili na desnu stranu od aritmetičke sredine te se u tom rasponu nalaze gotovo sve vrijednosti određene varijable. Za pouzdanu aproksimaciju vjerojatnosti koja odgovara odrađenom opažanju, a nije normalno distribuirana, može se primijeniti pravilo Čebiševa koje kaže da najmanja proporcija članova bilo koje populacije u intervalu $\mu \pm k\sigma$, $k > 1$, iznosi:

$$P = 1 - \frac{1}{k^2}$$

Prema pravilu Čebiševa raspon od $\mu \pm 2\sigma$ obuhvaća najmanje 75% svih vrijednosti varijable (x), a raspon od $\mu \pm 3\sigma$, najmanje 88,89% svih vrijednosti varijable (x) (Šošić, Serdar, 1994, str.67).

¹⁷ Za dokaz ove tvrdnje pogledati: Watson J. Collin, Billingsley Patric, Croft D. James, Huntsberger V. David: Statistics for Management and Economics. 4. izdanje, Boston, Allyn and Bacon, 1990. i Šošić Ivo, Serdar Vladimir: Uvod u statistiku. Zagreb, Školska knjiga Zagreb, 1994.

Normalna distribucija pruža jednostavan odgovor na pitanje kolika je vjerojatnost događaja pri određenom kvantilu¹⁸. Pretpostavka da su gubici/dobici normalno distribuirani ima tri veoma bitne prednosti prema svim ostalim distribucijama i mnogostruko pojednostavljaju postupak izračuna VaR-a.

1. Normalna distribucija je reprezentativna u uvjetima kada se može primijeniti teorem centralne tendencije.
2. Normalna distribucija daje jednostavne formule za kumulativne vjerojatnosti kao i za vrijednosti kvantila:

- Kumulativna gustoća normalne distribucije - izračunava vjerojatnost da vrijednost varijable (x) bude jednaka ili manja od unaprijed zadane vrijednosti X.

$$\text{Vjerojatnost}(x \leq X) = f(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{(x-\mu)}{\sigma}\right)^2\right] dx$$

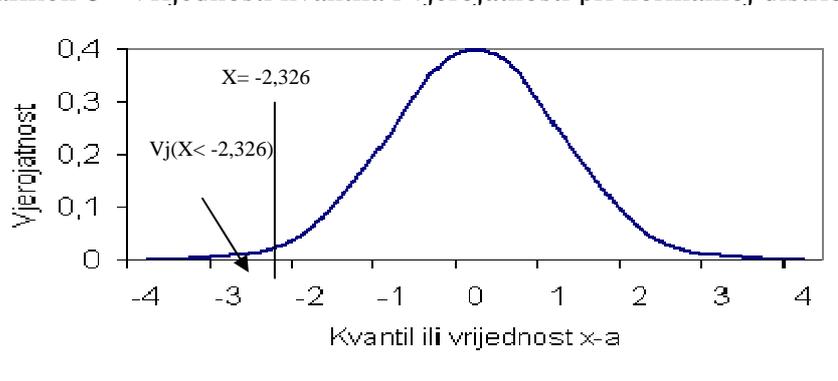
- Vrijednost kvantila - izračunava kvantil koji odgovara razini vjerojatnosti (s)¹⁹.

$$X_s = \mu + \alpha_s \sigma$$

3. Kako bi se odredila normalna distribucija potrebna su samo dva parametra – aritmetička sredina i varijanca.

Na grafikonu 8 je prikazana normalna distribucija sa vrijednošću X-a od -2,326 standardne devijacije. Ova vrijednost ukazuje na gubitak od 2,326 standardne devijacije tj. maksimalni gubitak uz 99% vjerojatnosti. Vjerojatnost da se ostvare veći gubici od 2,326 standardne devijacije nalazi se u lijevom repu distribucije, u području ispod krivulje na lijevo od vertikalne linije X koja označava točku od 2,326 standardne devijacije. Navedeno područje zauzima 1% ukupne površine ispod krivulje, tako da postoji samo 1% vjerojatnosti da se ostvare gubici veći od -2,326 standardne devijacije tj. može se tvrditi sa 99%-nom sigurnošću da ostvareni gubici neće premašiti -2,326 standardne devijacije.

Grafikon 8 - Vrijednosti kvantila i vjerojatnosti pri normalnoj distribuciji



Izvor: Izračun autora

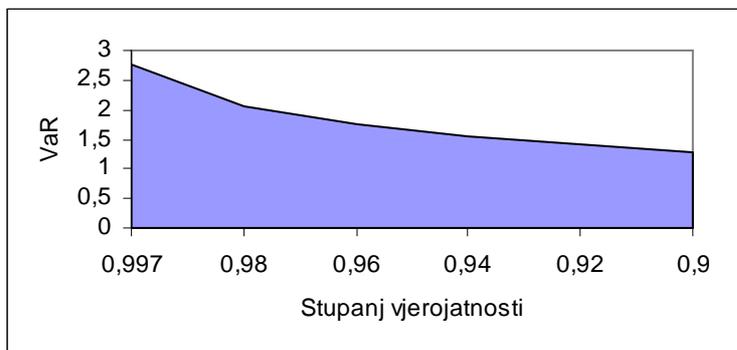
¹⁸ Kvantili su vrijednosti numeričke varijable koji niz uređen po veličini dijele na q jednakih dijelova. Broj kvantila p je za jedan manji od njegova reda q. (Više o tome: Šošić Ivo, Serdar Vladimir: Uvod u statistiku. Zagreb, Školska knjiga Zagreb, 1994.)

¹⁹ Najniža vrijednost varijable koja se može očekivati uz određenu razinu vjerojatnosti

Element iz prethodnih formula za kumulativnu gustoću normalne distribucije i vrijednost kvantila, koji izravno utječe na smanjenje VaR-a jest aritmetička sredina dobitaka/gubitaka (povrata) portfolija, pod uvjetom da je ona pozitivna ($\mu > 1$). Razvijeni sustavi mjerenja rizika pomoću VaR-a poput J.P.Morgan-ovog RiskMetrics-a uzimaju za vrijednost aritmetičke sredine (μ) nulu (RiskMetrics, 1996, str.8), što je u skladu sa aritmetičkom sredinom standardiziranog obilježja i teoremom centralne tendencije. Uzimanje vrijednosti aritmetičke sredine veće od nula pretpostavlja pronalazak portfolija vrijednosnica čiji povrati u prosjeku rezultiraju pozitivnom razlikom za investitora. Vrijednost VaR-a za portfolio s pozitivnom aritmetičkom sredinom bez obzira na relativni iznos standardne devijacije u dužim razdobljima držanja (N) biti će manja od portfolija s aritmetičkom sredinom nula i manjom standardnom devijacijom (Dowd, 2002, str.79).

Kao što se može zaključiti iz navedenih formula, VaR raste sukladno povećanju željene razine vjerojatnosti iz jednostavnog razloga što manje površine ispod krivulje normalne distribucije ostaje izvan dohvata izračunatog VaR-a, što je vidljivo iz grafikona 9.

Grafikon 9 - Normalna distribucija, vrijednost VaR-a prema stupnju vjerojatnosti ($\mu = 0, \sigma = 1$)



Izvor: Izračun autora

Kako bi se izračun VaR-a prilagodio za proizvoljni iznos vremena potrebna je blaga modifikacija formule za izračun VaR-a. Vrijednost aritmetičke sredine stope povrata portfolija (μ_r) za određeno razdoblje od (N) vremenskih jedinica (npr. dana) biti će:

$$\mu_r(N) = N \times \mu_r$$

Vrijednost standardne devijacije stopa povrata (σ_r) za razdoblje (N) biti će:

$$\sigma_r^2(N) = N \times \sigma_r^2 \Leftrightarrow \sigma_r(N) = \sqrt{N} \times \sigma_r$$

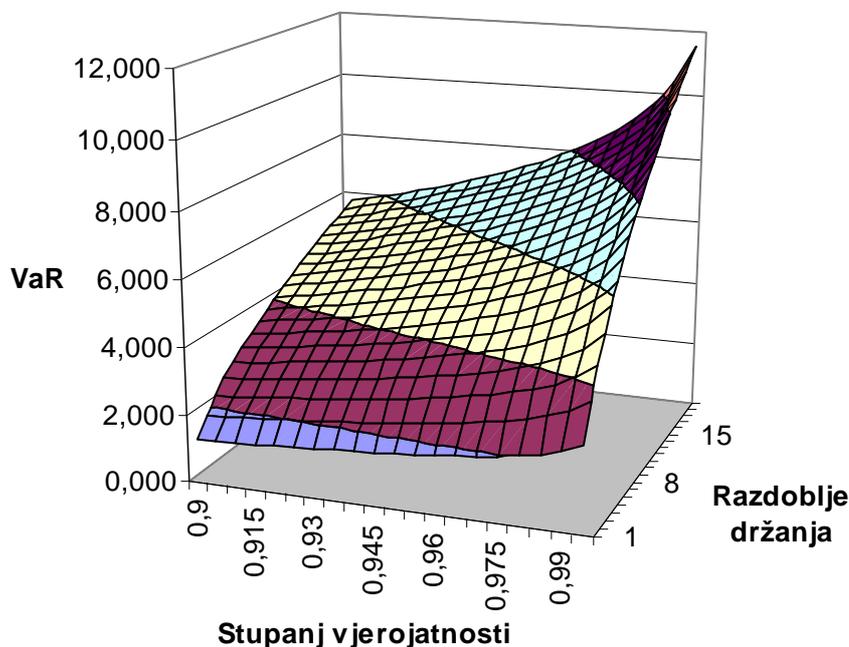
Modificirani izraz za izračun VaR-a za određeno razdoblje (N) i razinu vjerojatnosti (s) glasi:

$$\text{VaR}(N,s) = \alpha_s \sqrt{N} \times \sigma_r - N\mu_r$$

Prema ovoj formuli vrijednost VaR-a, za $\mu_r > 0$, raste s povećanjem razine vjerojatnosti i u početku raste sa dužinom razdoblja držanja portfolija, da bi kasnije počeo opadati. Vrijednost VaR-a raste produženjem razdoblja držanja zbog porasta u prvom izrazu formule, a opada zbog drugog izraza u formuli. Kako prvi izraz u formuli raste po drugom korijenu iz vrijednosti N-a, a drugi izraz raste proporcionalno sa N-om, jasno je da drugi izraz postaje prevladavajući kako vrijednost N-a raste. U slučaju $\mu_r = 0$,

vrijednost VaR-a portfolija raste po drugom korijenu iz vrijednosti N-a. Zajednički utjecaj razdoblja držanja portfolija i željene razine vjerojatnosti na visinu VaR-a u slučaju $\mu_r = 0$, $\sigma = 1$ prikazani su na grafikonu 10.

Grafikon 10 – Iznos VaR-a u odnosu na stupanj vjerojatnosti i razdoblje držanja u slučaju: $\mu = 0$, $\sigma = 1$



Izvor: Izračun autora

Ograničenja normalne distribucije

Uz sve navedene prednosti normalna distribucija ima i veoma značajna ograničenja u svojim teorijskim postavkama i u svojoj primjeni. Jedan od glavnih problema normalne distribucije jest upravo i njena glavna prednost, a to je da su za njeno opisivanje potrebna samo dva parametra (Guermat, Harris, 2002, str.410). Iako se svaka teorijska distribucija može opisati pomoću vrijednosti momenata oko sredine, normalna distribucija, budući da promatra samo prva dva momenta (μ i σ), često može podcijeniti rizik kojem je izložen portfolio u rubnim dijelovima distribucije (pri visokim razinama vjerojatnosti). Problematičnost pretpostavke normalnosti distribucije povrata priznaju i sami stvaraoci RiskMetrics sustava (Zangari, 1996 b, str.7-8), (Zangari, 1996 c, str.26). Zbog tog razloga pretpostavka normalne distribucije povrata nije najpogodnija distribucija za opisivanje distribucije povrata na portfolio, te je potrebno u procjenu rizika uključiti i više momente oko sredine tj. mjeru asimetrije i kurtosis.

Drugi problem normalne distribucije predstavlja činjenica da dobici/gubici (stope povrata) portfolija mogu poprimiti bilo koju vrijednost od $+\infty$ do $-\infty$ što znači da teoretski, pod pretpostavkom normalnosti investitor može izgubiti više nego što je uložio, što u stvarnosti nije moguće kod portfolija sastavljenih iz dionica i obveznica zbog ograničene odgovornosti imaoaca tih vrijednosnih papira. Primjer ostvarivanja gubitka većeg nego što je ukupni investirani kapital jedino je moguć kod portfolija koji sadrže financijske derivate npr. kratke pozicije u opcijama, swapove ili futures ugovore (Kolb, 2003, str.201). Budući da normalna distribucija nije ograničena maksimalnim

mogućim gubitkom, izračunati VaR može uvelike precijeniti stvarni mogući iznos gubitka.

Treći problem je problem statističke valjanosti prihvaćanja normalne distribucije za opisivanje rubnih dijelova distribucije povrata, budući da se normalna distribucija temelji na teoremu centralne tendencije koji nije pogodan za ocjenu rubova statističkih distribucija²⁰ (Embrechts, Resnick, Samorodnitsky, 1997), (Bensalah, 2002), (Gilli, Kellezi, 2003). Iz svojstava teorema centralne tendencije i normalne distribucije slijedi da je njegova upotreba prigodna samo pri ocjeni kvantila i vjerojatnosti oko sredine distribucije. Pri računanju krajnjih (ekstremnih) vrijednosti²¹ pretpostavke normalnosti distribucije ne vrijede i potrebno je osloniti se na teorem ekstremnih vrijednosti (Hongwei, Wei, 1999), (McNeil, 1999), (Embrechts, 2000).

Četvrto, koeficijenti korelacije se u kriznim situacijama značajno mijenjaju tj. konvergiraju ka vrijednosti jedan, što čini procijene VaR-a u kriznim situacijama pomoću parametarskog pristupa pogrešnim (Kim, Finger, 2000, str. 61). Čak i u situacijama koje nisu krizne, koeficijenti korelacije se mijenjaju što izravno rezultira pogrešnim prognozama VaR-a (Finger, 1997, str.3), činjenica koja je više nego očita u tranzicijskim ekonomijama. Kao reakcija na iznesene kritike najpoznatiji parametarski sustav procijene tržišnog rizika pomoću VaR-a, RiskMetrics sustav razvija dalje svoju metodologiju, te istraživanja idu u smjeru agregacije portfolija tj. izravnog modeliranja povrata portfolija umjesto izračunavanja varijanci i kovarijanci pojedinih vrijednosnica, procesa koji je sličan povijesnoj simulaciji (Zangari, 1997 a, str.30), (Benson, Zangari, 1997, str.10).

Peto, prema osobnom mišljenju autora, činjenica da distribucija povrata, kako se broj opažanja bliži beskonačnosti, teži ka normalnoj distribuciji, ne znači nužno da je distribucija povrata koji se promatraju jednaka normalnoj distribuciji. Pretpostavka da se povrati ponašaju po normalnoj distribuciji ako oni njoj samo teže, jednaka je pretpostavci da pri određivanju granične vrijednosti npr. q gdje $\lim_{q \rightarrow N} q$ samo teži ka N , se pojednostavljeno uzme da $v = N$, što je potpuno pogrešno²².

5.2.3. Monte Carlo simulacija

Monte Carlo simulacije pokrivaju širok spektar mogućih vrijednosti financijskih varijabli i u potpunosti uzimaju u obzir njihove međusobne korelacije. Korištenjem Monte Carlo simulacije pri izračunu VaR-a nasumično se stvaraju mnogobrojni scenariji za buduća kretanja tržišnih varijabli, a nelinearnim vrednovanjem se za svaki scenarij izračunavaju vrijednosti promjena. Slično povijesnoj simulaciji vrijednost VaR-a se izračunava uzimanjem najvećeg gubitka uz određenu razinu vjerojatnosti.

Jedna od glavnih zamjerki Monte Carlo simulaciji je korištenje unaprijed utvrđene teorijske distribucije vjerojatnosti koja opisuje faktore rizika portfolija (Holton, 1998, str.60). Obično je distribucija koja se pretpostavlja normalna distribucija ili

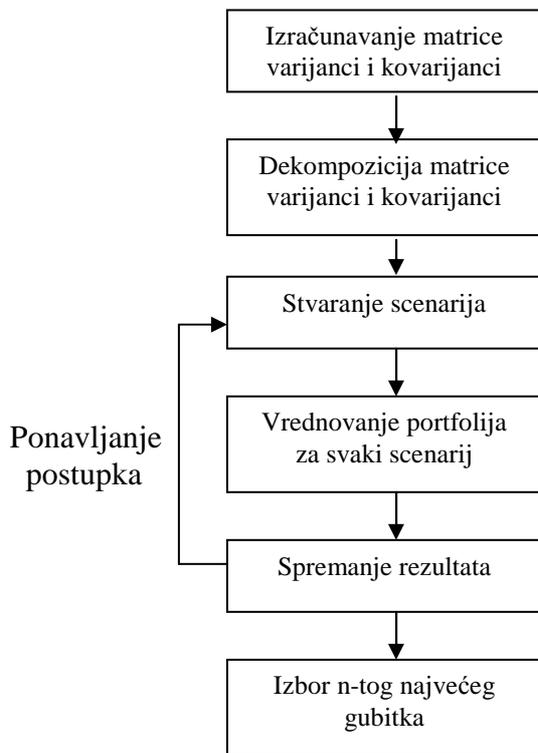
²⁰ Problem korištenja teorema centralne tendencije jest u tome što on dobro reprezentira samo središnji dio površine ispod krivulje distribucije, ali ne i njene krajnje dijelove. Za opisivanje repova distribucije korisniji je teorem ekstremnih vrijednosti. Više o tome: Embrechts, Resnick, 1997. i Embrechts, 2000.

²¹ Slučajevi kada je traženi stupanj vjerojatnosti visok (npr. 99% kao što to zahtjeva Baselski komitet)

²² Više o određivanju granične vrijednosti, pogledati Chiang, C. Alpha: Osnovne metode matematičke ekonomije. treće izdanje, Zagreb, Mate, 1996, str.133 – 140

lognormalna kakva se koristi i u izračunu parametarskog VaR-a. Matrica varijanci i kovarijanci za faktore rizika se izračunava na isti način kao i kod parametarskog pristupa, ali za razliku od parametarskog pristupa matrica se zatim dekompozira pomoću Cholesky dekompozicije ili Eigen-vrijednost dekompozicije (Marrison, 2002, str.121-126). Dekompozicija matrice se vrši zato da bi se osiguralo da su faktori rizika međusobno korelirani u svakom scenariju koji se generira. Proces generiranja scenarija počinje od trenutnog stanja na tržištu i po koracima se generiraju novi scenariji za svaki slijedeći dan kako bi se njihovim nelinearnim vrednovanjem dobile moguće vrijednosti portfolija za kraj svakog dana. Nelinearno vrednovanje instrumenata znači da se pri vrednovanju npr. obveznica ne koristi duration za izračun vrijednosti, već cijela formula, za opcije to znači korištenje Black-Scholes formule, a ne skraćeno vrednovanje putem delte ili game opcije. Iz dobivenih scenarija, VaR se izračunava tako da se izabere n-ti najveći gubitak. Ako se je npr. generiralo 1000 scenarija, a traži se VaR uz 99% vjerojatnosti, vrijednost VaR-a bila bi jednaka desetom najvećem zabilježenom gubitku u generiranim scenarijima. Postupak računanja VaR-a putem Monte Carlo simulacije prikazan je na grafikonu 11.

Grafikon 11 – Ilustracija postupka izračuna VaR-a pomoću Monte Carlo simulacije



Izvor: Marrison Chris: The Fundamentals of Risk measurement, McGraw Hill, New York, 2002, str.119

Monte Carlo simulacija ima dvije važne prednosti pred ostalim pristupima:

- Za razliku od parametarskog pristupa izračunu VaR-a, koristi nelinearne modele vrednovanja portfolija, te uzima u obzir nelinearnost promjena vrijednosti.
- Za razliku od povijesne simulacije, može generirati beskonačan broj scenarija i testirati mnogobrojne moguće događaje.

Monte Carlo simulacija ima i dva bitna nedostatka:

- Vrijeme potrebno za izračunavanje VaR-a pomoću Monte Carlo simulacije može biti i do 1000 puta duže od vremena za izračun parametarskog VaR-a zbog toga što se moguća vrijednost portfolija mora tisuće puta preračunavati.
- Za razliku od povijesne simulacije, koja ne pretpostavlja niti jednu teorijsku distribuciju, već uzima empirijske vrijednosti povrata, Monte Carlo simulacija pretpostavlja da su povrati normalno ili log-normalno distribuirani.

Dodatni nedostatak koji se može primjetiti kod korištenja Monte Carlo simulacije je činjenica da ova metoda izračuna VaR-a, jednom unesene volatilnosti i korelacije između pojedinih vrijednosnica smatra stalnima, te zbog toga ne reagira na promjene na tržištu i ne ocrta stvarnu razinu rizika (Gibson, Pritsker, 2000, str.1).

5.3. Mogućnosti primjene VaR metoda

Početna svrha VaR sustava bila je kvantificiranje tržišnog rizika. Negativna strana usredotočenja na samo jednu vrstu rizika jest u tome što će institucije početi seliti svoje investicije iz područja tržišnog rizika u druga područja koja je mnogo teže kontrolirati i mjeriti. Očiti primjer ovakvih procesa unutar financijske industrije jesu banke koja su zbog strože kontrole kreditnog rizika i većih rezerviranja za tu vrstu rizika, počele premješati dio svojih kreditnih rizika u tržišne rizike, gdje su potrebna manja izdvajanja u rezerve (Hendricks, Hirtle, 1997, str.2). Drugi je primjer, sve rašireniji trend vrednovanja trgovačkih pozicija na dnevnoj osnovi tržišnim cijenama, što smanjuje kreditni rizik, ali zbog velikih dnevnih tijekova novca povećava operativni rizik. Zbog ovakvih i sličnih slučajeva regulatori i same financijske institucije razvijaju integrirani pristup upravljanju rizicima, takav da obuhvaća što veći broj rizika, kroz cjelokupnu organizaciju. VaR metodologija koja je prvenstveno bila razvijena za upravljanje tržišnim rizicima sada se primjenjuje u integriranom pristupu vrednovanja tržišnog i kreditnog rizika. Obećavajuće područje koje još nije dovoljno istraženo je korištenje odnosa povrata na investiciju i njezinog VaR-a kao pomoć u vrednovanju upravljanja portfolijima, kao što se to danas čini Sharpe omjerom (Alexander, Baptista, 2003, str.94). VaR metodologija nalazi svoju primjenu i u upravljanju drugim vrstama rizika, kao što su rizik likvidnosti i operativni rizik. J.P. Morgan nakon što je 1994. godine objavio svoj RiskMetrics sustav temeljen na VaR metodologiji, 1997. godine razvio je CreditMetrics sustav, a 1999. godine CorporateMetrics. CreditMetrics sustav služi mjerenju kreditnog rizika u okviru portfolija financijske institucije, a CorporateMetrics primjenjuje RiskMetrics pristup na dulji vremenski horizont, te je prvenstveno namijenjen nefinancijskim institucijama. Oba ova sustava također su zasnovana na istim teorijskim postavkama VaR metodologije kao i RiskMetrics sustav.

5.4. Dosadašnja iskustva primjene VaR metoda u svijetu

Baselski ugovor koji su potpisale centralne banke G-10 zemalja u Baselu, 1988. godine, predstavlja jedan od najvažnijih propisa donesenih na području regulacije financijskih institucija. Glavna svrha ovog ugovora bila je jačanje stabilnosti međunarodnog bankovnog sustava putem utvrđivanja minimalnih standarda za izračun jamstvenog kapitala i postavljanjem jednakih pravila za sve sudionike financijskih tržišta. Zbog mnogih zamjerki na prvotni ugovor, kao što je zanemarivanje učinka portfolija i diverzifikacije (banke su bile dužne izdvojiti istu rezervu za 1 kredit od 100 milijuna kuna kao i za 100 kredita od po 1 milijun kuna) (KMPG, 2001 str.2), 1996. godine,

Baselski komitet je nadopunio originalni ugovor kako bi uključio i upravljanje tržišnim rizicima. Baselski komitet je 2004. godine donio novi ugovor, Basel II, koji u potpunosti zamjenjuje Basel I i uključio amandmane za tržišne rizike iz 1996. godine.

Nakon objavljivanja RiskMetrics sustava, upravljanje rizicima je doživjelo pravu revoluciju. Područje koje je bilo poznato samo pojedincima sada je postalo neophodno za funkcioniranje cijele financijske industrije, te se širi dalje na nefinancijske organizacije. Upravljanje rizicima danas postaje od strateške važnosti za svaku tvrtku. Nova vrsta managera – manageri za upravljanje rizicima postaju gospodari u sjeni svih svjetskih tržišta kapitala. Osim što posjeduju golemu odgovornost i moć, od tih ljudi se i zahtjeva mnogo. Suvremeni manager za upravljanje rizicima mora posjedovati vrhunsko znanje o financijskim tržištima, vrednovanju vrijednosnih papira, statistici, matematici i fizici.

VaR ne predstavlja univerzalni odgovor na problem upravljanja rizicima. Najbolji način primjene VaR sustava je uz puno razumijevanje svih njegovih nedostataka i ograničenja. VaR je potrebno promatrati kao nužan, ali ne i dovoljan oblik mjerenja i upravljanja tržišnim, ili bilo kojim drugim rizikom. Kao i svaki drugi sustav treba ga nadopuniti kontrolama i postavljanjem limita. Mjerenje VaR-a sve više koriste i značajne nefinancijske tvrtke npr. Nike, Microsoft, Merck i druge. Sve šira primjena VaR metodologije potaknula je veću pozornost regulatora na rizike u financijskom poslovanju i nova istraživanja na raznim poljima, kao što su statistika, matematika i fizika, što će u budućnosti rezultirati razvojem boljih i naprednijih sustava za mjerenje rizika.

5.5. Prednosti VaR metoda

Jedna od najvećih zasluga koje se mogu pripisati VaR-u je činjenica da je viši management postao svjesniji odnosa između preuzetih rizika i ostvarenih profita, što je dovelo do mnogo efikasnije alokacije sredstava. VaR metoda mjerenja tržišnih rizika zahvaljuje svoju privlačnost i rasprostranjenost svojim dvjema osnovnim karakteristikama. Prva karakteristika VaR-a jest da nudi jednostavnu i konzistentnu mjeru rizika za različite pozicije i faktore rizika. Na ovaj način omogućuje se usporedba rizika vezanih uz investiranje u npr. obveznice i dionice. VaR predstavlja jedinstvenu mjeru rizika koja omogućuje usporedbu instrumenata koji do primjene VaR-a nisu bili usporedivi. Druga karakteristika VaR-a jest da uzima u obzir koeficijente korelacije između različitih faktora rizika. U slučaju kada dva faktora rizika poništavaju jedan drugoga, VaR uzima u obzir njihovu međusobnu koreliranost, što rezultira relativno niskom razinom ukupnog rizika. Ukoliko se dva rizika međusobno ne poništavaju, VaR i tu činjenicu uzima u obzir što rezultira višom razinom ukupnog rizika. Informacije koje pruža VaR mogu se koristiti na više načina (Dowd, 2002, str.11):

- 1) Viši management može se koristiti tim informacijama kako bi postavio sveukupni profil rizika svoje institucije, te postavljao limite za maksimalni rizik i izloženost po organizacijskoj jedinici svoje organizacije.
- 2) Budući da VaR pruža informaciju o maksimalnom iznosu koji se može izgubiti tijekom određenog narednog razdoblja, uz određenu razinu vjerojatnosti, banke ga mogu koristiti kao mjeru za izdvajanje rezervi za tržišne rizike.
- 3) Osim na razini banke, VaR na razini pojedinih investicijskih bankara i brokera može poslužiti umjesto klasičnih mjera efikasnosti investiranja, kao što su Sharпов, Treynor i Jensenov omjer.

- 4) VaR se sve više prikazuje u godišnjim izvješćima velikih tvrtki, kako bi se investitorima predočio rizični profil tvrtke.
- 5) VaR se može koristiti kako bi se unaprijed ocijenile pojedine investicijske prilike.
- 6) Informacije dobivene iz VaR-a mogu se koristiti u implementaciji hedging strategija koje obuhvaćaju cjelokupni portfolio institucije.

Ukratko, VaR nudi konzistentan i integrirani pristup upravljanju tržišnim rizicima, što vodi ka cjelokupnom boljem i sigurnijem poslovanju.

5.6. Nedostaci VaR metoda

Prihvatanje VaR-a kao industrijskog standarda naišlo je na različite reakcije financijskih stručnjaka. Iako se većina znanstvenih diskusija u vezi VaR-a bavi teorijskim i empirijskim prednostima jednog pristupa nad drugim, ima i onih koji upozoravaju na probleme vezane uz sam koncept VaR-a. Kritičari VaR-a sumnjaju u primjenjivost i valjanost statističkih i drugih pretpostavki vezanih uz sam VaR, a koje su uglavnom preuzete iz fizike i izravno primijenjene na financije. Među najpoznatijim kritičarima VaR metode mjerenja rizika ističe se Nassim Taleb – poznati trgovac derivatima, koji upozorava na opasnosti doslovne primjene zakonitosti iz svijeta fizike na društvene sustave u kojima su one često nevažeće. Teoremi iz fizike ne uzimaju u obzir važne osobine društvenih sustava, kao što je sposobnost učenja i prilagođavanja sudionika na financijskim tržištima, nestacionarna i dinamička ovisnost mnogih tržišnih procesa (Taleb, 1997, str.445). Ovo su samo neki od čimbenika koji jednostavno mogu srušiti neke od osnovnih teorijskih pretpostavki VaR modela i rezultirati potpuno pogrešnom mjerom rizika.

VaR je suočen i sa tvrdnjama da su izračuni VaR-a previše neprecizni, te da nisu od posebne koristi, budući da različiti VaR modeli daju veoma različite procjene rizika, koristeći iste podatke (Beder, 1995, str.12). Ukoliko su VaR izračuni neprecizni, a investitori ih shvate kao jedino relevantno mjerilo rizika, moglo bi doći do ogromnih gubitaka za koje nitko nije spreman (Yamai, Yoshida, 2002, str.31). Osjećaj lažne sigurnosti i potencijalne opasnosti koje nastaju primjenom VaR metoda najbolje su opisane u izjavi Nassima Taleba: «Puno je opasnije oslanjati se na pogrešne informacije nego ne imati nikakve. Ukoliko pilotu date navigacijske instrumente koji ponekada pogriješe sigurno će doći do avionske nesreće. Ukoliko mu ne date ništa biti će prisiljen sam gledati kroz prozor» (Taleb, 1997, str.37). Zamjerka koja se često navodi u primjeni VaR-a kao mjere za kontrolu rizika i ocjenu efikasnosti investiranja jest vjerojatnost da će brokeri tražiti prilike za investiranje u sredstva koja prikazuju mali iznos VaR-a u odnosu na stvarni rizik. Na taj način doći će do seljenja većih iznosa novca u rizičniju imovinu, a o kojoj VaR modeli ne daju pravu predodžbu rizika. Iako je VaR mjera koja mjeri donje kvantile distribucije vjerojatnosti, pitanje je da li je VaR najbolja mjera rizika koja se temelji na repovima distribucije vjerojatnosti (Dowd, 2002, str.13). Najveća zamjerka koja se pripisuje VaR-u jest nezadovoljavanje sub aditivnosti tj. nije sigurno da iznos VaR-a ukupnih pozicija portfolija neće biti veći od sume VaR-a samostalnih pozicija koje čine taj portfolio. Koristeći VaR metode može se dogoditi da rizik sume pozicija bude veći nego suma pojedinih rizika. U posljednje vrijeme se kao nadopuna VaR-u koristi mjera očekivanog gubitka u repu distribucije²³

²³ Expected tail loss

(ETL) tj. očekivana vrijednost gubitka koja premašuje iznos VaR-a. ETL zadovoljava uvjet sub aditivnosti, ali i na nju kao mjeru rizika se odnosi većina kritika koje se pripisuju VaR-u. Uz ove općenite zamjerke vezane uz VaR, svaka pojedinačna metoda izračuna VaR-a ima mnogo kritika, od kojih su neke već ranije navedene.

6. MJERENJE TRŽIŠNOG RIZIKA POVIJESNOM SIMULACIJOM VaR-a

Povijesna simulacija spada u skupinu neparametarskih metoda procjene VaR-a. Osnovna karakteristika neparametarskih metoda je izračun VaR-a bez postavljanja pretpostavki o distribuciji povrata. Neparametarski pristup, za razliku od parametarskog pristupa koji podacima dodjeljuje određenu teorijsku distribuciju, empirijski utvrđuju distribuciju promatranih podataka, te na temelju nje izračunava iznos VaR-a. Neparametarske metode se temelje na pretpostavci da će bliska budućnost biti veoma slična nedavnoj prošlosti, te se pomoću podataka iz nedavne prošlosti može prognozirati rizik u bliskoj budućnosti. Među neparametarske metode osim povijesne simulacije, spadaju: bootstrap metoda (Danielsson, de Haan, Peng, de Vries, 1999), faktorska analiza, neparametarska procjena gustoće distribucije (primjena kernela) i metoda glavnih čimbenika²⁴ (Dowd, 2002, str.57). Ovi alternativni pristupi neparametarskog mjerenja VaR-a korisni su pri izračunu VaR-a za portfolije sa velikim brojem faktora rizika.

Mišljenje je autora da parametarska metoda izračuna VaR-a ne bi bila najpogodnija za hrvatske uvijete iz nekoliko razloga, koji su opaženi analiziranjem hrvatskog tržišta dionica i dobivenog optimalnog portfolija hrvatskih dionica iz prvog dijela ovog rada:

- 1) volatilnosti hrvatskih dionica su promjenjive,
- 2) korelacije između hrvatskih dionica se značajno mijenjaju u relativno kratkim vremenskim razmacima,
- 3) distribucija povrata na optimalni portfolio hrvatskih dionica i na hrvatski tržišni indeks pokazuje povećanu asimetričnost i zaobljenost u odnosu na normalnu distribuciju.

Dodatni argument za preferiranje povijesne simulacije za mjerenje tržišnog rizika na hrvatskom tržištu kapitala je postojanje dovoljnog broja ekstremnih događaja u proteklim razdobljima, koji osiguravaju zadovoljavajuću procjenu VaR-a.

6.1. Značajke povijesne simulacije VaR-a

Povijesna simulacija može zahvaliti svoju popularnost, svojim osnovnim karakteristikama:

- konceptualno je jednostavna,
- jednostavna je za primjenu,
- široko je rasprostranjena i
- prema mnogim istraživanjima daje zadovoljavajuće rezultate (Hendricks, 1996, Pallotta, Zenti, 2000, Pritsker, 2001, Barone-Adesi, Giannopoulos, 2001).

Glavna prednost povijesne simulacije je njena neparametričnost tj. ne postavljanje pretpostavki u vezi oblika distribucije faktora rizika koji utječu na vrijednost portfolija.

²⁴ Principal components approach (PCA)

Umjesto da se unaprijed pretpostavi određena teorijska distribucija povrata, izračun VaR-a putem povijesne simulacije se oslanja na empirijsku distribuciju povrata. Budući da većina vrijednosnica ima distribuciju sa zadebljanim repovima, povijesna simulacija nudi bolje rješenje od parametarskih metoda koje pretpostavljaju teorijske distribucije povrata, odnosno najčešće normalnu distribuciju. Pretpostavka normalnosti, na kojoj se temelji većina parametarskih pristupa, značajno podcjenjuje mogućnosti nastanka ekstremnih događaja, pa je time i izračunati VaR relativno nizak u odnosu na stvarni rizik. Povrati na portfolije sastavljene od više vrsta vrijednosnica, a posebice na portfolije dionica, distribuirani su asimetrično i imaju veći iznos kurtosisa od normalne distribucije. Ovakva pojava kod distribucije povrata se naziva leptokurtosis (Lewis, 1973, str.177). Jedan od razloga nastanka leptokurtosisa u nekondicionalnoj distribuciji povrata je vremensko nakupljanje volatilnosti. Empirijski je dokazano da volatilnost u vremenu nije ravnomjerna pojava, odnosno nije nezavisno i jednako distribuirana (IID)²⁵, već se pojavljuje u vremenskim nakupinama tj. razdoblja povećane volatilnosti se grupiraju u skupine (Zangari, 1996 b, str.8). IID pretpostavka se zasniva na teoriji da su povrati međusobno vremenski nekorelirani tj. da povrat jednog razdoblja ne ovisi o povratima prethodnih razdoblja. Ova pretpostavka je u skladu sa teorijom efikasnog tržišta, gdje sadašnja cijena vrijednosnice odražava sve informacije važne za cijenu te vrijednosnice. Ukoliko promijene cijena ovise samo o novim informacijama, znači da ih se ne može predvidjeti i zbog toga će biti vremenski nekorelirane tj. kovarijanca između varijable X u vremenu t i u vremenu t-1 će iznositi nula. Ovaj oblik ponašanja nezavisnih varijabli, u financijama, opisuje teorija slučajnog hoda (random walk), odnosno teorije iz kvantne fizike kao što je Brownovo kretanje tj. Wienerov proces (Neftci, 2004, str.341).

Glavni nedostatak povijesne simulacije je u činjenici da izračunava empirijsku distribuciju frekvencija povrata portfolija dodjeljujući svakom opažanju istu težinu (ponder), koja iznosi 1 / broj opažanja (Pritsker, 2001, str.3). Ovakav način ponderiranja, indirektno pretpostavlja da su faktori rizika, a time i povijesno simulirani povrati nezavisno i jednako distribuirani kroz vrijeme (IID). Pretpostavka nezavisne i jednake distribuiranosti kroz vrijeme na neefikasnim tržištima gdje postoji autokorelacija volatilnosti, koja se očituje u vremenskim nakupinama volatilnosti i autokorelacija povrata, predstavlja značajan problem za svaki model izračuna VaR-a. Pretpostavka da su ostvareni povrati IID, nerealna je zbog znane činjenice da volatilnosti variraju ovisno o vremenu tj. da se vremenski grupiraju razdoblja visoke i niske volatilnosti. Zbog ovih nedostataka standardnog pristupa povijesnoj simulaciji, razvijeni su ponderirani modeli povijesne simulacije koji na razne načine obrađuju ostvarene povrate (ARCH modeli prognoziranja volatilnosti, filtriranje podataka itd.), kako bi uklonili autoregresiju i serijsku korelaciju između varijabli i transformirali ih u IID povrate.

Autokorelacija mjeri stupanj i smjer jakosti veze između članova iste serije međusobno razmaknutih (t) razdoblja. Prisutnost trenda u određenoj seriji podataka uvjetuje visok stupanj autokorelacije. Ako serija podataka sadrži periodičnu komponentu, to će se odraziti na vrijednost autokorelacijske funkcije. Sadrži li serija periodične komponente, valja ih prije izračunavanja vrijednosti autokorelacije nekim postupkom odstraniti. Filtriranje sistemskih komponenti iz serije se najčešće provodi pomoću diferencija, pomičnih prosjeka (za periodične komponente) ili se umjesto originalnih vrijednosti u analizi koriste reziduali.

²⁵ Independently and identically distributed

Pojava autokorelacije u slučaju slabo razvijenih tržišta može biti posljedica slijedećih čimbenika (Deželan, 1996, str.81):

- Povremenog trgovanja pojedinim vrijednosnim papirima. Obično se sa dionicama manjih tvrtki trguje rjeđe nego s dionicama većih tvrtki, tako da se nove informacije najprije odraze na cijene dionica velikih tvrtki, a tek sa vremenskim zakašnjenjem na dionice manjih tvrtki. Taj vremenski pomak može uzrokovati pozitivnu povezanost kretanja cijena dionica.
- Trgovanja na osnovi potrebe. Ovdje se misli na transakcije investitora koji ne trguju na osnovi informacija, već iz likvidnosnih razloga.
- Brzog rasta tranzicijskih tržišta. Gospodarstva koja su u razvoju, rastu veoma brzo, tako da autokorelacija cijena na tržištima kapitala može nastati kao rezultat ekonomskog rasta.

Prisutnost pojava koje krše pretpostavku IID, kao što je autokorelacija između varijabli na financijskom tržištu, može se jednostavno testirati raznim metodama od kojih je najpoznatija Ljung-Box statistika za otkrivanje autokorelacije koja ima oblik:

$$\text{Ljung-Box} = m \sum_{k=1}^N w_k \eta_k^2$$

m – broj opažanja

η_k – autokorelacija za razdoblje od k dana

k – razdoblje za koje se ispituje autokorelacija ($k = 1, \dots, N$)

$w_k = (m-2)/(m-k)$

6.2. Modeli povijesne simulacije VaR-a

Postoji više načina na koje se može izračunavati VaR koristeći osnovni princip povijesne simulacije. Posljednjih godina uz standardnu metodologiju razvili su se i ponderirani modeli koji uvelike poboljšavaju standardni pristup i otklanjaju većinu nedostataka povijesne simulacije.

6.2.1. Standardni model povijesne simulacije

Prvi korak u provedbi povijesne simulacije jest sakupljanje dovoljnog broja povijesnih podataka o dobitima i gubicima ili povratima portfolija za koji se želi provesti povijesna simulacija. Podaci o povratima na portfolio mjere se tijekom određenog razdoblja npr. dana ili tjedna, a potrebno ih je sakupiti dovoljno kako bi se mogla provesti smisljena analiza. Promatrani portfolio koji se sastoji od (N) vrijednosnica, a za svaku vrijednosnicu (i) postoje opažanja za svaki od (n) razdoblja (npr. dana) u povijesnom uzorku, imati će simulirani povrat tijekom razdoblja (t) :

$$\text{Povrat}_t = \sum_{i=1}^N w_i R_{i,t}$$

w_i – udio imovine trenutno uložen u vrijednosnicu (i)

$R_{i,t}$ – povrat na vrijednosnicu (i) u razdoblju (t)

Prethodna formula daje povijesno simulirane serije povrata za sadašnji portfolio, te služi kao osnova za izračun VaR-a putem povijesne simulacije. Dobivena serija

povijesno simuliranih povrata će se razlikovati od stvarnih povrata ostvarenih na portfolio iz jednostavnog razloga, što se sastav stvarnog portfolija mijenja tijekom vremena. Povijesno simulirani povрати predstavljaju povrate koje bi portfolio ostvario, ukoliko bi investitor mijenjao svoj portfolio na kraju svakog radnog dana na način da osigura da svaka vrijednosnica ima uvijek isti relativni udio u portfoliju. To se može učiniti na način da svaki dan investitor uzima svoje ostvarene profite iz portfolija i nadoknađuje nastale gubitke, kako bi postotne udjele vrijednosnica zadržao fiksnima. Formirajući svoj optimalni portfolio, autor je već apriori generirao povijesno simulirane povrate, budući da je fiksirao relativne udjele svake vrijednosnice u svom portfoliju te se, zbog toga relativni udjeli vrijednosnica unutar portfolija, nisu mogli mijenjati.

Povijesna simulacija se može provesti na način da se iz povijesnih podataka izračunaju postotne promjene za svaki faktor rizika na svaki pojedinačan dan. Svaka postotna promjena se tada množi sa današnjom tržišnom vrijednošću kako bi se dobio (n) broj scenarija za sutrašnju vrijednost portfolija (Saunders, Cornett, 2003, str.244). Za svaki od ovih scenarija, vrednovanje portfolija se provodi potpunim nelinearnim modelom vrednovanja.

Dobiveni povijesno simulirani povрати se nanose na histogram i sa histograma se očitava iznos VaR-a za željenu razinu vjerojatnosti. Ovisno o željenoj razini vjerojatnosti, n-ti najveći gubitak se uzima za vrijednost VaR-a, uz unaprijed zadanu vjerojatnost, npr. ako se iz uzorka od 100 dana opažanja kretanja povrata, želi dobiti VaR od 95%, šesti najveći gubitak u promatranom razdoblju potrebno je pomnožiti sa sadašnjom vrijednošću portfolija kako bi se dobio iznos VaR-a. Značajan problem pri primjeni bilo koje metode povijesne simulacije je izračunavanje iznosa VaR-a za vremenska razdoblja duža od jednog dana. Kako bi se prognozirao VaR za razdoblja duža od jednog dana potrebno je sastaviti povijesno simulirane povrate za razdoblja koja imaju jednaku frekvenciju kao i razdoblje za koje se traži VaR. Npr. ako se želi izračunati VaR pomoću povijesne simulacije za razdoblje držanja od tjedan dana, potrebno je sastaviti povijesno simulirane tjedne povrate. Pri ovakvom načinu računanja VaR-a za razdoblja duža od jednog dana, u praksi se javlja ozbiljan problem. Kako se povećava razdoblje za koje treba izračunati VaR, broj opažanja naglo opada i ubrzo nestane dovoljno podataka. Jednostavna ilustracija jasno prikazuje problem, ukoliko postoji 500 dnevnih opažanja za određeni portfolio, što je jednako dvije godine podataka, pri procjeni VaR-a za jedan dan na raspolaganju je 500 opažanja, ukoliko se želi izračunati VaR za razdoblje držanja od 5 dana, na raspolaganju je samo $500/5 = 100$ opažanja, za razdoblje od 10 dana broj opažanja iznosi samo 50. Pri primjeni povijesne metode za izračun VaR-a na tranzicijskim tržištima, veoma značajno ograničenje predstavlja dužina vremenske serije podataka koja je na raspolaganju. Ovaj problem je posebno izražen u zemljama sa kratkom poviješću tržišne ekonomije, kao što je to Hrvatska, gdje vrijednosnice ne kotiraju na burzama dovoljno dugo da bi se mogao računati VaR za duža razdoblja držanja. Nažalost, za sada ne postoji jednostavan teorijski način na koji bi se VaR izračunan povijesnom simulacijom, za jedno vremensko razdoblje transformirao u VaR za neko drugo vremensko razdoblje, kao što je to moguće kod parametarske metode, gdje se to može učiniti jednostavnim množenjem iznosa VaR-a drugim korijenom iz vremena, što predstavlja veoma jednostavno ali i upitno rješenje vremenske transformacije VaR-a (Kritzman, Rich, 2002, str.91-92).

6.2.2. Ponderirani modeli povijesne simulacije

Iz osnovnog oblika povijesne simulacije razvili su se mnogobrojni modeli koji pokušavaju isključiti nedostatke standardnog pristupa i poboljšati povijesnu simulaciju. Najpoznatije modifikacije povijesne simulacije uključuju - model ponderiran vremenom (BWR model) i model ponderiran volatilnošću (White-Hull model); ovi modeli su opisani u nastavku rada. Na teorijskim postavkama povijesne simulacije i ova dva modela, autor je razvio vlastiti kombinirani model povijesne simulacije.

6.2.2.1. Model povijesne simulacije ponderiran vremenom

Kao što je već ranije napomenuto jedan od glavnih nedostataka povijesne simulacije jest način na koji pridaje važnost (težinu) opažanjima iz prošlosti. Problem se može jasno razumjeti iz jednostavnog primjera. Povijesna simulacija sa (n) opažanja iz prošlosti sadrži u sebi opažanje $R_{i,t-j}$, koje predstavlja povrat na vrijednosnicu (i) u trenutku $(t-j)$ gdje (t) označava sadašnji trenutak, a (j) označava starost opažanja i poprima vrijednosti $1, \dots, n$ (npr. $j = 1$ označava da je opažanje staro jedan dan). Pri formiranju histograma povrata za povijesnu simulaciju, opažanje $R_{i,t-j}$ će utjecati na histogram povrata u trenutku (t) , zatim u trenutku $(t + 1)$ i tako sve do trenutka $(t + n)$ kada se (j) izjednačuje sa (n) i opažanje $R_{i,t-j}$ ispada iz izabranog razdoblja. Sve vrijeme (n) koje se opažanje $R_{i,t-j}$ nalazi u izabranom vremenskom razdoblju utjecati će jednakom težinom na histogram povijesnih povrata i time izravno na vrijednost VaR-a. Nakon isteka vremena (n) to opažanje će nestati iz izabranog razdoblja i više neće imati nikakav utjecaj na vrijednost VaR-a. Strukturiranjem povijesne simulacije na ovaj način, svakom opažanju, bez obzira na njegovu starost (dok god je ta starost manja od n) se pridaje konstantno jednaki utjecaj na histogram povrata i time na vrijednost VaR-a, a nakon što opažanje postane starije od (n) razdoblja, ono nema više nikakav utjecaj (ponder 0). Nemoguće je teorijski objasniti zašto bi određeno opažanje u trenutku (t) imalo tijekom cijelog vremena opažanja određeni konstantan ponder, koji pri isteku određenog razdoblja odmah pada na nulu. Postavlja se pitanje (Dowd, 2002, str.66) zašto se pretpostavlja da pojedino povijesno opažanje $(t-i)$ ima jednaku vrijednost kao i najnovije (t) , a za samo jedno razdoblje starije opažanje $(t-i-1)$ nema nikakvu važnost tj. ima ponder nula. Dodatni problem koji izaziva standardni način dodjeljivanja pondera jest stvaranje efekta «duha» (ghost effect). Efekt «duha» nastaje uslijed npr. ostvarenja jednog značajnog gubitka u promatranom razdoblju. Ostvareni visoki gubitak ostaje u histogramu gubitaka/dobitaka sve dok ne prođe (n) razdoblja i događaj ne ispadne iz uzorka. Kada događaj ispadne iz uzorka dolazi do naglog smanjenja iznosa VaR-a. Smanjenje VaR-a nije posljedica smanjenog rizika, već efekta «duha» koji izravno ovisi o načinu dodjeljivanja pondera opažanjima i dužini promatranog vremenskog razdoblja.

Ako se zauzme stav, koji je empirijski potvrđen (Engle, 1982), (Bollerslev, 1986), (Zangari, 1996 c), (Hull, White, 1998 b) da ostvareni, nekondicionalni povrati nisu IID, logično je za pretpostaviti da podaci iz bliske prošlosti bolje reprezentiraju budući rizik portfolija nego vremenski udaljenija opažanja. Boudoukh, Richardson i Whitelaw su u svom radu «The Best of Both Worlds: A hybrid Approach to Calculating Value at Risk» iz 1998. godine na temelju ovakvog razmišljanja razvili generalizirani oblik povijesne simulacije koji je po njima nazvan BRW model. BRW model povijesne simulacije opažanjima povrata iz bliske prošlosti dodjeljuje relativno visoke pondere koji vremenom eksponencijalno opadaju, a njihova suma iznosi 1.

$$w_{t-i-1} = \lambda w_{t-i}$$

$$\sum_{i=1}^N w_{t-i} = 1$$

w_i – povrat na portfolio u trenutku (i)

λ – lambda (faktor opadanja)

Eksponencijalno ponderiranje se vrši na način da se eksponencijalnom faktoru opadanja lambda (λ) dodijeli vrijednost između 1 i 0, a $w(1)$ predstavlja ponder najnovijeg povijesnog povrata na portfolio. Opažanje koje prethodi najnovijem opažanju dobiti će ponder $w(2)$ koji iznosi $w(2) = \lambda \times w(1)$. Treći povrat po redu dobiva ponder od $\lambda^2 \times w(1)$ i tako do broja n – ukupnog broja opažanja (Boudoukh, Richardson, Whitelaw, 1998, str.5).

Nakon što su opažanjima povrata dodijeljeni ponderi, VaR se izračunava temeljem empirijske distribucije povrata prilagođene za dodijeljene pondere. Nakon dodjeljivanja pondera, VaR pri određenoj razini vjerojatnosti se može aproksimirati iz empirijske kumulativne distribucije vremenski ponderiranih povrata r_{t-1}, \dots, r_{t-N} .

Standardni oblik povijesne simulacije predstavlja poseban slučaj BRW modela kada je faktor opadanja (λ) jednak 1. Iako BRW model primjenjuje jednostavnu modifikaciju standardne povijesne simulacije, rezultati te prilagodbe su značajni. Pri naglim promjenama na tržištu povijesna simulacija bilježi veoma slabe rezultate zbog sporog prilagođavanja promjenama i dodjeljivanja jednake važnosti svim opažanjima bez obzira na vrijeme njihovog nastanka. BRW model povijesne simulacije pridaje puno veću važnost bliskim opažanjima, te zbog toga na puno bolji način i mnogo brže reagira na nagle tržišne promjene. Navedene prednosti metode eksponencijalnog ponderiranja su razlog zašto ga je i RiskMetrics sustav prihvatio u svom parametarskom modelu. RiskMetrics sustav koristi vrijednost lambda od 0,94 za dnevne podatke i $\lambda = 0,97$ za mjesečne podatke (RiskMetrics, 1996, str.100). Navedeni iznosi lambda postali su gotovo industrijski standard i najčešće su vrijednosti lambda korištene u stručnoj literaturi općenito (Hendricks, 1996, str.55). Iz teorijskih pretpostavki i empirijskih istraživanja moglo bi se zaključiti da BRW model ispravlja značajne nedostatke povijesne simulacije. Nažalost, BRW model u praksi pokazuje kao i standardna povijesna metoda značajne nedostatke. Npr. ukoliko portfolio umjesto dugih pozicija sadrži kratke pozicije u vrijednosnicama, padovi na tržištu neće povećati iznos VaR-a, zbog toga što portfolio kratkih pozicija u trenutcima pada tržišta bilježi dobitke, a ne gubitke. Iznos VaR-a za portfolio kratkih pozicija neće se povećati sve dok ne bude prekasno, odnosno do trenutka kad se tržište počne oporavljati, a portfolio počne bilježiti gubitke. Standardna povijesna simulacija, kao ni BRW model ne registriraju povećanje rizika portfolija kratkih pozicija nakon pada tržišta iz razloga što oba pristupa izračunavaju iznos VaR-a promatranjem lijeve (negativne) strane repa distribucije povrata. Oba pristupa u potpunosti zanemaruju što se događa sa pozitivnim povratima tj. ne obraćaju pozornost na desni rep distribucije i smatraju da pozitivni povrat ne sadrže korisne informacije o mogućim negativnim povratima. Ovakav način razmišljanja nije u skladu s empirijskim dokazima da nakon velikih dobitaka, tržište bilježi i velike gubitke. Zabrinjavajuća je nesposobnost povijesne metode i BRW modela da povećane dobitke povezuju sa većom volatilnošću povrata i time većim

rizikom. Povećana volatilitnost povrata bila ona pozitivna ili negativna ukazuje na povećanu rizičnost portfolija i neophodno ju je uzeti u obzir.

6.2.2.2. Model povijesne simulacije ponderiran volatilnošću

Problemu dodjeljivanja različitih pondera opažanjima može se pristupiti i na drugačiji način. Osnovnu ideju o ponderiranju povrata volatilnošću iznijeli su J. Hull i A. White u svom radu «Incorporating Volatility updating into the Historical Simulation method for Value at Risk» iz 1998. godine. Sličnu metodologiju koriste i Barone-Adesi, Giannopoulos i Vosper u radu «VaR without Correlations for Portfolios of Derivative Securities» iz 1999. godine, a svoj model nazivaju filtrirana povijesna simulacija²⁶. Osnovna ideja iznesena u radu Hull-a i White-a bila je prilagođavanje povijesnih povrata za promijene u volatilitnosti koje su se dogodile u najbližoj prošlosti. Za predviđanje iznosa VaR-a za dan (T) koristi se najsvježiji povijesni povrat ($r_{i,t-1}$), te ($\sigma_{T,i}$) - EWMA²⁷ ili GARCH²⁸ predviđanje volatilitnosti za naredno razdoblje dobiveno na kraju dana (T-1). Dobiveni iznos predviđene volatilitnosti u trenutku (T) $\sigma_{T,i}$, predstavlja multiplikator kojim se množe povijesni povrati ($r_{i,t}$) u trenutku (t) ponderirani za pripadajuću EWMA ili GARCH volatilitnost ($\sigma_{t,i}$) u trenutku (t) (Hull, White, 1998, str.4). Na ovaj način dobivaju se kondicionalni – normalizirani povrati, koji zadovoljavaju kriterij IID povrata i time su prikladni za povijesnu simulaciju. Postupak ponderiranja povijesnih podataka volatilnošću, izraženo u obliku formule:

$$r_{i,t}^* = \sigma_{T,i} \times \frac{r_{i,t}}{\sigma_{t,i}}$$

$r_{i,t}^*$ – volatilnošću ponderirani povrat

Ponderiranjem povrata na ovaj način stvarni se povijesni gubici povećavaju ili smanjuju ovisno o sadašnjoj volatilitnosti tržišta. Npr. ako je prije 100 dana volatilitnost na tržištu bila 1% ($\sigma_{t,i}$), a sadašnja prognozirana volatilitnost na tržištu iznosi 2% ($\sigma_{T,i}$), gubici koji su se dogodili u razdoblju kada je volatilitnost bila 1%, povećavaju se dvostruko i na taj način adekvatno oslikavaju stvarnu razinu rizika u sadašnjosti. Kako bi se sastavio histogram povijesnih povrata koriste se volatilnošću ponderirani povrati umjesto stvarnih ostvarenih povrata. Iz dobivenog histograma povrata očitava se iznos VaR-a za određenu razinu vjerojatnosti na isti način kao i kod standardne metode povijesne simulacije.

Kako bi se uzelo u obzir vremensko nakupljanje volatilitnosti pri prognoziranju buduće volatilitnosti, korisno je poslužiti se modelom za kondicionalnu varijancu povrata, kao što je EWMA ili općeniti oblik ovog modela – generalizirani autoregresivni kondicionalni heteroskedastični model (GARCH). Oba ova modela modeliraju sadašnju varijancu povrata kao funkciju prijašnje varijance i prijašnjih kvadriranih povrata.

Metoda eksponencijalno ponderiranih pomičnih prosjeka (EWMA) snažnije naglašava svježija opažanja korištenjem eksponencijalno ponderiranih pomičnih prosjeka ostvarenih povrata i njihovih varijanci. EWMA pristup dodjeljuje različite težine opažanjima ovisno o vremenu njihovog nastanka. Budući da se težine opažanja

²⁶ FHS – Filtered historical simulation

²⁷ Exponentially weighted moving averages

²⁸ Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity

eksponencijalno smanjuju, najnovije informacije dobivaju puno veću težinu od starijih. Formula za standardnu devijaciju portfolija prema EWMA modelu:

$$\sigma_t = \sqrt{(1-\lambda) \sum_{s=t-k}^{t-1} \lambda^{t-s-1} (x_s - \mu)^2}$$

ili

$$\sigma_t = \sqrt{\lambda \sigma_{t-1}^2 + (1-\lambda)(x_{t-1} - \mu)^2}$$

x_s – povrat u trenutku (s)

μ – prosječni dnevni povrat, najčešće je jednak nuli

σ_{t-1}^2 – varijanca portfolija iz razdoblja t-1, dobivena EWMA pristupom

Parametar lambda (λ) se naziva faktor opadanja i određuje stopu po kojoj opada važnost varijance povrata, kako se udaljava u prošlost. Teoretski, kako bi suma ovih pondera iznosila jedan, bilo bi potrebno koristiti beskonačno velik uzorak opažanja, ali budući da suma pondera konvergira ka jedan, dovoljno je koristiti skupove od stotinjak opažanja. Svrha EWMA modela jest obuhvatiti kratkoročna kretanja u volatilnosti povrata. Eksponencijalno ponderirani prosjek svakog dana je kombinacija dva osnovna elementa: (1) prognozirane varijance prethodnog dana kojoj se dodjeljuje težina λ i (2) ponderiranog povrata prethodnog dana, kojem se dodjeljuje težina $(1-\lambda)$. Što je niža vrijednost faktora λ , brže će se smanjivati utjecaj prošlih opažanja i više pozornosti će se poklanjati aktualnim povratima na tržištu.

Akronim GARCH predstavlja «generaliziranu autoregresivnu kondicionalnu heteroskedastičnost». Heteroskedastičnost znači «mijenjanje varijance», dakle kondicionalna heteroskedastičnost označava promjenu kondicionalne varijance. Heteroskedastičnost se može zamijetiti u vremenskim serijama u kojima je vidljivo nakupljanje volatilnosti tj. izmjenjuju se razdoblja visoke i niske volatilnosti (Tompkins, D'Ecclesia, 2004, str.2). Autoregresija se odnosi na metodu kojom se dobiva kondicionalna heteroskedastičnost. Prvi ARCH (autoregresivna kondicionalna heteroskedastičnost) model predstavio je Robert F. Engle 1982. godine (Engle, 1982.), a kasnije je model generalizirao i usavršio Tim Bollerslev 1986. godine (Bollerslev, 1986.). GARCH modeli se zasnivaju na pretpostavci da se na temelju povrata i volatilnosti iz prethodnih razdoblja može prognozirati buduća volatilnost. Predviđanje varijance slijedećeg razdoblja pomoću GARCH (1,1)²⁹ procesa odvija se na slijedeći način:

$$\sigma_{t+1}^2 = \omega + \alpha \varepsilon_t^2 + \beta \sigma_{t|t-1}^2$$

$$\alpha + \beta \leq 1$$

α, β, ω , – konstante

σ_{t+1}^2 – varijanca slijedećeg razdoblja

ω – srednja vrijednost povrata

ε_t – rezidual (nečekivani dio povrata) u trenutku (t)

$\sigma_{t|t-1}^2$ – GARCH procesom predviđena varijanca za trenutak (t) na temelju informacija iz trenutka (t-1)

²⁹ Oznaka (p,q) pokraj oznake GARCH-a označava da se model GARCH temelji na promatranju (p) prethodnih povrata i (q) prethodnih volatilnosti. Tako da npr. model GARCH(1,1) označava GARCH model koji se temelji na opažanjima povrata i volatilnosti prethodnog razdoblja.

Zbog dobrih rezultata u prognoziranju buduće volatilnosti osnovni GARCH model je postao veoma popularan, te je doživio mnoštvo izmjena, tako da se danas koriste desetine različitih oblika GARCH modela, kao što su EGARCH, AGARCH, IGARCH, GJR GARCH i mnogi drugi (Engle, Mezrich, 1995, str.114).

Hull-White-ov model povijesne simulacije ima nekoliko prednosti nam standardnim modelom povijesne simulacije i BRW modelom povijesne simulacije:

- Izravno uzima u obzir promjene u volatilnosti na tržištu pri izračunu VaR-a. Standardna povijesna simulacija ne uzima promjene volatilnosti u obzir, a BRW pristup koristi informacije o volatilnosti na tržištu na veoma restriktivan način.
- Rezultira iznosima VaR-a koji su osjetljivi na aktualna predviđanja volatilnosti, budući da se koristi GARCH prognozom buduće volatilnosti.
- Omogućuje dobivanje iznosa VaR-a koji su veći od najvećeg gubitka ostvarenog u promatranom razdoblju. U slučaju kada je volatilnost na tržištu veća nego u prošlosti, gubici ostvareni u promatranom razdoblju rastu sukladno razlici između tadašnje i sadašnje razine volatilnosti.

6.2.2.3. Kombinirani model povijesne simulacije ponderiran vremenom i volatilnošću

Autor je u ovom radu pokušao razviti novi model povijesne simulacije koji bi trebao poboljšati prethodno opisane modele, a temelji se na prethodna dva opisana modela povijesne simulacije – BRW modelu i Hull-White modelu. Budući da se model zasniva na ponderiranju volatilnošću i vremenom može ga se nazvati VTWHS³⁰ model.

VTWHS model predstavlja kombinaciju osnovnih ideja iz Hull-White-ova modela i BRW modela. VTWHS model se sastoji od dva koraka i započinje sa Hull-White-ovim modelom ponderiranja ostvarenih povrata volatilnošću. Hull-White model za prognoziranje buduće volatilnosti koristi GARCH postupak prognoziranja volatilnosti. Korištenje GARCH modela može predstavljati problem u praksi zbog poteškoća u određivanju konstantnih članova GARCH-a (α , β , ω). EWMA pristup koji koristi autor u svom modelu je u stvari specifičan oblik GARCH-a gdje je član $\omega = 0$, a članovi $\alpha + \beta = 1$. Prema empirijskim istraživanjima (Alexander, 2000, str.131) za kratka razdoblja prognoziranja, EWMA pristup iako je značajno jednostavniji za primjenu, daje veoma slične prognoze GARCH (1,1) modelima. Budući da autor u radu izračunava vrijednost VaR-a za razdoblje od jednog dana, primjena EWMA modela predstavlja značajno pojednostavljenje postupka izračuna VaR-a uz minimalni gubitak preciznosti. Iako Hull-White model povijesne simulacije rješava većinu najznačajnijih problema vezanih uz povijesnu simulaciju, dva problema ostaju istaknuta:

- Zbog primjene GARCH modela za prognoziranje buduće volatilnosti koji veću važnost pridaje povijesnim prognozama volatilnosti nego trenutnom povratu, pri rastu volatilnosti na tržištu, dolazi do posljedičnog povećanja VaR-a koji nakon prolaska razdoblja povećane volatilnosti, dosta sporo opada.
- Ukoliko je u promatranom razdoblju došlo do većih gubitaka, prisutan je efekt «duha» koji iskrivljuje stvarnu razinu rizika.

Kako bi se riješili ovi problemi, smisleno je primijeniti pristup razvijen u BRW modelu tj. eksponencijalno ponderiranje povrata. Boudoukh, Richardson i Whitelaw su u svojim istraživanjima koristili faktore opadanja od 0,97 do 0,99, RiskMetrics sustav

³⁰ Volatility and time weighted historical simulation

koristi faktore opadanja od 0,94 i 0,97, drugi autori (Finger, 1996, str.13), (Zangari, 1997, str.34) koriste iste ili slične faktore opadanja. Prema mišljenju autora ova razina faktora opadanja je prikladna kada se primjenjuje na nekondicionalne povrate, kao što je to slučaj kod standardne povijesne simulacije i parametarskih pristupa, ali kod kondicionalnih - modificiranih podataka, kao što je to slučaj kod povrata ponderiranih pripadajućom volatilnošću, potrebno je primijeniti znatno niži faktor opadanja kako bi se očuvao integritet samog modela. Ukoliko bi se koristio pretjerano visok faktor opadanja, izgubila bi se smislenost multipliciranja sadašnje razine volatilnosti sa povijesnim kondicionalnim povratima, zbog prenatlog opadanja njihovog značaja. Predložena visina faktora opadanja nalazi se u području iznad $\lambda = 0,99$.

Prednosti koje bi se trebale ostvariti primjenom VTWHS modela nad Hull-White modelom jesu:

- Povećana osjetljivost na nagle promjene na tržištu zbog davanja većeg značaja novijim događajima.
- Produljenje razdoblja promatranja, bez negativnih posljedica kakve ima standardna povijesna simulacija ili Hull-White-ov model ponderiranja volatilnošću budući da stariji podaci dobivaju sve manje pondere.
- Zbog korištenja eksponencijalnih pondera zajedno sa ponderiranjem volatilnošću efekt «duha» je minimiziran.

6.3. Prednosti povijesne simulacije pri izračunu VaR-a

Glavne prednosti povijesne simulacije pri izračunu VaR-a nad ostalim metodama se mogu svesti na slijedeće:

- Metoda je teorijski jednostavna.
- Jednostavno ju je provesti u praksi.
- Pri izračunu VaR-a koriste se podaci koji se mogu jednostavno dobiti na burzi ili od specijaliziranih organizacija kao što su Bloomberg, Datastream i Reuters ili iz internih skladišta podataka.
- Izračun VaR-a daje rezultate koji su jednostavni za prezentirati višem managementu i regulatoru.
- Budući da ne ovisi o parametarskim pretpostavkama o distribuciji povrata, lako se u izračun VaR-a uključuje zadebljane repove distribucije, asimetričnost i ostale karakteristike distribucija koje ne odgovaraju normalnoj distribuciji, a izazivaju probleme pri parametarskom pristupu izračuna VaR-a.
- Nema potrebe za računanjem matrica varijanci i kovarijanci, što uklanja teškoće vezana uz njihovo sastavljanje.
- Pogodna je za izračun VaR-a različitih vrsta vrijednosnica, uključujući i financijske derivate.
- Jednostavno je izračunati VaR pri različitim razinama vjerojatnosti.
- Metoda je pogodna za daljnja modificiranja i usavršavanja.

6.4. Nedostaci povijesne simulacije pri izračunu VaR-a

Uz sve svoje prednosti povijesna simulacija sadrži u sebi i značajne nedostatke, a najznačajnija kritika se odnosi na činjenicu da pri izračunu VaR-a standardnom metodom povijesne simulacije rezultati u potpunosti ovise o opažanjima koja su sadržana u promatranom razdoblju koje služi kao podloga za izračun. Pri upotrebi

povijesne simulacije na nerazvijen tržištima javlja se značajan problem osiguranja dovoljnog broja opažanja kako bi se mogao izračunati VaR za razdoblja duža od jednog dana. Zbog ovisnost o opažanjima koja se nalaze u izabranom vremenskom razdoblju, povijesna simulacija je suočena sa brojnim problemima:

- Ukoliko u izabranom vremenskom razdoblju nije zabilježena povećana razina volatilnosti, povijesna simulacija će prikazati VaR koji je prenizak u usporedbi sa stvarnim rizikom.
- Ukoliko je u izabranom vremenskom razdoblju zabilježena povećana razina volatilnosti, povijesna simulacija će prikazati VaR koji uvelike premašuje razinu stvarnog rizika.
- Povijesna simulacija loše reagira na jednokratne promjene koje se dogode tijekom izabranog vremenskog razdoblja, kao što je npr. devalvacija deviznog tečaja, tako da je potrebno duže vrijeme da VaR počne reflektirati stvarni rizik novih intervalutnih tečajeva.
- Povijesna simulacija ponekad sporo reagira na nagle i velike promjene na tržištu, kao što je iznenadno povećanje razine volatilnosti.
- Ukoliko se u izabranom vremenskom razdoblju, kojeg koristi povijesna simulacija, nalaze ekstremni gubici, za koje nije vjerojatno da će se ponoviti, oni i dalje mogu dominirati i nepotrebno povećati iznos VaR-a.
- Problem povijesne simulacije predstavlja i tzv. efekt «duha» koji označava pojavu da gubici koji su se dogodili u daljoj prošlosti zbog dugog vremenskog razdoblja korištenog u povijesnoj simulaciji kontinuirano utječu na visinu VaR-a, a zatim naglo nestaju, kako ispadaju iz izabranog razdoblja.
- Povijesna metoda ne uzima u obzir moguće događaje, koji su se mogli, ali se nisu dogodili, kao što to čini Monte Carlo simulacija.
- Iznos VaR-a izračunat putem povijesne simulacije je ograničen na najveći gubitak koji se je dogodio u izabranom razdoblju. Pri standardnoj povijesnoj simulaciji ne postoji mogućnost da se ekstrapoliraju veći gubici od onih koji su se dogodili u prošlosti, a u sadašnjosti su mogući. Ova činjenica predstavlja značajno ograničenje povijesne simulacije pri izračunu VaR-a za visoke razine vjerojatnosti. Ovo ograničenje standardne povijesne simulacije rješava Hull-White model i kombinirani (VTWHS) model kojeg je razvio autor.

Većinu iznesenih nedostataka i ograničenja vezanih uz standardnu povijesnu simulaciju, kao što su slaba prilagodba naglim promjenama na tržištu, nedostatak volatilnosti u izabranom razdoblju za izračun povijesne simulacije, visoka razina volatilnosti u izabranom razdoblju, efekt «duha» i nemogućnost izračuna većeg iznosa VaR-a nego što iznosi najveći gubitak u izabranom razdoblju, rješava prethodno predstavljeni kombinirani model ponderiran vremenom i volatilnošću (VTWHS), ali tek daljnja empirijska istraživanja trebaju potvrditi njegovu ispravnost i primjenjivost.

7. PRIMJENA PONDERIRANOG MODELA POVIJESNE SIMULACIJE NA OPTIMALNI PORTFOLIO HRVATSKIH DIONICA

Kako bi se testirale hipoteze H2 i H3 postavljene u uvodnom dijelu ovog rada autor je proveo empirijsko istraživanje primjenjivosti izračuna VaR-a pomoću povijesne simulacije (HS) i VTWHS modela na optimalnom portfoliju hrvatskih dionica. Izračunat je iznos VaR-a za razdoblje od jednog dana držanja, uz vjerojatnosti od 99% i 98,2%.

7.1. Izračun VaR-a optimalnog portfolija hrvatskih dionica standardnim modelom povijesne simulacije

Kako bi se izvršio izračun iznosa VaR-a za razdoblje držanja od jednog dana pomoću povijesne simulacije na optimalnom portfoliju hrvatskih dionica bilo je potrebno formirati povijesne povrate koji odgovaraju sastavu portfolija na dan kada je formiran optimalni portfolio – 21.07.2004. Umjesto da se svaki dan od vrijednosti portfolija oduzimaju dobiti i nadoknađuju gubici, relativni sastav portfolija je fiksiran pri vrijednostima koje su dobivene pri formiranju optimalnog portfolija na dan 21.07.2004. Sve kasnije vrijednosti portfolija izračunavane su pomoću stvarnih prosječnih ponderiranih cijena dionica koje čine optimalni portfolio uz njihov fiksni relativni udio u portfoliju. Na taj način su ostvareni povrati na portfolio istovremeno i povrati potrebni za povijesnu simulaciju.

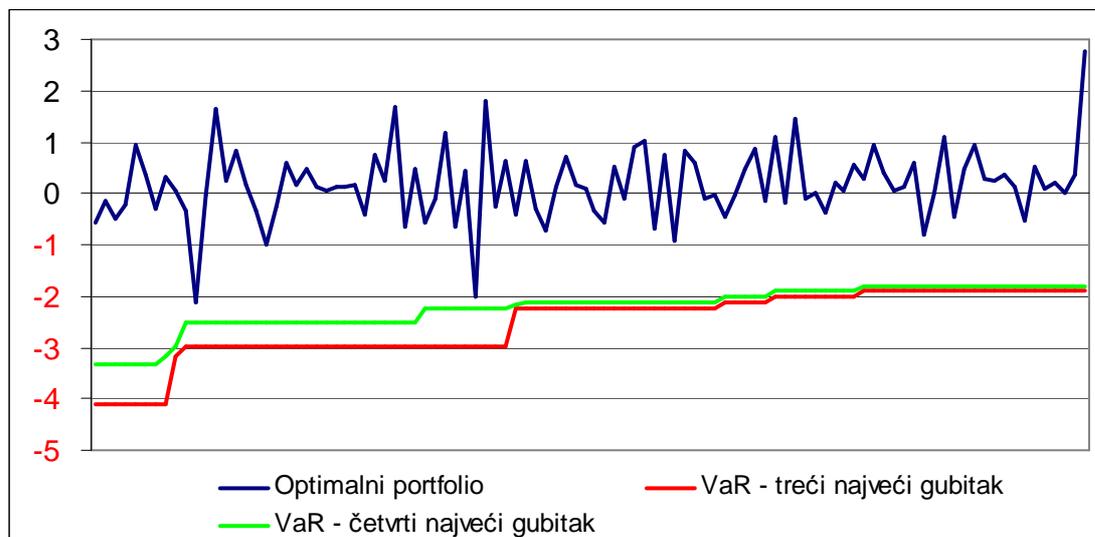
Budući da povlaštena dionica ADRS-P-A koja ulazi u sastav optimalnog portfolija kotira tek od 31.07.2003. godine, za izračun VaR-a uzeto je razdoblje promatranja od 221 radnog dana tj. od 01.08.2003. do 18.06.2004. godine, te je na temelju tih opažanja izvršen izračun VaR-a i ispitivanje valjanosti modela (backtesting) za razdoblje od narednih sto dana tj. od 21.06.2004. do 12.11.2004.. Budući da se povijesna simulacija temelji na promatranom uzorku od 221 dana, može se označiti kao HS-221.

Kako bi se dobila vrijednost VaR-a iz povijesno simuliranih povrata, potrebno je konstruirati histogram povrata i pronaći treći po redu najveći gubitak ili jednostavno poredati dobivene povijesno simulirane povrate po veličini, te pronaći treći po redu najveći gubitak. Treći najveći gubitak u promatranom uzorku od 221 dan predstavlja dobru aproksimaciju 99-postotnog VaR-a. Četvrti po redu najveći gubitak predstavlja 98,2-postotni (~98%) VaR.

Kretanje jednodnevnog VaR-a uz 99% i 98,2% vjerojatnosti izračunatog povijesnom simulacijom (HS-221) u odnosu na stvarno kretanje povrata optimalnog portfolija hrvatskih dionica prikazano je na slici 14.

Slika 14 - Usporedba kretanja vrijednosti jednodnevnog VaR-a izračunatog povijesnom simulacijom (HS-221) u odnosu na stvarno kretanje povrata optimalnog portfolija hrvatskih dionica u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004.

U postocima



Izvor: Izračun autora (prilog 3)

Kako bi testirani model zadovoljio Baselske kriterije (Basel Committee on Banking Supervision, 1996, str.7) potrebno je da u uzorku od 250 dana iznos realiziranih dnevnih gubitaka ne premašuje više od četiri puta iznos izračunatog VaR-a uz 99% vjerojatnosti. Zbog nepostojanja dovoljno duge vremenske serije, valjanost modela je testirana na uzorku od 100 dana. Da bi se testirani model mogao prihvatiti kao zadovoljavajući, zadan je uvjet da uz 99% vjerojatnosti, iznos dnevnog gubitka tijekom promatranih 100 dana, može maksimalno jedan dan premašiti iznos VaR-a, a uz 98% vjerojatnosti maksimalno dva dana. Jednodnevni VaR uz 99% vjerojatnosti, kao niti VaR uz 98,2% vjerojatnosti, dobiven standardnom povijesnom simulacijom niti jedan dan nije bio premašen iznosom stvarnih gubitaka, pa se može zaključiti da povijesna simulacija daje zadovoljavajuće rezultate mjerenja tržišnog rizika za optimalni portfolio hrvatskih dionica. Dobivanjem ovakvih rezultata potvrđena je **hipoteza H2: «Izračun VaR-a putem povijesne simulacije daje zadovoljavajuće rezultate pri mjerenju tržišnog rizika optimalnog portfolija hrvatskih dionica»**. Činjenica da ostvareni negativni povrati u promatranom razdoblju niti jednom ne prelaze izračunati iznos VaR-a može ukazivati na potencijalno previsok iznos VaR-a tj. davanje prekonzervativnih procjena rizika. Kako bi se potvrdio ovakav zaključak potrebno je provesti daljnja istraživanja na portfolijima sastavljenim od drugih hrvatskih vrijednosnica i na indeksima hrvatskog tržišta kapitala.

7.2. Ponderiranje volatilnošću povrata optimalnog portfolija hrvatskih dionica

Za izračun vrijednosti VaR-a korištenjem VTWHS modela, potrebno je krenuti od istih povijesno simuliranih povrata koji su korišteni pri izračunu standardnog oblika povijesne simulacije. Uz izračunate povijesno simulirane povrate izračunava se EWMA modelom prognozirana (rekurzivna) volatilnost portfolija za pojedine dane. Prognožiranje volatilnosti povrata portfolija odvija se prema formuli:

$$\sigma_t = \sqrt{\lambda \sigma_{t-1}^2 + (1 - \lambda)(x_{t-1} - \mu)^2}$$

Kao aproksimacija za EWMA prognozu varijance prvog dana, uzima se kvadrirana vrijednost dnevnog povrata portfolija za taj dan (RiskMetrics, 1996, str.100). Nakon toga se za prognozu volatilnosti slijedećeg dana (t) uzima EWMA prognoza volatilnosti slijedećeg dan (t) koja je izračunata u trenutku (t-1) i ostvareni povijesno simulirani povrat na kraju dana (t-1). Odluka o vrijednosti lambde (λ) je proizvoljna, a u ovom radu je korištena lambda od 0,94, jednaka kao i kod tehničkog dokumenta RiskMetrics sustava, a za prosječni dnevni povrat je uzeta vrijednost nula.

Oblik EWMA modela za prognožiranje volatilnosti portfolija korišten u ovom radu izgleda:

$$\sigma_t = \sqrt{0,94 \sigma_{t-1}^2 + (1 - 0,94)(x_{t-1})^2}$$

Nakon što je dobivena EWMA prognoza standardne devijacije portfolija, ostvareni povrat dana (t) se dijeli sa EWMA prognoziranom standardnom devijacijom za dan (t). Na taj način dobiveni su kondicionalni povrati tj. povrati ponderirani vlastitom volatilnošću. Daljnji postupak ponderiranja provodi se isključivo na ovim kondicionalnim povratima, a ne na povijesno simuliranim povratima. Za bilo koji dan (t) simulacijom se mijenja cjelokupni iznos svih opažanja u vremenskom uzorku, na način:

$$r_{i,t}^* = \sigma_{T,i} \times \frac{r_{i,t}}{\sigma_{t,i}}$$

$r_{i,t}^*$ - volatilnošću ponderirani povrat za dan (t)

$\sigma_{T,i}$ - volatilnosti povrata prognozirana pomoću EWMA modela za trenutak (T)

$r_{i,t}$ - povijesno simulirani povrati u trenutku (t)

$\sigma_{t,i}$ - volatilnost povrata prognozirana pomoću EWMA modela u trenutku (t)

Ponderiranjem volatilnošću na ovaj način, svaki dan se mijenja cjelokupni uzorak povijesno simuliranih povrata, koji se nakon ovog postupka eksponencijalno ponderiraju vremenom kako bi se dobio iznos VaR-a.

7.3. Ponderiranje vremenom volatilnošću ponderiranih povrata optimalnog portfolija hrvatskih dionica

Nakon što su se povrati ponderirali volatilnošću, ovi kondicionalni povrati se množe s faktorom opadanja (lambdom - λ). Najčešće korišteni faktori opadanja nalaze se u rasponu $0,94 \leq \lambda \leq 0,99$. Budući da su prema mišljenju autora ovi faktori opadanja previsoki za primjenu na kondicionalnim povratima testiranjem je autor pronašao zadovoljavajući iznos faktora opadanja od $\lambda = 0,997$. Iako se faktor opadanja čini nizak izabran je kao mjera opreznosti zbog veoma volatilnog tržišta, te kako se ne bi umanjio učinak provedenog ponderiranja volatilnošću. Bez obzira što je korišten relativno nizak faktor opadanja od 0,997, učinci na dodjeljivanje pondera kondicionalnim povratima postaju vidljivi već nakon nekoliko dana, što je prikazano u tablici 26.

Tablica 26 – Izabrane vrijednosti faktora opadanja (λ) od 0,997

Vrijeme (dani)	λ^t	Vrijednost pondera
10	$0,997^{10}$	0,9704
30	$0,997^{30}$	0,9138
50	$0,997^{50}$	0,8605
100	$0,997^{100}$	0,7405
150	$0,997^{150}$	0,6372
221	$0,997^{221}$	0,5148

Izvor: Izračun autora

Uzimanjem faktora opadanja od 0,997 informacija stara deset dana dobiva ponder (važnost) u iznosu od 97,04% današnje informacije. Informacija stara 221 dan, dakle zadnja u promatranom razdoblju, ima ponder u iznosu od 51,48% današnje informacije. Iako je vrijednost faktora opadanja relativno niska vidljiv je znatan utjecaj na vrednovanje informacija unutar promatranog razdoblja.

7.4. Izračun VaR-a optimalnog portfolija hrvatskih dionica VTWHS modelom povijesne simulacije

Nakon provedenog postupka ponderiranja volatilnošću i eksponencijalnog ponderiranja vremenom povijesno simuliranih povrata, izračun VaR-a se vrši na jednak način kao i kod standardne povijesne simulacije. Iz generiranih kondicionalnih povrata formira se histogram povrata i pronalazi se vrijednost koja odgovara željenoj razini vjerojatnosti

VaR-a. Za izračun VaR-a u ovom primjeru, pomoću VTWHS modela, koristi se ista vremenska dužina uzorka od 221 dan, kao i kod standardne povijesne simulacije, zbog istih razloga, odnosno nedostatka duže vremenske serije opažanja. Način na koji se izračunava VaR pomoću VTWHS modela prikazan je u tablici 27.

Tablica 27 – Postupak izračuna VaR-a pomoću VTWHS modela

Datum	Optimalni portfolio vrijednost	Povrat (r) (%)	Povrat ² (r ²)	Rekurzivna varijanca (σ ²)	Rekurzivna st.dev. (σ)	Normalizirani povrati (r/σ)	Volatilnošću ponderirani povrati	12.11.2004
								Ponderiranje vremenom λ = 0,997
1	2	3	4	5	6	7	8	9
...
29.10.2004.	1.613,99	0,26188	0,06858	0,37200	0,60991	0,42937	0,36132	0,35062
02.11.2004.	1.619,74	0,35650	0,12709	0,35730	0,59775	0,59641	0,50188	0,48849
03.11.2004.	1.621,90	0,13314	0,01773	0,33693	0,58045	0,22938	0,19302	0,18844
04.11.2004.	1.613,48	-0,51916	0,26953	0,33288	0,57696	-0,89982	-0,75721	-0,74145
05.11.2004.	1.621,80	0,51564	0,26589	0,32886	0,57347	0,89917	0,75666	0,74314
08.11.2004.	1.623,06	0,07785	0,00606	0,30950	0,55632	0,13994	0,11776	0,11601
09.11.2004.	1.626,40	0,20558	0,04226	0,29346	0,54172	0,37950	0,31935	0,31554
10.11.2004.	1.626,40	-0,00022	0,00000	0,27585	0,52522	-0,00043	-0,00036	-0,00036
11.11.2004.	1.632,10	0,35080	0,12306	0,26669	0,51642	0,67930	0,57163	0,56821
12.11.2004.	1.677,17	2,76119	7,62415	0,70813	0,84151	3,28124	2,76119	2,75290

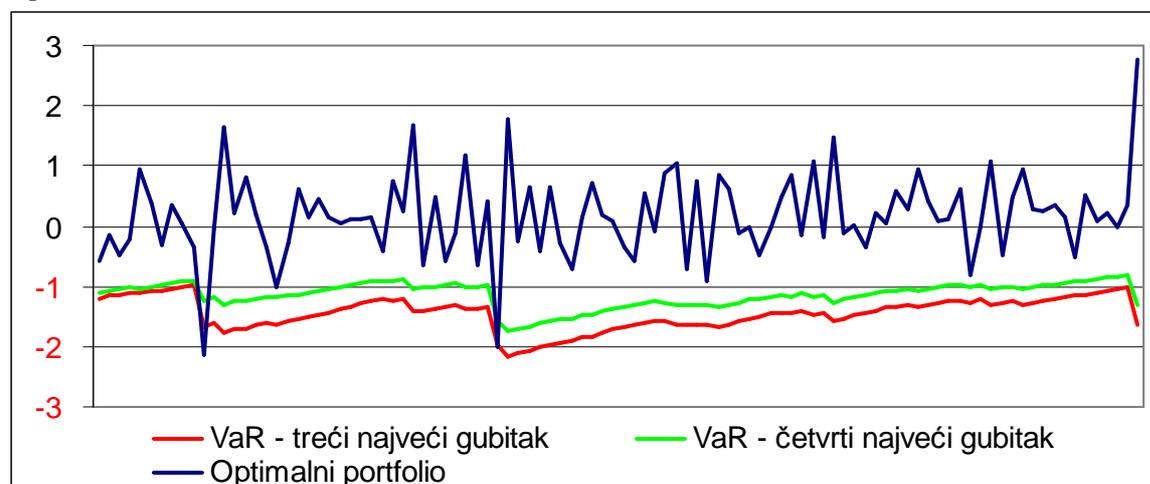
Izvor: Izračun autora

U drugom stupcu su prikazane vrijednosti optimalnog portfolija na pojedini dan. Iz tih vrijednosti se na dnevnoj razini u stupcu 3 izračunavaju ostvareni dnevni povrati. Ostvareni dnevni povrati se kvadriraju kako bi se mogli koristiti za izračunavanje rekurzivne varijance u stupcu 5, koja se dobiva kao suma množenja konstantnog člana 0,94 sa rekurzivnom varijancom iz prethodnog razdoblja i množenja ostatka EWMA jednadžbe ($1-0,94 = 0,06$) s ostvarenim povratom prethodnog dana. Vađenjem drugog korijena iz rekurzivne varijance dobiva se rekurzivna standardna devijacija kojom se dijeli ostvareni povrat za pojedini dan. Na taj način dobiveni su normalizirani povrati u stupcu 7. Za svaki dan za koji se vrši simulacija, u stupcu 8 se množi rekurzivna standardna devijacija izračunata za taj dan sa svim normaliziranim povratima iz povijesnog uzorka koji se promatra. Npr. ukoliko se želi simulirati histogram povrata za 12.11.2004. potrebno je rekurzivnu standardnu devijaciju koja je dobivena EWMA metodom za 12.11.2004. pomnožiti sa svim povijesnim normaliziranim povratima u promatranom uzorku. Množenje rezultira volatilnošću ponderiranim povratima koji su izračunati u stupcu 8. Kako bi se postigla što bolja osjetljivost na tržišne promijene ovi volatilnošću ponderirani povrati se eksponencijalno ponderiraju vremenom s izabranim faktorom opadanja od 0,997 u stupcu 9. VaR za slijedeći dan se dobiva tako, da se iz volatilnošću i vremenom ponderiranih povrata u stupcu 9 formira histogram iz kojeg se pronalazi vrijednost VaR-a koja odgovara željenom stupnju vjerojatnosti.

Kretanje jednodnevnog VaR-a uz 99% i 98,2% vjerojatnosti izračunatog VTWHS modelom (VTWHS-221) u odnosu na stvarno kretanje povrata optimalnog portfolija hrvatskih dionica prikazano je na slici 15.

Slika 15 - Usporedba kretanja vrijednosti jednodnevnog VaR-a izračunatog VTWHS (221) modelom u odnosu na stvarno kretanje povrata optimalnog portfolija hrvatskih dionica u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004.

U postocima



Izvor: Izračun autora (prilog 3)

Vrijednost negativnih povrata je premašila vrijednost izračunatog VaR-a uz 99% vjerojatnosti (treći najveći gubitak) na samo jedan dan i to 07.07.2004. kada je izračunati VaR uz 99% vjerojatnosti za taj dan iznosio 1,68%, a u stvarnosti se je dogodio gubitak od 2,14% vrijednosti portfolija. Vrijednost negativnih povrata je dva puta premašila vrijednost izračunatog VaR-a uz 98,2% vjerojatnosti (četvrti najveći gubitak), na dane 07.07.2004., kada je izračunati VaR uz 98,2% vjerojatnosti za taj dan iznosio 1,23%, a u stvarnosti se je dogodio gubitak od 2,14% vrijednosti portfolija i 17.08.2004. kada je izračunati VaR uz 98,2% vjerojatnosti iznosio 1,59%, a u stvarnosti se je dogodio gubitak od 1,99% vrijednosti portfolija. Na dan 17.08.2004. vrijednost izračunatog VaR-a uz 99% vjerojatnosti (treći najveći gubitak) bila je jednaka ostvarenom negativnom povratu tog dana od 1,99% vrijednosti portfolija.

Budući da je stvarni ostvareni gubitak samo jedan u sto promatranih dana premašio iznos VaR izračuna uz 99% vjerojatnosti, a dva puta uz 98% vjerojatnosti, može se zaključiti da VTWHS model ispunjava zadani cilj tj. da u rasponu zadane vjerojatnosti točno predviđa iznos dnevnog tržišnog rizika.

7.5. Analiza i usporedba dobivenih rezultata izračuna VaR-a optimalnog portfolija hrvatskih dionica

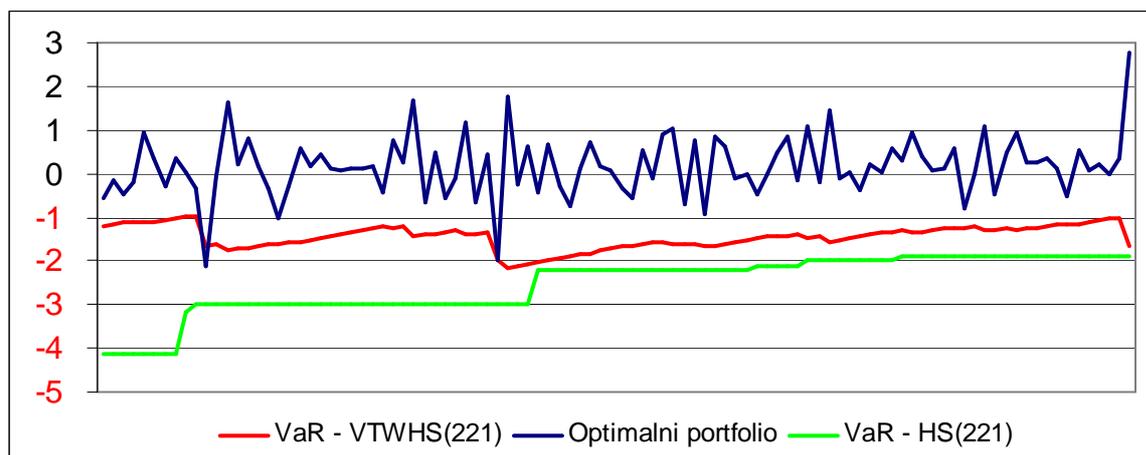
Tijekom razdoblja od sto dana (od 21.06.2004. do 12.11.2004.) ostvareni gubici niti jednom nisu prešli vrijednost VaR-a od 99 i 98,2% vjerojatnosti, dobivenog standardnom povijesnom simulacijom (HS 221). Tijekom istog razdoblja ostvareni gubici su točno jednom prešli vrijednost VaR-a dobivenog VTWHS (221) modelom što točno odgovara VaR-u od 99% vjerojatnosti. Na dan 07.07.2004. kada je došlo do većeg ostvarenog negativnog povrata od izračunatog VaR-a pomoću VTWHS modela, iznos VaR-a dobivenog standardnom povijesnom simulacijom uz 99% vjerojatnosti iznosio je 2,97% vrijednosti portfolija. Prosječna vrijednost VaR-a, primjenom standardne povijesne simulacije, za optimalni portfolio hrvatskih dionica u testiranih sto dana iznosila je 2,53% vrijednosti portfolija. Prosječna vrijednost VaR-a, primjenom

VTWHS modela, za optimalni portfolio hrvatskih dionica u testiranih sto dana iznosila je 1,45% vrijednosti portfolija. Oba modela su zadovoljila postavljeni uvjet da vrijednost gubitaka smije maksimalno jednom u sto dana prijeći vrijednost izračunatog VaR-a, ali je VTWHS model pri tome zahtijevao ogromnih 74,48% manje izdvajanja rezervi za tržišne rizike od standardne povijesne simulacije. Ova činjenica ukazuje na pretjerano visoku razinu VaR-a izračunatog putem standardne povijesne simulacije, što rezultira nepotrebno visokim rezervama za tržišne rizike i predstavlja neracionalno korištenje sredstava.

Kretanje jednodnevnog VaR-a uz 99% vjerojatnosti izračunatog standardnom povijesnom simulacijom (HS-221) i VTWHS modelom (VTWHS-221) u odnosu na stvarno kretanje povrata optimalnog portfolija hrvatskih dionica prikazano je na slici 16.

Slika 16 – Usporedba kretanja vrijednosti jednodnevnog VaR-a uz 99% vjerojatnosti, izračunatog povijesnom simulacijom (HS 221) i VTWHS (221) modelom u odnosu na stvarno kretanje povrata optimalnog portfolija hrvatskih dionica u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004.

U postocima



Izvor: Izračun autora (prilog 3)

Promatranjem slike 16, vidljivo je prilagođavanje izračunatog VaR-a putem VTWHS modela stvarnom kretanju povrata optimalnog portfolija hrvatskih dionica, što nije slučaj kod standardne metode povijesne simulacije.

Budući da VTWHS model zadovoljava uvjet da uz 99% vjerojatnosti iznos ostvarenih gubitaka ne premašuje iznos izračunatog VaR-a u više od jednog dana u uzorku od 100 dana, a istovremeno izračunava znatno manje vrijednosti VaR-a u usporedbi sa standardnom povijesnom simulacijom, te time znatno smanjuje razinu rezervi koje banka treba držati za pokriće tržišnih rizika potvrđena je **hipoteza H3: «Mjerenom na optimalnom portfoliju hrvatskih dionica modificirana povijesna simulacija daje bolje rezultate od standardne povijesne simulacije».**

U svrhu statističke signifikantnosti, VTWHS model izračuna VaR-a testiran je za razdoblje od 21.06.2004. do 12.11.2004. na CROBEX indeksu, VIN indeksu i na indeksu Ljubljanske burze SBI20. VTWHS model je zadovoljio zadani uvjet da u sto promatranih dana, uz 99% vjerojatnosti, ne pogriješi sa procjenom VaR-a u više od

jednog dana, u svim promatranim slučajevima. Jedina nepravilnost zabilježena je kod SBI20 indeksa gdje su, pri 98,4% vjerojatnosti, opažena tri dnevna gubitka u sto promatranih dana čija je vrijednost veća od prognozirane vrijednosti VaR-a. Ovo odstupanje može biti posljedica loše specifikacije konstantnih članova pri EWMA modelu prognožiranja volatilnosti ili faktora opadanja. Rezultati testiranja su prikazani u priložima 5, 8 i 11, grafički prikaz rezultata dat je u priložima 6, 7, 9, 10, 12 i 13.

8. ZAKLJUČAK

U osnovi svakog posla, pa tako i financijskog posredovanja i investiranja leži rizik. Pri ulaganju u pojedini vrijednosni papir, rizik predstavlja mogućnost da investirana sredstva prinesu manju dobit od očekivane ili čak ostvare gubitak. Rizik portfolija predstavlja mogućnost da se ne ostvari planirani povrat na sredstva uložena u određeni portfolio vrijednosnica. Kako bi se uspješno upravljalo financijskim rizicima s kojima je suočen investitor pri investiranju u portfolio vrijednosnica, potrebno je krenuti od samog početka tj. njegovog formiranja. Standard u formiranju optimalnog portfolija predstavlja moderna portfolio teorija koju je razvio Harry M. Markowitz. Osim dvije osnovne varijable, povrata i rizika, koje utječu na odluku o formiranju pojedinog portfolija, Markowitz u svoj model uključuje i novu, treću varijablu – međuovisnost kretanja pojedinačnih vrijednosnica koje se nalaze unutar portfolija, tj. njihovu korelaciju. Uvođenjem ove varijable investitori su dobili mogućnost da formiraju nove portfolije koji im omogućuju veće povrate, uz isti rizik, ili iste povrate uz manji rizik, bez mijenjanja prve dvije varijable. Investitor koji je diverzificirao svoje ulaganje i rukovodi se modernom portfolio teorijom, ne vodi računa o pojedinačnom riziku neke imovine, već o njenom učinku na rizičnost ukupnog portfolija.

Moderna portfolio teorija nudi rješenje racionalnim investorima kako da sastave svoj portfolio. Uvažavajući investitorovu averziju prema riziku i želju za što većim povratom, može se reći da moderna portfolio teorija ima za cilj minimizirati rizik i maksimizirati povrat. Svi portfoliji koji su optimalni, tvore efikasan skup portfolija. Investitori izabiru portfolije koja se nalaze u efikasnom skupu jer dominiraju nad svim ostalim portfolijima iz skupa mogućnosti ulaganja u rizičnu imovinu. Investitori izabiru različite portfolije s pravca efikasnosti ovisno o vlastitim preferencijama rizika. Za portfolio se može reći da je efikasan samo ako ne postoji niti jedan drugi portfolio koji ima: a) veću očekivanu stopu povrata i manju standardnu devijaciju, b) veću očekivanu stopu povrata i istu standardnu devijaciju ili c) istu očekivanu stopu povrata i manju standardnu devijaciju.

Izbor jednog portfolija između više optimalnih portfolija za pojedinog ulagača ovisi isključivo o njegovoj funkciji korisnosti, tj. njegovoj averziji prema riziku i/ili želji za većim profitom. U sastavljanju portfolija nisu toliko bitne pojedine vrijednosnice i njihove karakteristike, već njihova međusobna interakcija. Doprinos varijance pojedine vrijednosnice sveukupnoj varijanci portfolija približava se nuli, kako se broj vrijednosnica u portfoliju povećava. Za razliku od varijance, doprinos kovarijance pojedine vrijednosnice se približava prosječnoj kovarijanci kako se broj vrijednosnica u portfoliju povećava. Pojedinačni rizik vrijednosnice se može diverzificirati, ali se sistemski rizik, nastao zbog kovarijanci između vrijednosnica, ne može ukloniti diverzifikacijom. Uz sve zasluge koje se pripisuju modernoj portfolio teoriji, ne treba zanemariti i značajne kritike koje se odnose na nju. Moderna portfolio teorija

pojednostavljuje realnost u mnogim stvarima. Izbor optimalnog portfolija se ne promatra kao kontinuirani proces praćenja promjena i prilagođavanja portfolija kroz vrijeme, već kao odluka koju treba donijeti jednokratno. Pri izboru optimalnog portfolija, transakcijski troškovi se ne uzimaju u obzir. Kada se formiraju portfoliji na područjima tranzicijskih zemalja važna činjenicu koju ne poštuje moderna portfolio teorija jest relativno niska i promjenjiva likvidnost vrijednosnica. Pretpostavka o relativnoj stabilnosti koeficijenta korelacije i između vrijednosnica i volatilnosti vrijednosnica nije realna pretpostavka za tranzicijska tržišta, a veoma često niti za razvijena. Primjenu moderne portfolio teorije u tranzicijskim zemljama kao što je Hrvatska, dovode u pitanje i mnogi drugi čimbenici, kao što su primjerice: plitko tržište kapitala, niska likvidnost vrijednosnica, problem pouzdanosti informacija i financijskih izvještaja, funkcioniranje pravne države, transparentnost tržišta, nepredviđene oscilacije povrata, promjene valutnih tečajeva, te mnogi drugi.

Među najznačajnijim kritikama koje se iznose u svezi moderne portfolio teorije jest ona da pri financijskim krizama koeficijenti korelacije konvergiraju ka jedan, te nestaju prednosti diverzifikacije i rizik portfolija postaje jednak jednostavnoj ponderiranoj sumi pojedinačnih rizika vrijednosnica od kojih je sastavljen.

Zbog navedenih poteškoća koje se javljaju pri investiranju u dionice na hrvatskim burzama, autor je odlučio blago modificirati modernu portfolio teoriju na način da u sam proces optimizacije uključi samo unaprijed izabrane dionice. Kriteriji selekcije bili su: vrijeme prisutnosti na jednoj od hrvatskih burzi, likvidnost dionice, tržišna kapitalizacija i veličina tvrtke. Nakon što su izračunate standardne devijacije i matrica koeficijenta korelacije izabranih tvrtki, na temelju podataka od 27.02.2004. do 21.07.2004., postupkom optimizacije dobiven je skup efikasnih portfolija. Među dobivenim optimalnim portfolijima, autor je izabrao drugi po redu najsigurniji portfolio, budući da ima neznatno veći rizik od najsigurnijeg portfolija, a značajno veću stopu povrata.

Kako bi se provjerila valjanost pretpostavke optimalnog portfolija i korisnost moderne portfolio teorije u tranzicijskim uvjetima, u razdoblju od 21.07.2004. do 29.10.2004., ponašanje optimalnog portfolija je detaljno analizirano i uspoređeno sa kretanjem tržišnog indeksa – indeksa Zagrebačke burze CROBEX. Osim prosječne vrijednosti dnevnog povrata i standardne devijacije povrata, izračunati su i analizirani i viši momenti razdiobe oko sredine tj. mjera asimetrije i mjera zaobljenosti – kurtosis. Analiza podataka iz razdoblja koje je poslužilo kao osnova za formiranje optimalnog portfolija, kao i iz slijedećih sto dana ukazala je na neke zabrinjavajuće karakteristike optimalnog portfolija. Optimalni portfolio ima negativnu mjeru asimetrije, što ukazuje na veću vjerojatnost nastanka negativnih povrata u odnosu na pozitivne, te je distribucija povrata optimalnog portfolija zadebljanija na rubovima nego što to pretpostavlja normalna distribucija, što ukazuje na povećani rizik od ostvarivanja ekstremnih gubitaka.

Uzimajući u obzir klasične mjere odnosa rizika i povrata, koje uzimaju u obzir samo prva dva momenta distribucije oko aritmetičke sredine, kao što je Sharpe omjer, u promatranom razdoblju, bilo je efikasnije investiranje u optimalni portfolio nego u tržišni indeks CROBEX, čime je potvrđena hipoteza H1: «Na hrvatskom tržištu kapitala moguće je formirati portfolio dionica koji bilježi bolje rezultate, s aspekta povrata i s aspekta rizika, od tržišnog dioničkog indeksa».

Najznačajniji rizik koji se javlja vezano za upravljanje portfolijem dionica je tržišni rizik. Tržišni rizik nastaje kao posljedica promjena cijena vrijednosnica na financijskim tržištima. Mjerenje rizika je značajno evoluiralo tijekom posljednjih tridesetak godina. Razvilo se je od jednostavnih indikatora kao što je tržišna vrijednost vrijednosnice, kroz složenije mjere osjetljivosti vrijednosnica na promjene na tržištu kao što su duration i konveksnost do suvremene metodologije izračunavanja VaR-a. Svaki novi način mjerenja rizika prvo se je primjenjivao na pojedine vrijednosnice, a onda na cijele portfolije. Potraga za boljim i preciznijim načinima mjerenja rizika nije došla do kraja. Svaka nova kriza ili propast financijske institucije otkriva ograničenja i slabosti najmodernijih načina mjerenja i upravljanja rizicima.

VaR metoda mjerenja tržišnog rizika kombinira osjetljivost portfolija na promjene na tržištu sa vjerojatnošću nastanka određenog događaja. VaR je mjera koja daje najveći mogući gubitak koji se može ostvariti od određene investicije, u promatranom razdoblju, uz određenu vjerojatnost. VaR je jedinstvena, sumarna, statistička mjera mogućih gubitaka na vrijednost portfolija i time predstavlja mjeru gubitka koji može nastati uslijed «normalnog» kretanja tržišta. Jedna od najvećih zasluga koje se mogu pripisati VaR metodi mjerenja tržišnih rizika je činjenica da je viši management postao svjesniji odnosa između preuzetih rizika i ostvarenih profita, što je dovelo do mnogo efikasnije alokacije sredstava. VaR-a nudi jednostavnu, konzistentnu mjeru rizika za različite pozicije i faktore rizika. VaR predstavlja jedinstvenu mjeru rizika koja omogućuje usporedbu instrumenata koji do primjene VaR-a nisu bili usporedivi. Ukratko, VaR nudi konzistentan i integrirani pristup upravljanju tržišnim rizicima, što vodi ka cjelokupnom boljem i sigurnijem poslovanju

Kritičari VaR-a sumnjaju u primjenjivost i valjanost statističkih i drugih pretpostavki vezanih uz sam VaR, a koje su uglavnom preuzete iz fizike i izravno primijenjene na financije. Teoremi iz fizike ne uzimaju u obzir važne osobine društvenih sustava, kao što je sposobnost učenja i prilagođavanja sudionika na financijskim tržištima, te nestacionarna i dinamička ovisnost mnogih tržišnih procesa. Uzevši sve prednosti i kritike u obzir, VaR metoda mjerenja tržišnog rizika predstavlja najbolju, trenutno dostupnu, tehniku mjerenja rizika. Kao takvu ju je prihvatio i Baselski komitet za bankovnu superviziju, te je postala standard za mjerenje tržišnih rizika.

Razvojem VaR sustava mjerenja rizika jasno su se diverzificirala tri glavna načina mjerenja VaR-a i to: povijesna simulacija, parametarski VaR i Monte Carlo simulacija. Iako se ova tri pristupa izračuna VaR-a razlikuju i često daju različite rezultate, zajednička su im neka ograničenja i karakteristike. Svaki od navedenih pristupa koristi faktore rizika. Praćenjem kretanja malog broja faktora rizika, kao što su kamatna stopa, intervalutni tečajevi, volatilnosti itd. moguće je izračunati vrijednosti tisuća vrijednosnica koje se nalaze na tržištima kapitala. Sva tri pristupa izračuna VaR-a koriste povijesnu, empirijsku distribuciju promjena povrata na tržištu kako bi odredili odgovarajuću distribuciju koja opisuje dobivene podatke. Zbog ovog pristupa sve tri metode se suočavaju sa problemom izbora vremenskog horizonta u kojem će promatrati povijesne podatke. Problem se javlja zbog nemogućnosti istovremenog zadovoljenja dva ekstrema kojima se teži. S jedne strane želi se uzeti dovoljno dugo povijesno razdoblje tako da dobiveni podaci u sebi sadržavaju rijetke i ekstremne događaje, koji najčešće i uzrokuju najozbiljnije gubitke. S druge strane, budući da se VaR-om želi

predvidjeti buduća distribucija vjerojatnosti, potrebno je koristiti najnovije tržišne podatke koje ocrtavaju najnovija kretanja na tržištima.

Zajedničko svim neparametarskim pristupima, čiji je glavni predstavnik povijesna simulacija, jest da pri procjeni VaR-a ne postavljaju pretpostavke o distribuciji povrata. Bit neparametarskog pristupa je u tome da umjesto pretpostavki teorijskih distribucija povrata, za izračun VaR-a koristi empirijske distribucije koje se dobivaju iz promatranih podataka. Svi neparametarski pristupi se temelje na pretpostavci da će bliska budućnost biti veoma slična nedavnoj prošlosti, te da se pomoću podataka iz nedavne prošlosti može prognozirati rizik u bliskoj budućnosti. Ova pretpostavka iako valjana u mnogim slučajevima, jedna je od najvećih zamjerki neparametarskom pristupu.

Izračun VaR-a parametarskom metodom vrši se na način da se pretpostavi da distribucija povrata odgovara nekoj od teorijskih distribucija, kao što je npr. normalna distribucija. Primjenom ove pretpostavke, VaR za tržišni rizik se izračunava na temelju dva osnovna parametra: srednje vrijednosti dobitaka/gubitaka (ili stope povrata) promatranog portfolija, te standardne devijacije promatranih podataka. Iako za parametarski pristup određivanja VaR-a nije potrebna pretpostavka da su dobitci/gubici (stope povrata) portfolija normalno raspodijeljeni najčešće se pri ovom načinu upravo koristi normalna distribucija ili približna alternativa (eliptična distribucija). Normalna distribucija ima veoma privlačne karakteristike koje umnogome pojednostavljaju izračunavanje VaR-a. Iako se svaka teorijska distribucija može opisati pomoću momenata oko sredine, normalna distribucija, budući da promatra samo prva dva momenta (μ i σ), često može podcijeniti rizik kojem je izložen portfolio u rubnim dijelovima distribucije. Pri parametarskim metodama procjene VaR-a javlja se i problem statističke valjanosti prihvatanja raspodjele dobitaka/gubitaka (povrata) portfolija, budući da se normalna distribucija temelji na teoremu centralne tendencije koji nije pogodan za ocjenu rubova statističkih distribucija.

Mišljenje je autora da parametarska metoda izračuna VaR-a ne bi bila najpogodnija za hrvatske uvjete iz nekoliko razloga koji su opaženi analiziranjem hrvatskog tržišta dionica i dobivenog optimalnog portfolija hrvatskih dionica iz prvog dijela ovog rada: volatilnosti hrvatskih dionica su promjenjive, korelacije između hrvatskih dionica se značajno mijenjaju u relativno kratkim vremenskim razmacima, distribucija povrata na optimalni portfolio i na tržišni indeks pokazuje povećanu asimetričnost i zaobljenost u odnosu na normalnu distribuciju. Dodatni argument za preferiranje povijesne simulacije za mjerenje tržišnog rizika na hrvatskom tržištu kapitala je postojanje dovoljnog broja ekstremnih događaja u proteklim razdobljima, koji osiguravaju zadovoljavajuću procjenu VaR-a.

Na formiranom optimalnom portfoliju hrvatskih dionica u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004. proveden je izračun VaR-a pomoću standardne povijesne simulacije i provedenim backtestingom za 100 dana potvrđena je hipoteza H2: «Izračun VaR-a putem povijesne simulacije daje zadovoljavajuće rezultate pri mjerenju tržišnog rizika optimalnog portfolija hrvatskih dionica». Činjenica da ostvareni negativni povрати u promatranom razdoblju niti jednom ne prelaze izračunati iznos VaR-a može ukazivati na potencijalno previsoki iznos VaR-a tj. davanje prekonzervativnih procjena rizika.

VTWHS model izračuna VaR-a kojeg je razvio autor u ovom radu, predstavlja kombinaciju osnovnih ideja iz Hull-White-ova modela i BRW modela povijesne simulacije. VTWHS model polazi od Hull-White-ova modela ponderiranja povrata volatilnošću, ali se koristi EWMA prognoziranjem budućih volatilnosti, za razliku od Hull-White modela koji koristi GARCH model. Nakon što su dobiveni volatilnošću ponderirani povijesni povrati VTWHS model te povrate još eksponencijalno ponderira vremenom.

Prednosti koje bi se trebale ostvariti primjenom VTWHS modela nad Hull-White modelom su slijedeće: povećana osjetljivost na nagle promjene na tržištu zbog davanja većeg značaja novijim događajima, produljenje razdoblja promatranja, bez negativnih posljedica kakve ima standardna povijesna simulacija ili Hull-White-ov model ponderiranja volatilnošću, budući da stariji podaci dobivaju sve manje pondere, zbog korištenja eksponencijalnih pondera zajedno sa ponderiranjem volatilnošću efekt «duha» je minimiziran.

VTWHS model povijesne simulacije je testiran na formiranom optimalnom portfoliju hrvatskih dionica u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004. Backtestingom je utvrđeno da su stvarni gubici premašili iznos VaR-a uz 99% vjerojatnosti izračunatog putem VTWHS modela samo jedan dan u sto promatranih dana, što je u skladu sa specifikacijama modela da funkcionira uz 99% vjerojatnosti.

Standardna povijesna simulacija i VTWHS model su oba zadovoljili postavljeni uvjet da vrijednost gubitaka smije maksimalno jednom u sto dana prijeći vrijednost izračunatog VaR-a, ali je VTWHS model pri tome zahtijevao ogromnih 74,48% manje izdvajanja rezervi za tržišne rizike od standardne povijesne simulacije. Ova činjenica ukazuje na pretjerano visoku razinu VaR-a izračunatog putem standardne povijesne simulacije, što predstavlja neracionalno korištenje sredstava.

Budući da VTWHS model zadovoljava uvjet da uz 99% vjerojatnosti iznos ostvarenih gubitaka ne premašuje iznos izračunatog VaR-a u više od jednog u uzorku od 100 dana, a istovremeno izračunava znatno manje vrijednosti VaR-a u usporedbi sa standardnom povijesnom simulacijom, te time znatno smanjuje razinu rezervi koje banka treba držati za pokriće tržišnih rizika, potvrđena je hipoteza H3: «Mjereno na optimalnom portfoliju hrvatskih dionica modificirana povijesna simulacija daje bolje rezultate od standardne povijesne simulacije».

Kako bi se potvrdila statistička valjanost i primjenjivost VTWHS modela izračuna VaR-a uz 99% vjerojatnosti, model je testiran za razdoblje od 21.06.2004. do 12.11.2004. na CROBEX indeksu, VIN indeksu i na indeksu Ljubljanske burze SBI20. Rezultati ovih testiranja mogu se naći u prilogima na kraju rada. VTWHS model je zadovoljio zadani uvjet da u sto promatranih dana, pri 99% vjerojatnosti, ne pogriješi sa procjenom VaR-a u više od jednog dana, u svim promatranim slučajevima. Valjanost VTWHS modela izračuna VaR-a potrebno je dalje testirati kako bi se sa sigurnošću mogao prihvatiti kao valjani model mjerenja tržišnih rizika.

LITERATURA I IZVORI

Knjige:

1. Alexander Carol et al.: Risk Management and Analysis, Volume 1: Measuring and Modeling Financial Risk. New York, John Wiley & Sons, 2000. 281 str.
2. Berenson L. Mark, Levine M. David: Basic Business Statistics – Concepts and Applications. 6th edition, New Jersey, Prentice Hall, 1996. 943 str.
3. Bessis Joël: Risk Management in Banking. 2nd edition, New York, John Wiley & Sons, 2002. 792 str.
4. Butler Cormac: Mastering Value at Risk. New Jersey, Prentice Hall, 1999. 242 str.
5. Chiang C. Alpha: Osnovne metode matematičke ekonomije. treće izdanje, Zagreb, Mate, 1996. 790 str.
6. Crouhy Michel, Galai Dan, Mark Robert: Risk Management. New York, McGraw Hill, 2001. 717 str.
7. Deželan Silva: Učinkovitost trga kapitala: teorija, empirične raziskave in primer Slovenije: magistrsko delo, Ljubljana, 1996.
8. Dowd Kevin: Measuring market risk. New York, John Wiley & Sons, 2002. 370 str.
9. Elton J. Edwin, Gruber J. Martin: Modern Portfolio Theory and Investment Analysis. New York, John Wiley & Sons, 1991. 545 str.
10. Fabozzi J. Frank, Konishi Atsuo: The Handbook of Asset/Liability Management. New York, Irwin McGraw Hill, 1996. 506 str.
11. Fabozzi J. Frank, Modigliani Franco, Ferri G. Michael: Foundations of Financial Markets and Institutions. New Jersey, Prentice Hall, 1994. 666 str.
12. Fitch P. Thomas: Dictionary of Banking Terms. 4th edition, New York, Barron's, 2000. 529 str.
13. Gupta Vijay: Financial Analysis using Excel. Canada, VJ Books, 2002. 254 str.
14. Gupta Vijay: Statistical Analysis using Excel. Canada, VJ Books, 2002. 255 str.
15. Heffernan Shelagh: Modern Banking in Theory and Practice. New York, John Wiley & Sons, 1996. 447 str.
16. Jorion Philippe: Value at Risk, The New Benchmark for Managing Financial Risk. 2nd edition, New York, McGraw Hill, 2001. 544 str.
17. Koch W. Timothy: Bank Management. Florida. The Dryden Press, 1992. 970 str.
18. Kolb W. Robert: Futures, options and swaps. 4th edition, Cornwall, Blackwell Publishing, 2003. 887 str.
19. Leko Vlado et al.: Rječnik bankarstva i financija. Zagreb, Masmedia, 1993. 655 str.
20. Lewis E. Edward: Methods of Statistical analysis in Economics and business. Boston, Houghton Mifflin Company, 1973. 686 str.
21. Marrison Chris: The Fundamentals of Risk measurement. New York, McGraw Hill, 2002. 415 str.
22. Mishkin S. Frederic: The Economics of Money, Banking, and Financial Markets. 7th edition, Pearson Addison Wesley, 2004. 679 str.
23. Nassim Taleb: Dynamic Hedging: Managing Vanilla and Exotic Options. New York, John Wiley & Sons, 1997. 506 str.

24. Neftci N. Salih: Principles of Financial Engineering. London, Elsevier academic press, 2004. 556 str.
25. Orsag Silvije: Financiranje emisijom vrijednosnih papira. Zagreb, Rifin, 1997. 635 str.
26. Prohaska Zdenko: Analiza vrijednosnih papira. Zagreb, Infoinvest, 1996. 237 str.
27. Rose S. Peter: Commercial Bank Management. Boston, Richard D. Irwin, 1991. 677 str.
28. Saunders Anthony, Cornett M. Marcia: Financial Institutions Management: A Risk Management Approach. New York, McGraw Hill Irwin, 2003. 778 str.
29. Shapiro C. Alan: Multinational Financial Management. 4th edition, Boston, Allyn and Bacon, 1992. 724 str.
30. Stigum Marcia: The Money Market. 3rd edition, New York, McGraw Hill, 1990. 1252 str.
31. Šošić Ivan, Serdar Vladimir: Uvod u statistiku. Zagreb, Školska knjiga-Zagreb, 1994. 363 str.
32. Tilman M. Leo: Asset/Liability Management of Financial Institutions – Maximizing Shareholder Value through Risk-Conscious Investing. London, Euromoney Books, 2003. 386 str.
33. Uyemura G. Dennis, Van Deventer R. Donald: Financial Risk Management in Banking. New York, McGraw Hill, 1993. 361 str.
34. Van Horn C. James: Financijsko upravljanje i politika. Zagreb, Mate, 1993. 874 str.
35. Vince Ralph: Portfolio management Formulas. New York, John Wiley & Sons, 1992. 367 str.
36. Vince Ralph: The mathematics of money management: risk analysis techniques for traders. New York, John Wiley & Sons, 1992. 344 str.
37. Walmsley Julian: The Foreign Exchange and Money Markets Guide. New York, John Willey & Sons, 1992. 513 str.
38. Watson J. Collin, Billingsley Patric, Croft D. James, Huntsberger V. David: Statistics for Management and Economics. 4. izdanje, Boston, Allyn and Bacon, 1990. 992 str.
39. Wilmott Paul, Howison Sam, Dewynne Jeff: The Mathematics of Financial Derivatives. University of Cambridge, 1995. 317 str.

Članci:

40. Alexander J. Gordon, Baptista M. Alexandre: Portfolio Performance Evaluation using Value at Risk. The Journal of Portfolio Management, Vol. 29., No. 4., 2003, str.93-103.
41. Barone-Adesi Giovanni, Giannopoulos Kostas, Vosper Les: VaR without correlations for portfolios of derivative securities. The Journal of Futures Markets, Aug 1999, str.583-602.
42. Barone-Adesi Giovanni, Giannopoulos Kostas: Non-parametric VaR Techniques. Myths and Realities. Review of Banking, Finance and Monetary Economics, Economic Notes by Banca Monte di Paschi di Siena SpA, Vol.30, No. 2, 2001, str.167-181.
43. Bawa S. Vijay, Elton J. Edwin, Gruber J. Martin: Simple rules for Optimal Portfolio Selection in stable Paretian Markets. The Journal of Finance, Vol. 34., No. 4., 1979, str.1041-1047.

44. Beder S. Tanya: VaR: Seductive but dangerous. *Financial Analysts Journal*, Vol. 51, No. 5., Sep/Oct 1995, str.12-23.
45. Bensalah Younes: Asset Allocation using Extreme Value Theory. Bank of Canada Working Paper, 2002, 20 str.
46. Benson Peter, Zangari Peter: A general approach to calculating VaR without volatilities and correlations. *RiskMetrics Monitor*, 1997, str.19-23.
47. Bickel H. Samuel: Minimum variance and optimal asymptotic portfolios, *Management science*, Vol. 16, No. 3, 1969, str.221-226.
48. Bourguignon Francois, de Jong Marielle: Value versus Growth. *The Journal of Portfolio Management*, Vol. 29., No. 4., 2003, str.71-79.
49. Boudoukh Jacob, Richardson Matthew, Whitelaw F. Rober: The Best of Both Worlds: A hybrid Approach to Calculating Value at Risk. *Risk*, Vol.11, No. 5, May 1998, str. 64-67.
50. Bollerslev Tim: Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics* 31, 1986, str.307-327.
51. Brooks Chris, Persaud Gita: Model Choice and Value-at-Risk Performance. *Financial Analysts Journal*, Vol. 58, No. 5., Sep/Oct 2002, str.87-97.
52. Campbell Rachel, Koedijk Kees, Kofman Paul: Increased Correlation in Bear Markets. *Financial Analysts Journal*, Vol. 58., No. 1., Jan/Feb 2002, str.87-94.
53. Clarke G. Roger, de Silva Harindra, Wander Brett: Risk Allocation versus Asset Allocation. *The Journal of Portfolio Management*, Vol. 29., No. 1., 2002, str.9-30.
54. Cohen J. Kalman, Pogue A. Jerry: An empirical evaluation of alternative portfolio-selection models. *The Journal of Business*, 1967, str.166-194.
55. Danielsson Jon, de Haan Laurens, Peng Liang, de Vries G. Casper: Using a Bootstrap Method to Choose the Sample Fraction in Tail Index Estimation, *Journal of Mathematical Analysis and its Applications*. January 1999, 24 str.
56. Danielsson Jon, de Vries G. Casper: Beyond the Sample: Extreme Quantile and Probability Estimation. London school of Economics, Discussion Paper 298, July 1998, 39 str.
57. Devjak Srečko: Optimisation of the securities portfolio as a part of the risk management process. *Management*, Vol. 9., No. 1., 2004, str.81-91.
58. Donohue Christopher, Yip Kenneth: Optimal Portfolio Rebalancing with Transaction Costs. *The Journal of Portfolio Management*, Vol. 29., No. 4., 2003, str.49-63.
59. Elton J. Edwin, Gruber J. Martin, Padberg W. Manfred: Simple criteria for Optimal portfolio selection. *The Journal of Finance*, Vol. 31., No. 5., 1976, str.1341-1357.
60. Embrechts Paul, Resnick I. Sidney, Samorodnitsky Gennady: Extreme value theory as a risk management tool. „Extremes and Insurance“ XXVIII-th International ASTIN Colloquium, Cairns, 1997, 22 str.
61. Embrechts Paul: Extreme Value Theory: Potential and Limitations as an integrated risk management tool. ETH Zurich, January 2000, 12 str. (<http://www.gloriamundi.org/picsresources/peevtpot.pdf>), 12.09.2004.
62. Engle Robert: Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica* 50, 1982, str.987-1007.
63. Engle Robert, Mezrich Joseph: Grappling with GARCH. *Risk*, Vol. 8., No. 9., Sept 1995, str.112-117.
64. Finger C. Christopher: Testing RiskMetrics volatility forecasts on emerging markets dana. *RiskMetrics Monitor*, 1996, str.3-19.

65. Finger C. Christopher: A methodology to stress correlations. RiskMetrics Monitor, 1997, str.3-11.
66. Gibson S. Michael, Pritsker Matthew: Improving Grid-based Methods for Estimating Value at Risk of Fixed-Income Portfolios. Board of Governors of the Federal Reserve System, 2000, 29 str.
(<http://www.federalreserve.gov/pubs/feds/2000/200025/200025pap.pdf>), 28.08.2004.
67. Gilli Manfred, Këllezi Evis: An Application of Extreme Value Theory for Measuring Risk. 2003, 24 str.
(<http://www.gloriamundi.org/picsresources/mgek.pdf>), 28.08.2004.
68. Grinold C. Richard: Mean-Variance and scenario-based approaches to portfolio selection, Journal of Portfolio Management. Vol. 25., Issue 2., 1999, 18 str.
(<http://web2.epnet.com/citation.asp>), 12.09.2004.
69. Guermat Cherif, Harris D.F. Richard: Forecasting value at risk allowing for time variation in the variance and kurtosis of portfolio returns. International Journal of Forecasting 18, Elsevier, 2002, str.409-419.
70. Hendricks Darryll: Evaluation of Value-at-Risk Models using Historical data. FRBNY Economic Policy Review, April 1996, str.39-69.
71. Hendricks Darryll, Hirtle Beverly: Bank Capital Requirements for Market Risk: The Internal Models Approach. FRBNY Economic Policy Review, December 1997, str.1-12.
72. Herold Ulf: Portfolio Construction with Qualitative Forecasts. The Journal of Portfolio Management, Vol. 30., No. 1., 2003, str.61-72.
73. Holton A. Glyn: Simulating Value-at-Risk with Weighted Scenarios. Risk, Vol. 11., No. 5., May 1998, str.60-63.
74. Hongwei Tian, Wei Zhang: A New Method to compute Value-at-Risk: Extreme Value Theory. School of Management, Tianjin University, 1999, 11 str.
75. Hull John, White Alan: Incorporating volatility updating into the Historical Simulation method for Value at Risk. Journal of Risk, 1998 a, 19 str.
76. Hull John, White Alan: Value at Risk when daily changes in market variables are not normally distributed. Journal of Derivatives, Spring 1998 b, str.9-19.
77. Ilmanen Antti: Expected Returns on Stocks and Bonds. The Journal of Portfolio Management, Vol. 29., No. 2., 2003, str.7-27.
78. Jurman Antun: Valutni rizik u poslovnim bankama. Zbornik radova Ekonomskog fakulteta u Rijeci, Ekonomski fakultet Rijeka, Vol. 19. No. 2, 2001, str.153-168.
79. Jurman Antun: Management of bank assets and liabilities to secure protection from interest risk. Zbornik radova Ekonomskog fakulteta u Rijeci, Ekonomski fakultet Rijeka, Vol. 20. No. 1, 2002, str.17-39.
80. Jurman Antun: Upravljanje rizikom likvidnosti u poslovnoj banci. Ekonomska istraživanja, Fakultet ekonomije i turizma «Dr. Mijo Mirković», Pula, Vol. 17, No. 1, 2004 a, str.41-57.
81. Jurman Antun: Rizik likvidnosti u poslovnoj banci. Zbornik Pravnog fakulteta sveučilišta u Rijeci, Rijeka, Vol. 25, No. 2, 2004 b, str. 633-653.
82. Jurman Antun: Osvrt na zaduživanje hrvatskih banaka u inozemstvu. Zbornik radova Ekonomskog fakulteta u Rijeci, Vol.23. No.1., Ekonomski fakultet Rijeka, 2005, 27 str. (u postupku objavljivanja)
83. Kim Jangwoo, Finger C. Christopher: A stress test to incorporate correlation breakdown. RiskMetrics Journal, Spring 2000, str.61-75.

84. Konno Hiroshi, Waki Hayato, Yuuki Atsushi: Portfolio Optimization under Lower Partial Risk Measures. *Asia Pacific Financial Markets* 9, 2002, str.127-140.
85. Kritzman Mark, Rich Don: The Mismeasurement of Risk. *Financial Analysts Journal*, Vol. 58, No. 3., May/Jun 2002, str.91-99.
86. Kwan C. Y. Clarence: Improving the Efficient Frontier. *The Journal of Portfolio Management*, Vol. 29., No. 2., 2003, str.69-79.
87. Laubsch Alan: Estimating index tracking error for equity portfolios. *RiskMetrics Monitor*, 1996, str.34-41.
88. Li Zhong-Fei, Li Zhong-Xiang, Wang Shou-Yang, Deng Xiao-Tie: Optimal portfolio selection of assets with transaction costs and no short sales. *International Journal of Systems Science*, Vol. 32., No. 5., 2001, str.599-607.
89. Linsmeier J. Thomas, Pearson D. Neil: Value at Risk. *Financial Analysts Journal*. Vol. 56, No. 2., Mar/Apr 2000, str.47-67.
90. Madhavan Ananth, Yang Jian: Practical Risk Analysis. *The Journal of Portfolio Management*, Vol. 30., No. 1., 2003, str.73-86.
91. Markowitz M. Harry: Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, Vol. 7, No. 1, 1952, str.77-91.
92. Markowitz M. Harry: Foundations of Portfolio Theory. *The Journal of Finance*, Vol. 44, No. 2, 1991, str.469-477.
93. McNeil J. Alexander: Extreme Value Theory for Risk Managers. ETH Zurich, May 1999, 22 str.
(<http://www.gloriamundi.org/picsresources/maevt.pdf>), 01.10.2004.
94. Pallotta Massimiliano, Zenti Raffaele: Risk analysis for asset managers: Historical Simulation, the Bootstrap approach and Value at Risk calculation. *RAS Asset Management*, 2000, 44 str.
(<http://www.gloriamundi.org/picsresources/rzmp.pdf>), 12.09.2004.
95. Ploegmakers Hein, Schweitzer Mark, Rad T. Alireza: Risk Adjusted Performance Measurement and Capital Allocation for Trading Desks within Banks. *Managerial Finance*, Vol. 3., No. 3., 2000, str.39-50.
96. Potter M. Simon: Nonlinear Time Series Modelling: An Introduction. *Journal of Economic Surveys*, Vol. 13., No. 5., 1999, 30 str.
97. Pritsker Matthew: The Hidden Dangers of Historical Simulation. Board of Governors of the Federal Reserve System, 2001, 61 str.
(<http://www.gloriamundi.org/picsresources/mphd.pdf>), 12.08.2004.
98. Prohaska Zdenko: A portfolio selection model of the Slovenian securities market. *Slovenska ekonomska revija*, št. 6., 1995. 1-13.
99. Prohaska Zdenko: The Financial Market in Croatia. *Bančni Vestnik*, Ljubljana, Vol. 52, No. 7-8, Jul-Aug 2003, str.99-105.
100. Prohaska Zdenko, Olgić-Draženović Bojana: Foreign Portfolio Investments in the Republic of Croatia. Theory and practice of transition and accession to the EU: IV. International conference – Economic systems of European Union and accession of the Republic of Croatia, Opatija, Faculty of Economics Ljubljana, May 2003, str.293 – 304.
101. Ruggiero, A. Murray: The big picture: Portfolio optimisation. *Futures*, Vol. 29., No. 4., Apr 2000, str.60-64.
102. Tompkins G. Robert, D'Ecclesia L. Rita: Unconditional Return Disturbances: A Non Parametric Simulation Approach. February 2004, 31 str.
(<http://www.gloriamundi.org/picsresources/rtrd.pdf>), 12.08.2004.

103. Yamai Yasuhiro, Yoshiba Toshinao: Comparative Analyses of Expected Shortfall and Value-at-Risk under Market Stress. CGFS conference Vol. 2., part 14, October 2002, 70 str.
104. Zangari Peter: A Value-at-Risk analysis of currency exposures. RiskMetrics Monitor, 1996 a, str.26-33.
105. Zangari Peter: An improved methodology for measuring VaR. RiskMetrics Monitor, 1996 b, str.7-25.
106. Zangari Peter: When is non-normality a problem? The case of 15 time series from emerging markets. RiskMetrics Monitor, 1996 c, str.20-32.
107. Zangari Peter: Streamlining the market risk measurement process. RiskMetrics Monitor, 1997 a, str.29-35.
108. Zangari Peter: What risk managers should know about mean reversion and jumps in prices. RiskMetrics Monitor, 1997 b, str.12-41.
109. Žiković Saša: Integrating optimal trading quantity as a fundamental part of managing an optimised portfolio. Zbornik radova Ekonomskog fakulteta u Rijeci, Vol.23. No.1., Ekonomski fakultet Rijeka, 2005, 21 str. (u postupku objavljivanja)

Ostali izvori:

110. Basel Committee on Banking Supervision: Supervisory framework for the use of “backtesting” in conjunction with the internal models approach to market risk capital requirements. Bank for International settlements, Jan. 1996. str.15
111. Basel Committee on Banking Supervision: Working Paper on the treatment of Operational Risk. Bank for International settlements, Sep 2001. 35 str.
112. Basel Committee on Banking Supervision: Quantitative Impact Study 3 Instructions. Bank for International settlements, Oct 2002 a. 44 str.
113. Basel Committee on Banking Supervision: Quantitative Impact Study 3 Technical Document. Bank for International settlements, Oct 2002 b. 174 str.
114. Basel Committee on Banking Supervision: Sound Practices for the Management and Supervision of Operational Risk. Bank for International settlements, Feb 2003. 14 str.
115. Basel Committee on Banking Supervision: International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards – A revised framework. Bank for International settlements, Jun 2004 a. 238 str.
116. Basel Committee on Banking Supervision: Bank failures in Mature Economies. Bank for International settlements, Working paper No. 13, Apr 2004 b. 66 str.
117. Bilten o bankama 8, Hrvatska narodna banka, 2004, 68 str.
118. Committee of Chief Risk Officers: Valuation and Risk Metrics. CCRO, 2002. 60 str.
119. Haugen A. Robert: Modern Investment Theory, Prentice Hall, New Jersey, 1989.
120. Kim Jongwoo, Malz M. Allan, Mina Jorge: Long run Technical Document. New York, RiskMetrics Group, 1999. 167 str.
121. Kim Jongwoo, Mina Jorge: RiskGrades Technical Document. New York, RiskMetrics Group, 2000. 65 str.
122. KPMG: The New Basel Capital Accord: Response to Consultative Documents dated January 2001. May 2001., 20 str.
123. Laubsch Alan: Risk Management: A Practical Guide. New York, RiskMetrics Group, 1999. 161 str.

124. Lee Y. Alvin: CorporateMetrics Technical Document. New York, RiskMetrics Group, 1999. 199 str.
125. Mina Jorge, Xiao Y. Jerry: Return to RiskMetrics: Evolution of a Standard. New York, RiskMetrics Group, 2001. 111 str.
126. Privredni Vjesnik, 30.06. 2004.
127. RiskMetrics: Technical Document. 4th edition. J.P. Morgan/Reuters, 1996. 279 str.
128. Treasury Management Association of Canada: Financial Risk Management for the New Millennium. Canada, TMAC, 2000. 314 str.
129. URL: [<http://www.zse.hr>], 29.10., 30.10.2004.
130. URL: [<http://www.vse.hr>], 29.10., 30.10., 16.11.2004.

PRILOZI

Prilog 1 - Matrica koeficijenata korelacije za dionice u sastavu optimalnog portfolija u promatranom razdoblju od 02.04.2004. do 26.08.2004.

ADRS-P	CROS	PLAG	PLVA	PODR	ZABA	KOEI	ERNT	KORF	SNHO
1,000	0,100	0,032	0,180	0,198	-0,167	-0,009	0,276	0,153	0,122
0,103	1,000	-0,000	0,010	0,049	0,127	0,199	0,196	-0,112	-0,116
0,032	-0,000	1,000	0,030	-0,087	0,043	-0,057	0,081	0,109	0,038
0,176	0,010	0,027	1,000	0,023	-0,110	-0,038	0,127	-0,012	0,021
0,198	0,050	-0,087	0,020	1,000	-0,089	0,117	0,059	0,039	0,156
-0,167	0,130	0,043	-0,110	-0,089	1,000	0,262	0,132	-0,065	-0,102
-0,009	0,200	-0,057	-0,040	0,117	0,262	1,000	0,142	0,127	0,055
0,276	0,200	0,081	0,130	0,059	0,132	0,142	1,000	0,203	0,221
0,153	-0,110	0,109	-0,010	0,039	-0,065	0,127	0,203	1,000	0,407
0,122	-0,120	0,038	0,020	0,156	-0,102	0,055	0,221	0,407	1,000

Izvor: Izračun autora

Prilog 2 - Kretanje vrijednosti i dnevnih postotnih promjena CROBEX indeksa i optimalnog portfolija hrvatskih dionica u razdoblju od 27.02.2004. do 29.10.2004.

Datum	CROBEX	%	Optimalni portfolio	%
27.02.2004.	1.177,29	-0,36	1.366,89	-0,02
01.03.2004.	1.185,84	0,73	1.367,32	0,03
02.03.2004.	1.189,20	0,28	1.367,44	0,01
03.03.2004.	1.190,43	0,10	1.365,12	-0,17
04.03.2004.	1.203,38	1,90	1.371,43	0,46
05.03.2004.	1.195,55	-0,65	1.373,00	0,11
08.03.2004.	1.193,35	-0,18	1.371,18	-0,13
09.03.2004.	1.188,59	-0,40	1.369,49	-0,12
10.03.2004.	1.187,58	-0,08	1.374,35	0,35
11.03.2004.	1.180,67	-0,58	1.369,82	-0,33
12.03.2004.	1.175,11	-0,47	1.379,41	0,70
15.03.2004.	1.174,76	-0,03	1.386,77	0,53
16.03.2004.	1.177,82	0,26	1.388,78	0,14
17.03.2004.	1.176,31	-0,13	1.390,13	0,10
18.03.2004.	1.171,51	-0,41	1.397,23	0,51
19.03.2004.	1.164,84	-0,57	1.397,28	0,00
22.03.2004.	1.154,77	-0,86	1.400,00	0,19
23.03.2004.	1.136,10	-1,62	1.401,24	0,09
24.03.2004.	1.136,08	0,00	1.404,87	0,26
25.03.2004.	1.141,48	0,48	1.404,25	-0,04
26.03.2004.	1.147,37	0,52	1.401,28	-0,21
29.03.2004.	1.141,42	-0,52	1.391,88	-0,67
30.03.2004.	1.159,31	1,57	1.389,91	-0,14
31.03.2004.	1.160,83	0,13	1.384,95	-0,36
01.04.2004.	1.155,88	-0,43	1.377,27	-0,55
02.04.2004.	1.148,17	-0,67	1.374,73	-0,18
05.04.2004.	1.159,42	0,98	1.372,92	-0,13
06.04.2004.	1.168,83	0,81	1.363,87	-0,66

Izvor: Izračun autora

Prilog 2 - Kretanje vrijednosti i dnevnih postotnih promjena CROBEX indeksa i optimalnog portfolija hrvatskih dionica u razdoblju od 27.02.2004. do 29.10.2004. (nastavak)

Datum	CROBEX	%	Optimalni portfolio	%
07.04.2004.	1.183,94	1,29	1.372,58	0,64
08.04.2004.	1.221,65	3,19	1.390,53	1,31
09.04.2004.	1.221,65	0,00	1.390,53	0,00
13.04.2004.	1.232,96	0,93	1.405,04	1,04
14.04.2004.	1.232,08	-0,07	1.405,73	0,05
15.04.2004.	1.220,10	-0,97	1.391,37	-1,02
16.04.2004.	1.241,13	1,72	1.386,86	-0,32
19.04.2004.	1.237,56	-0,29	1.381,67	-0,37
20.04.2004.	1.234,88	-0,22	1.377,70	-0,29
21.04.2004.	1.216,80	-1,46	1.380,26	0,19
22.04.2004.	1.214,89	-0,16	1.385,04	0,35
23.04.2004.	1.214,89	0,00	1.394,73	0,70
26.04.2004.	1.222,50	0,63	1.386,06	-0,62
27.04.2004.	1.208,66	-1,13	1.382,12	-0,28
28.04.2004.	1.200,19	-0,70	1.377,28	-0,35
29.04.2004.	1.192,18	-0,67	1.372,48	-0,35
30.04.2004.	1.175,49	-1,40	1.373,31	0,06
03.05.2004.	1.173,54	-0,17	1.373,90	0,04
04.05.2004.	1.198,06	2,09	1.375,14	0,09
05.05.2004.	1.199,88	0,15	1.379,19	0,29
06.05.2004.	1.186,52	-1,11	1.372,73	-0,47
07.05.2004.	1.169,19	-1,46	1.369,35	-0,25
10.05.2004.	1.134,84	-2,94	1.381,27	0,87
11.05.2004.	1.134,43	-0,04	1.386,11	0,35
12.05.2004.	1.124,84	-0,85	1.376,40	-0,70
13.05.2004.	1.118,38	-0,57	1.371,36	-0,37
14.05.2004.	1.120,06	0,15	1.372,50	0,08
17.05.2004.	1.092,16	-2,49	1.364,37	-0,59
18.05.2004.	1.103,42	1,03	1.338,64	-1,89
19.05.2004.	1.123,37	1,81	1.342,45	0,29
20.05.2004.	1.120,89	-0,22	1.352,02	0,71
21.05.2004.	1.116,13	-0,42	1.374,26	1,64
24.05.2004.	1.126,99	0,97	1.377,50	0,24
25.05.2004.	1.143,69	1,48	1.378,80	0,09
26.05.2004.	1.146,31	0,23	1.383,50	0,34
27.05.2004.	1.156,14	0,86	1.393,75	0,74
28.05.2004.	1.157,55	0,12	1.408,53	1,06
31.05.2004.	1.136,47	-1,82	1.382,72	-1,83
01.06.2004.	1.129,82	-0,59	1.380,34	-0,17
02.06.2004.	1.138,04	0,73	1.367,18	-0,95
03.06.2004.	1.148,89	0,95	1.371,13	0,29
04.06.2004.	1.156,06	0,62	1.370,10	-0,08
07.06.2004.	1.143,03	-1,13	1.356,73	-0,98
08.06.2004.	1.136,74	-0,55	1.365,76	0,67
09.06.2004.	1.140,75	0,35	1.372,54	0,5
11.06.2004.	1.139,53	-0,11	1.380,45	0,58
14.06.2004.	1.136,31	-0,28	1.400,89	1,48

Izvor: Izračun autora

Prilog 2 - Kretanje vrijednosti i dnevnih postotnih promjena CROBEX indeksa i optimalnog portfolija hrvatskih dionica u razdoblju od 27.02.2004. do 29.10.2004. (nastavak)

Datum	CROBEX	%	Optimalni portfolio	%
15.06.2004.	1.137,06	0,07	1.399,08	-0,13
16.06.2004.	1.135,13	-0,17	1.412,54	0,96
17.06.2004.	1.143,42	0,73	1.425,13	0,89
18.06.2004.	1.142,48	-0,08	1.422,32	-0,20
21.06.2004.	1.142,27	-0,02	1.414,14	-0,57
23.06.2004.	1.142,29	0,00	1.411,83	-0,16
24.06.2004.	1.140,20	-0,18	1.404,97	-0,49
28.06.2004.	1.153,98	1,21	1.401,95	-0,22
29.06.2004.	1.163,86	0,86	1.415,10	0,94
30.06.2004.	1.146,52	-1,49	1.420,33	0,37
01.07.2004.	1.171,57	2,18	1.415,98	-0,31
02.07.2004.	1.175,83	0,36	1.420,75	0,34
05.07.2004.	1.168,78	-0,60	1.421,26	0,04
06.07.2004.	1.159,85	-0,76	1.416,33	-0,35
07.07.2004.	1.154,93	-0,42	1.386,06	-2,14
08.07.2004.	1.152,15	-0,24	1.385,42	-0,05
09.07.2004.	1.153,04	0,08	1.408,09	1,64
12.07.2004.	1.156,25	0,28	1.411,32	0,23
13.07.2004.	1.170,14	1,20	1.422,70	0,81
14.07.2004.	1.172,55	0,21	1.425,30	0,18
15.07.2004.	1.170,04	-0,21	1.420,40	-0,34
16.07.2004.	1.156,15	-1,19	1.405,95	-1,02
19.07.2004.	1.166,15	0,86	1.402,11	-0,27
20.07.2004.	1.157,82	-0,71	1.410,49	0,60
21.07.2004.	1.160,87	0,26	1.412,75	0,16
22.07.2004.	1.158,51	-0,20	1.419,28	0,46
23.07.2004.	1.178,54	1,73	1.421,16	0,13
26.07.2004.	1.164,30	-1,21	1.421,91	0,05
27.07.2004.	1.178,47	1,22	1.423,63	0,12
28.07.2004.	1.176,36	-0,18	1.425,38	0,12
29.07.2004.	1.182,90	0,56	1.427,49	0,15
30.07.2004.	1.187,59	0,40	1.421,49	-0,42
02.08.2004.	1.171,73	-1,34	1.432,25	0,76
03.08.2004.	1.180,83	0,78	1.435,68	0,24
04.08.2004.	1.196,39	1,32	1.459,95	1,69
06.08.2004.	1.184,95	-0,96	1.450,67	-0,64
09.08.2004.	1.176,31	-0,73	1.457,74	0,49
10.08.2004.	1.177,99	0,14	1.449,29	-0,58
11.08.2004.	1.194,07	1,37	1.447,64	-0,11
12.08.2004.	1.202,62	0,72	1.464,92	1,19
13.08.2004.	1.182,79	-1,65	1.455,25	-0,66
16.08.2004.	1.182,12	-0,06	1.461,38	0,42
17.08.2004.	1.179,53	-0,22	1.432,23	-1,99
18.08.2004.	1.179,08	-0,04	1.457,83	1,79
19.08.2004.	1.184,72	0,48	1.454,24	-0,25
20.08.2004.	1.190,00	0,45	1.463,51	0,64

Izvor: Izračun autora

Prilog 2 - Kretanje vrijednosti i dnevnih postotnih promjena CROBEX indeksa i optimalnog portfolija hrvatskih dionica u razdoblju od 27.02.2004. do 29.10.2004. (nastavak)

Datum	CROBEX	%	Optimalni portfolio	%
23.08.2004.	1.193,29	0,28	1.457,49	-0,41
24.08.2004.	1.192,43	-0,07	1.466,90	0,65
25.08.2004.	1.196,27	0,32	1.462,75	-0,28
26.08.2004.	1.199,37	0,26	1.452,12	-0,73
27.08.2004.	1.194,80	-0,38	1.454,16	0,14
30.08.2004.	1.217,37	1,89	1.464,72	0,73
31.08.2004.	1.226,72	0,77	1.467,31	0,18
01.09.2004.	1.242,52	1,29	1.468,58	0,09
02.09.2004.	1.237,72	-0,39	1.463,49	-0,35
03.09.2004.	1.223,06	-1,18	1.455,18	-0,57
06.09.2004.	1.244,97	1,79	1.462,91	0,53
07.09.2004.	1.242,88	-0,17	1.461,48	-0,10
08.09.2004.	1.273,94	2,50	1.474,51	0,89
09.09.2004.	1.275,95	0,16	1.489,76	1,03
10.09.2004.	1.279,83	0,30	1.479,30	-0,70
13.09.2004.	1.285,95	0,48	1.490,33	0,75
14.09.2004.	1.275,30	-0,83	1.476,66	-0,92
15.09.2004.	1.275,17	-0,01	1.489,05	0,84
16.09.2004.	1.293,33	1,42	1.497,99	0,60
17.09.2004.	1.306,55	1,02	1.496,18	-0,12
20.09.2004.	1.303,15	-0,26	1.495,99	-0,01
21.09.2004.	1.306,96	0,29	1.488,89	-0,48
22.09.2004.	1.298,21	-0,67	1.488,62	-0,02
23.09.2004.	1.297,51	-0,05	1.495,84	0,48
24.09.2004.	1.301,19	0,28	1.508,72	0,86
27.09.2004.	1.313,28	0,93	1.506,38	-0,16
28.09.2004.	1.330,76	1,33	1.522,71	1,08
29.09.2004.	1.344,16	1,01	1.519,81	-0,19
30.09.2004.	1.388,23	3,28	1.542,09	1,47
01.10.2004.	1.376,40	-0,85	1.540,47	-0,11
04.10.2004.	1.368,38	-0,58	1.540,76	0,02
05.10.2004.	1.351,86	-1,21	1.535,18	-0,36
06.10.2004.	1.340,06	-0,87	1.538,31	0,20
07.10.2004.	1.344,53	0,33	1.539,03	0,05
11.10.2004.	1.377,97	2,49	1.547,80	0,57
12.10.2004.	1.377,99	0,00	1.552,21	0,29
13.10.2004.	1.391,99	1,02	1.566,99	0,95
14.10.2004.	1.412,54	1,48	1.573,44	0,41
15.10.2004.	1.431,08	1,31	1.574,49	0,07
18.10.2004.	1.426,86	-0,29	1.576,20	0,11
19.10.2004.	1.425,49	-0,10	1.585,61	0,60
20.10.2004.	1.394,92	-2,14	1.572,84	-0,81
21.10.2004.	1.417,20	1,60	1.572,83	0,00
22.10.2004.	1.429,29	0,85	1.589,79	1,08

Izvor: Izračun autora

Prilog 2 - Kretanje vrijednosti i dnevnih postotnih promjena CROBEX indeksa i optimalnog portfolija hrvatskih dionica u razdoblju od 27.02.2004. do 29.10.2004. (nastavak)

Datum	CROBEX	%	Optimalni portfolio	%
25.10.2004.	1.427,15	-0,15	1.582,40	-0,46
26.10.2004.	1.417,66	-0,66	1.590,22	0,49
27.10.2004.	1.440,94	1,64	1.605,43	0,96
28.10.2004.	1.444,99	0,28	1.609,77	0,27
29.10.2004.	1.450,49	0,38	1.613,99	0,26

Izvor: Izračun autora

Prilog 3 – Kretanje cijena i dnevnih povrata dionica koje sačinjavaju optimalni portfolio hrvatskih dionica u razdoblju od 21.07.2004. do 29.10.2004.

Datum	ADRS-P	%	CROS	%	PLAG	%	PLVA	%	PODR	%	ZABA	%	KOEI	%
21.07.2004.	2.880,30	0,37	3.320,00	-0,25	1.500,00	0,12	436,66	0,38	182,56	0,04	1.751,00	0,00	81,66	0,00
22.07.2004.	2.879,38	-0,03	3.320,00	0,00	1.500,00	0,00	434,59	-0,47	184,73	1,19	1.850,00	5,65	81,66	0,00
23.07.2004.	2.879,01	-0,01	3.322,96	0,09	1.458,33	-2,78	433,41	-0,27	187,27	1,37	1.900,00	2,70	81,97	0,38
26.07.2004.	2.879,32	0,01	3.322,96	0,00	1.504,71	3,18	426,15	-1,68	189,52	1,20	1.900,00	0,00	80,06	-2,33
27.07.2004.	2.870,69	-0,30	3.340,00	0,51	1.500,01	-0,31	431,71	1,30	190,32	0,42	1.900,00	0,00	85,03	6,21
28.07.2004.	2.875,13	0,15	3.340,00	0,00	1.500,01	0,00	437,00	1,23	189,43	-0,47	1.900,00	0,00	85,03	0,00
29.07.2004.	2.878,74	0,13	3.344,00	0,12	1.504,63	0,31	441,62	1,06	189,63	0,11	1.900,00	0,00	85,03	0,00
30.07.2004.	2.881,62	0,10	3.270,00	-2,21	1.550,00	3,02	435,17	-1,46	194,02	2,31	1.900,00	0,00	84,00	-1,21
02.08.2004.	2.941,09	2,06	3.294,80	0,76	1.499,01	-3,29	433,44	-0,40	193,14	-0,45	1.815,89	-4,43	84,70	0,83
03.08.2004.	2.967,42	0,90	3.251,00	-1,33	1.499,01	0,00	439,81	1,47	197,56	2,29	1.815,89	0,00	85,01	0,37
04.08.2004.	2.992,57	0,85	3.300,00	1,51	1.500,00	0,07	436,82	-0,68	198,48	0,47	1.987,46	9,45	86,07	1,25
06.08.2004.	2.963,72	-0,96	3.300,00	0,00	1.450,43	-3,30	430,52	-1,44	199,04	0,28	1.999,99	0,63	87,73	1,93
09.08.2004.	2.985,40	0,73	3.300,00	0,00	1.450,00	-0,03	425,25	-1,22	195,10	-1,98	1.999,99	0,00	92,56	5,51
10.08.2004.	2.948,95	-1,22	3.300,00	0,00	1.450,00	0,00	430,90	1,33	195,39	0,15	1.999,99	0,00	95,00	2,64
11.08.2004.	2.954,81	0,20	3.352,45	1,59	1.450,01	0,00	430,93	0,01	195,31	-0,04	1.854,00	-7,30	98,73	3,93
12.08.2004.	2.974,40	0,66	3.370,00	0,52	1.470,63	1,42	433,75	0,65	197,78	1,26	1.983,21	6,97	97,93	-0,81
13.08.2004.	2.992,79	0,62	3.370,00	0,00	1.452,01	-1,27	428,89	-1,12	197,76	-0,01	1.813,81	-8,54	94,03	-3,98
16.08.2004.	2.972,30	-0,68	3.365,89	-0,12	1.452,01	0,00	422,70	-1,44	197,11	-0,33	1.990,31	9,73	95,26	1,31
17.08.2004.	2.949,13	-0,78	3.382,27	0,49	1.451,79	-0,02	422,20	-0,12	197,48	0,19	1.662,58	-16,47	91,19	-4,27
18.08.2004.	2.950,00	0,03	3.394,72	0,37	1.408,09	-3,01	423,53	0,32	199,21	0,88	2.000,00	20,29	97,00	6,37
19.08.2004.	2.949,94	-0,00	3.394,72	0,00	1.362,98	-3,20	423,36	-0,04	198,40	-0,41	2.000,00	0,00	93,00	-4,12
20.08.2004.	2.946,61	-0,11	3.450,00	1,63	1.429,40	4,87	428,07	1,11	200,00	0,81	2.000,00	0,00	95,00	2,15
23.08.2004.	2.944,90	-0,06	3.412,00	-1,10	1.389,63	-2,78	431,99	0,92	200,89	0,44	2.000,00	0,00	94,63	-0,39
24.08.2004.	2.949,90	0,17	3.480,00	1,99	1.389,63	0,00	435,22	0,75	201,11	0,11	2.000,00	0,00	95,85	1,29
25.08.2004.	2.941,23	-0,29	3.480,00	0,00	1.389,63	0,00	436,62	0,32	204,43	1,65	1.950,00	-2,50	99,84	4,16
26.08.2004.	2.911,58	-1,01	3.448,75	-0,90	1.400,00	0,75	436,51	-0,03	209,17	2,32	1.950,00	0,00	100,46	0,62
27.08.2004.	2.924,49	0,44	3.415,01	-0,98	1.400,00	0,00	436,93	0,10	209,88	0,34	1.950,00	0,00	105,91	5,43

Izvor: <http://www.zse.hr> i <http://www.vse.hr>

Prilog 3 – Kretanje cijena i dnevnih povrata dionica koje sačinjavaju optimalni portfolio hrvatskih dionica u razdoblju od 21.07.2004. do 29.10.2004.(nastavak)

Datum	ADRS-P	%	CROS	%	PLAG	%	PLVA	%	PODR	%	ZABA	%	KOEI	%
30.08.2004.	2.913,23	-0,39	3.475,05	1,76	1.400,00	0,00	436,57	-0,08	214,39	2,15	2.000,00	2,56	115,68	9,22
31.08.2004.	2.896,31	-0,58	3.538,90	1,84	1.400,00	0,00	439,50	0,67	211,35	-1,42	2.000,00	0,00	116,16	0,41
01.09.2004.	2.892,91	-0,12	3.550,01	0,31	1.400,00	0,00	463,32	5,42	214,50	1,49	2.005,99	0,30	110,85	-4,57
02.09.2004.	2.882,38	-0,36	3.520,01	-0,85	1.400,00	0,00	459,95	-0,73	215,02	0,24	2.005,99	0,00	114,38	3,18
03.09.2004.	2.831,48	-1,77	3.520,01	0,00	1.400,61	0,04	450,27	-2,10	214,68	-0,16	2.100,00	4,69	114,42	0,03
06.09.2004.	2.851,85	0,72	3.520,01	0,00	1.450,00	3,53	445,91	-0,97	206,78	-3,68	2.100,00	0,00	115,98	1,36
07.09.2004.	2.821,04	-1,08	3.605,00	2,41	1.434,00	-1,10	446,78	0,20	202,53	-2,06	2.100,00	0,00	112,45	-3,04
08.09.2004.	2.853,50	1,15	3.600,01	-0,14	1.442,97	0,63	466,24	4,36	200,88	-0,81	2.100,00	0,00	118,50	5,38
09.09.2004.	2.902,29	1,71	3.600,00	-0,00	1.429,92	-0,90	479,75	2,90	205,11	2,11	2.100,00	0,00	121,09	2,19
10.09.2004.	2.874,12	-0,97	3.600,00	0,00	1.421,63	-0,58	478,10	-0,34	204,12	-0,48	2.060,00	-1,90	122,72	1,35
13.09.2004.	2.879,55	0,19	3.600,00	0,00	1.450,00	2,00	482,87	1,00	202,38	-0,85	2.175,81	5,62	121,90	-0,67
14.09.2004.	2.846,85	-1,14	3.600,00	0,00	1.450,00	0,00	472,90	-2,06	204,68	1,14	2.100,42	-3,46	126,04	3,40
15.09.2004.	2.850,54	0,13	3.645,63	1,27	1.450,00	0,00	464,40	-1,80	205,88	0,59	2.141,43	1,95	138,06	9,54
16.09.2004.	2.856,80	0,22	3.672,81	0,75	1.460,17	0,70	468,75	0,94	209,15	1,59	2.188,64	2,20	138,15	0,07
17.09.2004.	2.853,25	-0,12	3.672,81	0,00	1.474,71	1,00	473,45	1,00	204,40	-2,27	2.188,64	0,00	133,13	-3,63
20.09.2004.	2.852,06	-0,04	3.672,81	0,00	1.500,00	1,71	473,34	-0,02	203,38	-0,50	2.188,64	0,00	130,55	-1,94
21.09.2004.	2.850,30	-0,06	3.600,15	-1,98	1.535,28	2,35	471,07	-0,48	204,55	0,58	2.200,01	0,52	127,70	-2,18
22.09.2004.	2.846,16	-0,15	3.600,00	-0,00	1.574,36	2,55	468,01	-0,65	204,94	0,19	2.200,01	0,00	126,19	-1,18
23.09.2004.	2.845,50	-0,02	3.679,29	2,20	1.588,18	0,88	464,78	-0,69	204,91	-0,01	2.200,00	-0,00	122,65	-2,81
24.09.2004.	2.846,84	0,05	3.700,00	0,56	1.696,44	6,82	458,82	-1,28	204,81	-0,05	2.300,00	4,55	120,08	-2,10
27.09.2004.	2.839,10	-0,27	3.700,00	0,00	1.675,00	-1,26	465,45	1,45	204,39	-0,21	2.300,00	0,00	120,22	0,12
28.09.2004.	2.844,20	0,18	3.816,67	3,15	1.697,08	1,32	461,26	-0,90	204,20	-0,09	2.350,00	2,17	116,10	-3,43
29.09.2004.	2.859,64	0,54	3.759,13	-1,51	1.700,00	0,17	459,99	-0,28	203,05	-0,56	2.350,00	0,00	113,54	-2,20
30.09.2004.	2.897,25	1,32	3.759,13	0,00	1.698,41	-0,09	462,59	0,57	210,84	3,84	2.479,00	5,49	120,37	6,02
01.10.2004.	2.893,43	-0,13	3.759,13	0,00	1.699,98	0,09	460,36	-0,48	210,65	-0,09	2.479,00	0,00	119,28	-0,91
04.10.2004.	2.898,78	0,18	3.759,13	0,00	1.650,00	-2,94	454,34	-1,31	209,97	-0,32	2.500,00	0,85	120,00	0,60
05.10.2004.	2.891,20	-0,26	3.706,00	-1,41	1.650,00	0,00	458,64	0,95	205,02	-2,36	2.496,88	-0,12	125,42	4,52
06.10.2004.	2.896,08	0,17	3.724,86	0,51	1.650,00	0,00	457,87	-0,17	205,87	0,41	2.496,88	0,00	125,00	-0,33
07.10.2004.	2.896,63	0,02	3.730,10	0,14	1.650,00	0,00	455,54	-0,51	207,58	0,83	2.496,88	0,00	125,60	0,48

Izvor: <http://www.zse.hr> i <http://www.vse.hr>

Prilog 3 – Kretanje cijena i dnevnih povrata dionica koje sačinjavaju optimalni portfolio hrvatskih dionica u razdoblju od 21.07.2004. do 29.10.2004.(nastavak)

Datum	ADRS-P	%	CROS	%	PLAG	%	PLVA	%	PODR	%	ZABA	%	KOEI	%
11.10.2004.	2.895,42	-0,04	3.795,34	1,75	1.678,29	1,71	459,38	0,84	207,01	-0,27	2.500,00	0,12	126,28	0,54
12.10.2004.	2.885,78	-0,33	3.830,00	0,91	1.670,14	-0,49	460,18	0,17	207,88	0,42	2.547,87	1,91	127,00	0,57
13.10.2004.	2.894,59	0,31	3.897,96	1,77	1.696,48	1,58	465,74	1,21	207,75	-0,06	2.595,68	1,88	127,01	0,01
14.10.2004.	2.898,56	0,14	3.900,00	0,05	1.650,00	-2,74	465,21	-0,11	207,90	0,07	2.700,00	4,02	126,99	-0,02
15.10.2004.	2.899,44	0,03	3.900,01	0,00	1.695,45	2,75	458,05	-1,54	206,16	-0,84	2.700,00	0,00	125,78	-0,95
18.10.2004.	2.899,78	0,01	3.900,01	0,00	1.734,67	2,31	457,64	-0,09	208,44	1,11	2.700,00	0,00	125,33	-0,36
19.10.2004.	2.918,21	0,64	3.950,00	1,28	1.701,58	-1,91	460,21	0,56	209,40	0,46	2.700,00	0,00	126,00	0,53
20.10.2004.	2.945,88	0,95	3.932,13	-0,45	1.620,00	-4,79	454,74	-1,19	207,60	-0,86	2.500,00	-7,41	125,73	-0,21
21.10.2004.	2.945,60	-0,01	3.932,13	0,00	1.630,17	0,63	454,30	-0,10	208,84	0,60	2.500,00	0,00	124,72	-0,80
22.10.2004.	2.927,02	-0,63	3.955,65	0,60	1.675,42	2,78	454,47	0,04	210,08	0,59	2.747,83	9,91	124,89	0,14
25.10.2004.	2.927,35	0,01	3.970,97	0,39	1.703,39	1,67	446,27	-1,80	214,38	2,05	2.620,00	-4,65	123,15	-1,39
26.10.2004.	2.940,05	0,43	4.000,00	0,73	1.700,00	-0,20	446,36	0,02	211,92	-1,15	2.650,00	1,15	121,45	-1,38
27.10.2004.	2.982,66	1,45	4.000,00	0,00	1.749,89	2,93	446,84	0,11	219,86	3,75	2.650,00	0,00	124,27	2,32
28.10.2004.	2.997,33	0,49	4.000,00	0,00	1.750,00	0,01	449,73	0,65	220,47	0,28	2.650,00	0,00	124,30	0,02
29.10.2004.	2.984,57	-0,43	3.998,32	-0,04	1.747,87	-0,12	450,32	0,13	218,14	-1,06	2.760,00	4,15	125,00	0,56

Izvor: <http://www.zse.hr> i <http://www.vse.hr>

Prilog 4 – Rezultati backtestinga za vrijednosti VaR-a optimalnog portfolija hrvatskih dionica izračunate prema standardnoj metodi povijesne simulacije HS(221) i prema VTWHS(221) modelu u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004., vrijednosti u postocima

* Nazivi treći i četvrti predstavljaju treći i četvrti najveći negativan povrat u promatranom razdoblju tj. treći najveći negativni povrat predstavlja VaR uz 99% vjerojatnosti, a četvrti najveći negativan povrat predstavlja VaR uz 98,4% vjerojatnosti.

** Stvarni povrati predstavljaju stvarne povrate ostvarene na optimalni portfolio hrvatskih dionica u promatranom razdoblju.

Datum	VaR - VTWHS(221)		Ostvareni povrati**	VaR - HS(221)	
	Treći*	Četvrti*		Treći*	Četvrti*
21.06.2004.	-1,20	-1,10	-0,57	-4,11	-3,35
23.06.2004.	-1,16	-1,07	-0,16	-4,11	-3,35
24.06.2004.	-1,14	-1,05	-0,49	-4,11	-3,35
28.06.2004.	-1,10	-1,01	-0,22	-4,11	-3,35
29.06.2004.	-1,12	-1,03	0,94	-4,11	-3,35
30.06.2004.	-1,09	-1,01	0,37	-4,11	-3,35
01.07.2004.	-1,06	-0,98	-0,31	-4,11	-3,35
02.07.2004.	-1,03	-0,95	0,34	-4,11	-3,19
05.07.2004.	-1,00	-0,92	0,04	-3,19	-2,97
06.07.2004.	-0,97	-0,90	-0,35	-2,97	-2,50
07.07.2004.	-1,68	-1,23	-2,14	-2,97	-2,50
08.07.2004.	-1,62	-1,19	-0,05	-2,97	-2,50
09.07.2004.	-1,77	-1,29	1,64	-2,97	-2,50
12.07.2004.	-1,71	-1,25	0,23	-2,97	-2,50
13.07.2004.	-1,71	-1,25	0,81	-2,97	-2,50
14.07.2004.	-1,65	-1,21	0,18	-2,97	-2,50
15.07.2004.	-1,60	-1,17	-0,34	-2,97	-2,50
16.07.2004.	-1,63	-1,19	-1,02	-2,97	-2,50
19.07.2004.	-1,58	-1,16	-0,27	-2,97	-2,50
20.07.2004.	-1,56	-1,14	0,60	-2,97	-2,50
21.07.2004.	-1,51	-1,10	0,16	-2,97	-2,50
22.07.2004.	-1,47	-1,08	0,46	-2,97	-2,50
23.07.2004.	-1,43	-1,04	0,13	-2,97	-2,50
26.07.2004.	-1,38	-1,01	0,05	-2,97	-2,50
27.07.2004.	-1,33	-0,98	0,12	-2,97	-2,50
28.07.2004.	-1,29	-0,94	0,12	-2,97	-2,50
29.07.2004.	-1,25	-0,91	0,15	-2,97	-2,50
30.07.2004.	-1,22	-0,90	-0,42	-2,97	-2,50
02.08.2004.	-1,24	-0,91	0,76	-2,97	-2,50
03.08.2004.	-1,20	-0,88	0,24	-2,97	-2,50
04.08.2004.	-1,41	-1,03	1,69	-2,97	-2,50
06.08.2004.	-1,40	-1,02	-0,64	-2,97	-2,50
09.08.2004.	-1,37	-1,00	0,49	-2,97	-2,50
10.08.2004.	-1,35	-0,99	-0,58	-2,97	-2,23
11.08.2004.	-1,31	-0,96	-0,11	-2,97	-2,23

Izvor: Izračun autora

Prilog 4 – Rezultati backtestinga za vrijednosti VaR-a optimalnog portfolija hrvatskih dionica izračunate prema standardnoj metodi povijesne simulacije HS(221) i prema VTWHS(221) modelu u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004., vrijednosti u postocima (nastavak)

Datum	VaR - VTWHS(221)		Ostvareni povrati**	VaR - HS(221)	
	Treći*	Četvrti*		Treći*	Četvrti*
12.08.2004.	-1,38	-1,01	1,19	-2,97	-2,23
13.08.2004.	-1,37	-1,00	-0,66	-2,97	-2,23
16.08.2004.	-1,34	-0,98	0,42	-2,97	-2,23
17.08.2004.	-1,99	-1,59	-1,99	-2,97	-2,23
18.08.2004.	-2,18	-1,75	1,79	-2,97	-2,23
19.08.2004.	-2,11	-1,69	-0,25	-2,97	-2,23
20.08.2004.	-2,08	-1,66	0,64	-2,97	-2,23
23.08.2004.	-2,02	-1,62	-0,41	-2,23	-2,16
24.08.2004.	-1,99	-1,59	0,65	-2,23	-2,14
25.08.2004.	-1,93	-1,54	-0,28	-2,23	-2,14
26.08.2004.	-1,91	-1,53	-0,73	-2,23	-2,14
27.08.2004.	-1,85	-1,48	0,14	-2,23	-2,14
30.08.2004.	-1,83	-1,46	0,73	-2,23	-2,14
31.08.2004.	-1,77	-1,42	0,18	-2,23	-2,14
01.09.2004.	-1,71	-1,37	0,09	-2,23	-2,14
02.09.2004.	-1,67	-1,33	-0,35	-2,23	-2,14
03.09.2004.	-1,64	-1,31	-0,57	-2,23	-2,14
06.09.2004.	-1,62	-1,29	0,53	-2,23	-2,14
07.09.2004.	-1,56	-1,25	-0,10	-2,23	-2,14
08.09.2004.	-1,59	-1,27	0,89	-2,23	-2,14
09.09.2004.	-1,64	-1,31	1,03	-2,23	-2,14
10.09.2004.	-1,63	-1,30	-0,70	-2,23	-2,14
13.09.2004.	-1,63	-1,30	0,75	-2,23	-2,14
14.09.2004.	-1,65	-1,32	-0,92	-2,23	-2,14
15.09.2004.	-1,66	-1,33	0,84	-2,23	-2,14
16.09.2004.	-1,64	-1,31	0,60	-2,23	-2,14
17.09.2004.	-1,58	-1,27	-0,12	-2,23	-2,14
20.09.2004.	-1,53	-1,22	-0,01	-2,23	-2,14
21.09.2004.	-1,50	-1,20	-0,48	-2,14	-1,99
22.09.2004.	-1,45	-1,16	-0,02	-2,14	-1,99
23.09.2004.	-1,43	-1,14	0,48	-2,14	-1,99
24.09.2004.	-1,45	-1,16	0,86	-2,14	-1,99
27.09.2004.	-1,41	-1,13	-0,16	-2,14	-1,99
28.09.2004.	-1,48	-1,18	1,08	-1,99	-1,89
29.09.2004.	-1,43	-1,14	-0,19	-1,99	-1,89
30.09.2004.	-1,58	-1,27	1,47	-1,99	-1,89
01.10.2004.	-1,53	-1,22	-0,11	-1,99	-1,89
04.10.2004.	-1,48	-1,18	0,02	-1,99	-1,89
05.10.2004.	-1,44	-1,15	-0,36	-1,99	-1,89
06.10.2004.	-1,40	-1,12	0,20	-1,99	-1,89

Izvor: Izračun autora

Prilog 4 – Rezultati backtestinga za vrijednosti VaR-a optimalnog portfolija hrvatskih dionica izračunate prema standardnoj metodi povijesne simulacije HS(221) i prema VTWHS(221) modelu u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004., vrijednosti u postocima (nastavak)

Datum	VaR - VTWHS(221)		Ostvareni povrati**	VaR - HS(221)	
	Treći*	Četvrti*		Treći*	Četvrti*
07.10.2004.	-1,35	-1,08	0,05	-1,99	-1,89
11.10.2004.	-1,34	-1,07	0,57	-1,99	-1,89
12.10.2004.	-1,30	-1,04	0,29	-1,89	-1,83
13.10.2004.	-1,35	-1,08	0,95	-1,89	-1,83
14.10.2004.	-1,32	-1,06	0,41	-1,89	-1,83
15.10.2004.	-1,28	-1,02	0,07	-1,89	-1,83
18.10.2004.	-1,24	-0,99	0,11	-1,89	-1,83
19.10.2004.	-1,23	-0,99	0,60	-1,89	-1,83
20.10.2004.	-1,26	-1,01	-0,81	-1,89	-1,83
21.10.2004.	-1,22	-0,98	0,00	-1,89	-1,83
22.10.2004.	-1,30	-1,04	1,08	-1,89	-1,83
25.10.2004.	-1,28	-1,02	-0,46	-1,89	-1,83
26.10.2004.	-1,26	-1,01	0,49	-1,89	-1,83
27.10.2004.	-1,31	-1,04	0,96	-1,89	-1,83
28.10.2004.	-1,27	-1,01	0,27	-1,89	-1,83
29.10.2004.	-1,23	-0,99	0,26	-1,89	-1,83
02.11.2004.	-1,21	-0,96	0,36	-1,89	-1,83
03.11.2004.	-1,17	-0,93	0,13	-1,89	-1,83
04.11.2004.	-1,16	-0,92	-0,52	-1,89	-1,83
05.11.2004.	-1,15	-0,92	0,52	-1,89	-1,83
08.11.2004.	-1,11	-0,89	0,08	-1,89	-1,83
09.11.2004.	-1,08	-0,86	0,21	-1,89	-1,83
10.11.2004.	-1,04	-0,83	0,00	-1,89	-1,83
11.11.2004.	-1,02	-0,82	0,35	-1,89	-1,83
12.11.2004.	-1,66	-1,32	2,76	-1,89	-1,83

Izvor: Izračun autora

Prilog 5 – Rezultati backtestinga za vrijednosti VaR-a CROBEX indeksa izračunate prema standardnoj metodi povijesne simulacije HS(250) i prema VTWHS(250) modelu u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004., vrijednosti u postocima

Datum	VaR - VTWHS(250)		Ostvareni povrati	VaR - HS(250)	
	Treći	Četvrti		Treći	Četvrti
21.06.2004.	-2,02	-1,93	-0,02	-2,94	-2,49
23.06.2004.	-1,96	-1,87	0,00	-2,94	-2,49
24.06.2004.	-1,90	-1,82	-0,18	-2,94	-2,49
28.06.2004.	-1,97	-1,88	1,21	-2,94	-2,49
29.06.2004.	-1,97	-1,88	0,86	-2,94	-2,49
30.06.2004.	-2,10	-2,00	-1,49	-2,94	-2,49

Izvor: Izračun autora

Prilog 5 – Rezultati backtestinga za vrijednosti VaR-a CROBEX indeksa izračunate prema standardnoj metodi povijesne simulacije HS(250) i prema VTWHS(250) modelu u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004., vrijednosti u postocima (nastavak)

Datum	VaR - VTWHS(250)		Ostvareni povrati	VaR - HS(250)	
	Treći	Četvrti		Treći	Četvrti
01.07.2004.	-2,38	-2,27	2,18	-2,94	-2,49
02.07.2004.	-2,32	-2,21	0,36	-2,94	-2,49
05.07.2004.	-2,28	-2,17	-0,60	-2,94	-2,49
06.07.2004.	-2,25	-2,15	-0,76	-2,94	-2,49
07.07.2004.	-2,19	-2,09	-0,42	-2,94	-2,49
08.07.2004.	-2,13	-2,03	-0,24	-2,94	-2,49
09.07.2004.	-2,07	-1,97	0,08	-2,94	-2,49
12.07.2004.	-2,01	-1,92	0,28	-2,94	-2,49
13.07.2004.	-2,07	-1,97	1,20	-2,94	-2,49
14.07.2004.	-2,01	-1,91	0,21	-2,94	-2,49
15.07.2004.	-1,95	-1,86	-0,21	-2,94	-2,49
16.07.2004.	-2,01	-1,92	-1,19	-2,94	-2,49
19.07.2004.	-2,01	-1,92	0,86	-2,94	-2,49
20.07.2004.	-1,99	-1,90	-0,71	-2,94	-2,49
21.07.2004.	-1,93	-1,85	0,26	-2,94	-2,49
22.07.2004.	-1,88	-1,79	-0,20	-2,94	-2,49
23.07.2004.	-2,07	-1,98	1,73	-2,49	-1,82
26.07.2004.	-2,13	-2,03	-1,21	-2,49	-1,82
27.07.2004.	-2,18	-2,08	1,22	-2,49	-1,82
28.07.2004.	-2,11	-2,02	-0,18	-2,49	-1,82
29.07.2004.	-2,07	-1,98	0,56	-2,49	-1,82
30.07.2004.	-2,02	-1,93	0,40	-2,49	-1,82
02.08.2004.	-2,11	-2,01	-1,34	-2,49	-1,82
03.08.2004.	-2,09	-1,99	0,78	-2,49	-1,82
04.08.2004.	-2,16	-2,06	1,32	-2,49	-1,82
06.08.2004.	-2,17	-2,07	-0,96	-2,49	-1,82
09.08.2004.	-2,14	-2,04	-0,73	-2,49	-1,82
10.08.2004.	-2,08	-1,98	0,14	-2,49	-1,82
11.08.2004.	-2,16	-2,06	1,37	-2,49	-1,82
12.08.2004.	-2,14	-2,04	0,72	-2,49	-1,82
13.08.2004.	-2,28	-2,17	-1,65	-2,49	-1,82
16.08.2004.	-2,21	-2,11	-0,06	-2,49	-1,82
17.08.2004.	-2,14	-2,05	-0,22	-2,49	-1,82
18.08.2004.	-2,08	-1,98	-0,04	-2,49	-1,82
19.08.2004.	-2,03	-1,94	0,48	-2,49	-1,82
20.08.2004.	-1,99	-1,90	0,45	-2,49	-1,82
23.08.2004.	-1,93	-1,85	0,28	-2,49	-1,82
24.08.2004.	-1,88	-1,79	-0,07	-2,49	-1,82
25.08.2004.	-1,83	-1,74	0,32	-2,49	-1,82
26.08.2004.	-1,78	-1,70	0,26	-2,49	-1,82

Izvor: Izračun autora

Prilog 5 – Rezultati backtestinga za vrijednosti VaR-a CROBEX indeksa izračunate prema standardnoj metodi povijesne simulacije HS(250) i prema VTWHS(250) modelu u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004., vrijednosti u postocima (nastavak)

Datum	VaR - VTWHS(250)		Ostvareni povrati	VaR - HS(250)	
	Treći	Četvrti		Treći	Četvrti
27.08.2004.	-1,74	-1,66	-0,38	-2,49	-1,82
30.08.2004.	-2,00	-1,91	1,89	-2,49	-1,82
31.08.2004.	-1,99	-1,90	0,77	-2,49	-1,82
01.09.2004.	-2,07	-1,97	1,29	-2,49	-1,82
02.09.2004.	-2,02	-1,92	-0,39	-2,49	-1,82
03.09.2004.	-2,07	-1,97	-1,18	-2,49	-1,82
06.09.2004.	-2,25	-2,15	1,79	-2,49	-1,82
07.09.2004.	-2,18	-2,08	-0,17	-2,49	-1,82
08.09.2004.	-2,56	-2,44	2,50	-2,49	-1,82
09.09.2004.	-2,48	-2,37	0,16	-2,49	-1,82
10.09.2004.	-2,41	-2,30	0,30	-2,49	-1,82
13.09.2004.	-2,35	-2,24	0,48	-2,49	-1,82
14.09.2004.	-2,33	-2,22	-0,83	-2,49	-1,82
15.09.2004.	-2,26	-2,16	-0,01	-2,49	-1,82
16.09.2004.	-2,34	-2,23	1,42	-2,49	-1,82
17.09.2004.	-2,34	-2,23	1,02	-2,49	-1,82
20.09.2004.	-2,27	-2,17	-0,26	-2,49	-1,82
21.09.2004.	-2,21	-2,11	0,29	-2,49	-1,82
22.09.2004.	-2,18	-2,08	-0,67	-2,49	-1,82
23.09.2004.	-2,11	-2,01	-0,05	-2,49	-1,82
24.09.2004.	-2,05	-1,96	0,28	-2,49	-1,82
27.09.2004.	-2,06	-1,96	0,93	-2,49	-1,82
28.09.2004.	-2,14	-2,04	1,33	-2,49	-1,82
29.09.2004.	-2,15	-2,05	1,01	-2,49	-1,82
30.09.2004.	-2,81	-2,68	3,28	-2,49	-1,82
01.10.2004.	-2,81	-2,76	-0,85	-2,49	-1,82
04.10.2004.	-2,70	-2,58	-0,58	-2,49	-1,82
05.10.2004.	-2,71	-2,58	-1,21	-2,49	-1,82
06.10.2004.	-2,67	-2,55	-0,87	-2,49	-1,82
07.10.2004.	-2,60	-2,48	0,33	-2,49	-1,82
11.10.2004.	-2,89	-2,76	2,49	-1,82	-1,74
12.10.2004.	-2,80	-2,68	0,00	-1,82	-1,74
13.10.2004.	-2,78	-2,65	1,02	-1,82	-1,74
14.10.2004.	-2,83	-2,70	1,48	-1,82	-1,74
15.10.2004.	-2,84	-2,71	1,31	-1,82	-1,74
18.10.2004.	-2,76	-2,63	-0,29	-1,82	-1,74
19.10.2004.	-2,68	-2,55	-0,10	-1,82	-1,74
20.10.2004.	-2,87	-2,74	-2,14	-1,82	-1,65
21.10.2004.	-2,93	-2,79	1,60	-2,14	-1,82
22.10.2004.	-2,88	-2,75	0,85	-2,14	-1,82

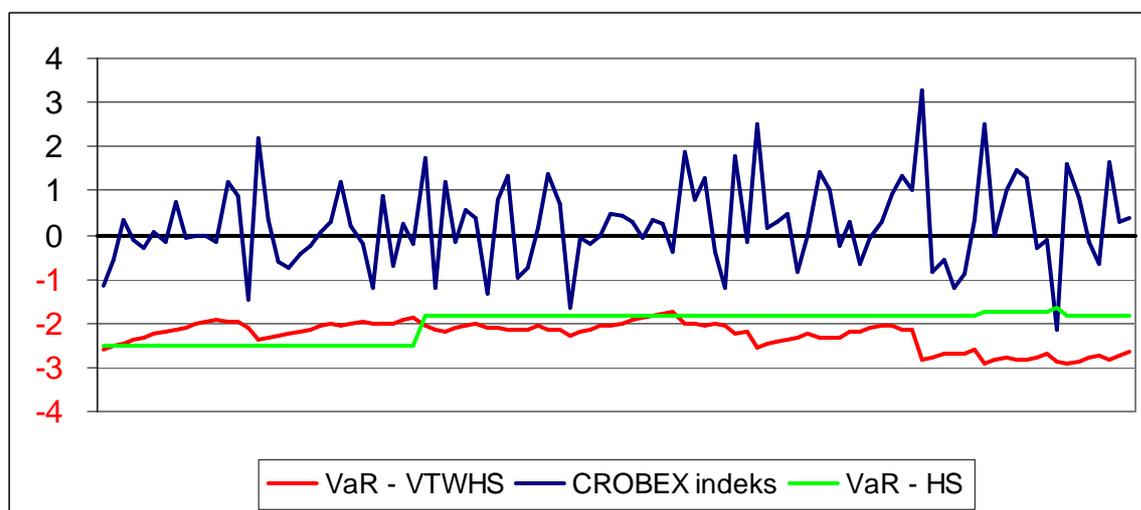
Izvor: Izračun autora

Prilog 5 – Rezultati backtestinga za vrijednosti VaR-a CROBEX indeksa izračunate prema standardnoj metodi povijesne simulacije HS(250) i prema VTWHS(250) modelu u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004., vrijednosti u postocima (nastavak)

Datum	VaR - VTWHS(250)		Ostvareni povrati	VaR - HS(250)	
	Treći	Četvrti		Treći	Četvrti
25.10.2004.	-2,79	-2,67	-0,15	-2,14	-1,82
26.10.2004.	-2,73	-2,61	-0,66	-2,14	-1,82
27.10.2004.	-2,81	-2,68	1,64	-2,14	-1,82
28.10.2004.	-2,73	-2,61	0,28	-2,14	-1,82
29.10.2004.	-2,66	-2,54	0,38	-2,14	-1,82
02.11.2004.	-2,65	-2,52	-1,05	-2,14	-1,82
03.11.2004.	-2,66	-2,54	1,23	-2,14	-1,82
04.11.2004.	-2,74	-2,62	-1,64	-2,14	-1,82
05.11.2004.	-2,67	-2,55	-0,48	-2,14	-1,82
08.11.2004.	-2,61	-2,49	0,44	-2,14	-1,82
09.11.2004.	-2,73	-2,60	1,80	-2,14	-1,82
10.11.2004.	-2,65	-2,52	0,09	-2,14	-1,82
11.11.2004.	-2,60	-2,48	-0,72	-2,14	-1,82
12.11.2004.	-2,52	-2,40	0,09	-2,14	-1,82

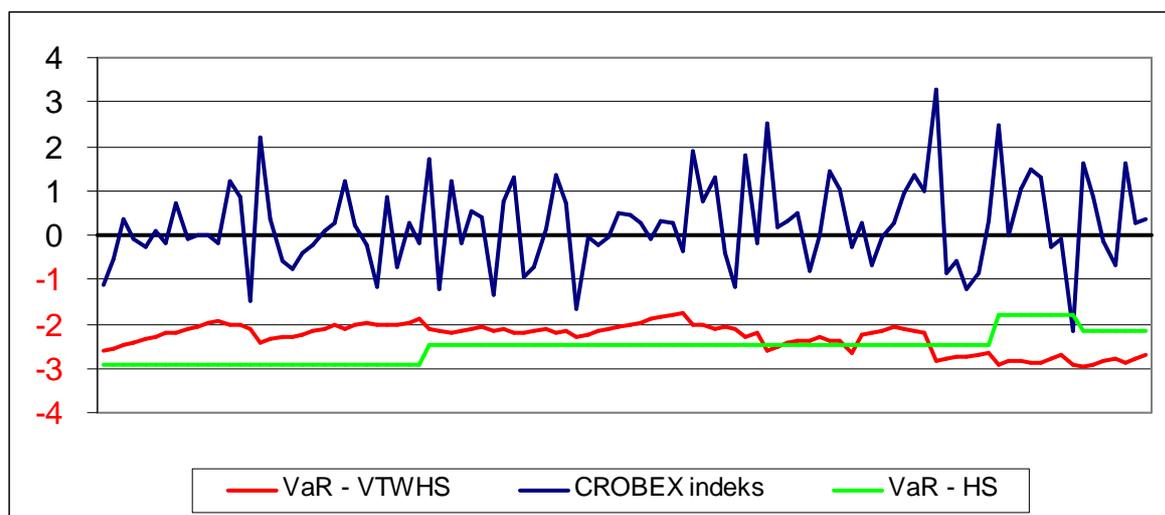
Izvor: Izračun autora

Prilog 6 - Usporedba kretanja vrijednosti jednodnevnog VaR-a uz 98,4% vjerojatnosti, izračunatog povijesnom simulacijom HS(250) i VTWHS(250) modelom u odnosu na stvarno kretanje povrata CROBEX indeksa u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004., vrijednosti u postocima



Izvor: Prilog 5

Prilog 7 - Usporedba kretanja vrijednosti jednodnevnog VaR-a uz 99% vjerojatnosti, izračunatog povijesnom simulacijom HS(250) i VTWHS(250) modelom u odnosu na stvarno kretanje povrata CROBEX indeksa u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004., vrijednosti u postocima



Izvor: Prilog 5

Prilog 8 – Rezultati backtestinga za vrijednosti VaR-a VIN indeksa izračunate prema standardnoj metodi povijesne simulacije HS(250) i prema VTWHS(250) modelu u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004., vrijednosti u postocima

Datum	VaR - VTWHS(250)		Ostvareni povrati	VaR - HS(250)	
	Treći	Četvrti		Treći	Četvrti
21.06.2004.	-1,50	-1,40	-0,52	-1,20	-1,19
23.06.2004.	-1,98	-1,85	-1,68	-1,20	-1,19
24.06.2004.	-1,91	-1,78	-1,06	-1,68	-1,20
28.06.2004.	-1,87	-1,74	1,09	-1,68	-1,20
29.06.2004.	-2,49	-2,31	2,11	-1,68	-1,20
30.06.2004.	-2,32	-2,16	1,18	-1,68	-1,20
01.07.2004.	-1,93	-1,79	0,23	-1,68	-1,20
02.07.2004.	-1,66	-1,55	0,53	-1,68	-1,20
05.07.2004.	-1,37	-1,28	0,10	-1,68	-1,20
06.07.2004.	-1,47	-1,37	1,02	-1,68	-1,20
07.07.2004.	-1,22	-1,13	0,07	-1,68	-1,20
08.07.2004.	-1,02	-0,95	0,21	-1,68	-1,20
09.07.2004.	-0,95	-0,88	-0,47	-1,68	-1,20
12.07.2004.	-0,96	-0,90	0,61	-1,68	-1,20
13.07.2004.	-1,02	-0,95	0,69	-1,68	-1,20
14.07.2004.	-2,05	-1,91	2,02	-1,68	-1,20
15.07.2004.	-2,39	-2,22	1,83	-1,68	-1,20
16.07.2004.	-3,80	-3,53	3,51	-1,68	-1,20
19.07.2004.	-3,16	-2,94	-0,46	-1,68	-1,20
20.07.2004.	-2,61	-2,43	0,01	-1,68	-1,20
21.07.2004.	-2,21	-2,06	0,57	-1,68	-1,20

Izvor: Izračun autora

Prilog 8 – Rezultati backtestinga za vrijednosti VaR-a VIN indeksa izračunate prema standardnoj metodi povijesne simulacije HS(250) i prema VTWHS(250) modelu u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004., vrijednosti u postocima (nastavak)

Datum	VaR - VTWHS(250)		Ostvareni povrati	VaR - HS(250)	
	Treći	Četvrti		Treći	Četvrti
22.07.2004.	-2,08	-1,94	-1,09	-1,68	-1,20
23.07.2004.	-1,87	-1,74	0,81	-1,68	-1,20
26.07.2004.	-1,71	-1,59	0,78	-1,68	-1,20
27.07.2004.	-1,46	-1,36	0,41	-1,68	-1,20
28.07.2004.	-1,31	-1,22	0,56	-1,68	-1,20
29.07.2004.	-1,12	-1,05	0,34	-1,68	-1,20
30.07.2004.	-1,29	-1,20	0,97	-1,68	-1,20
02.08.2004.	-1,07	-0,99	-0,07	-1,68	-1,20
03.08.2004.	-1,31	-1,22	1,05	-1,68	-1,20
04.08.2004.	-1,08	-1,01	0,07	-1,68	-1,20
06.08.2004.	-0,90	-0,83	-0,10	-1,68	-1,20
09.08.2004.	-0,92	-0,86	0,59	-1,68	-1,20
10.08.2004.	-0,78	-0,73	-0,20	-1,68	-1,20
11.08.2004.	-2,50	-2,32	2,61	-1,68	-1,20
12.08.2004.	-2,79	-2,59	2,03	-1,68	-1,20
13.08.2004.	-2,46	-2,29	0,94	-1,68	-1,20
16.08.2004.	-2,21	-2,06	-0,96	-1,68	-1,20
17.08.2004.	-1,97	-1,83	-0,80	-1,68	-1,20
18.08.2004.	-1,63	-1,52	0,17	-1,68	-1,20
19.08.2004.	-1,36	-1,26	0,20	-1,68	-1,20
20.08.2004.	-1,16	-1,08	0,33	-1,68	-1,20
23.08.2004.	-1,14	-1,06	0,67	-1,68	-1,20
24.08.2004.	-0,94	-0,88	0,05	-1,68	-1,20
25.08.2004.	-0,84	-0,79	0,36	-1,68	-1,20
26.08.2004.	-2,66	-2,48	2,78	-1,68	-1,20
27.08.2004.	-2,28	-2,13	0,68	-1,68	-1,20
30.08.2004.	-1,93	-1,79	0,44	-1,68	-1,20
31.08.2004.	-2,05	-1,91	-1,41	-1,68	-1,20
01.09.2004.	-2,02	-1,88	1,19	-1,68	-1,41
02.09.2004.	-2,23	-2,07	-1,60	-1,68	-1,41
03.09.2004.	-1,88	-1,75	0,44	-1,68	-1,60
06.09.2004.	-1,96	-1,83	1,30	-1,68	-1,60
07.09.2004.	-1,90	-1,77	1,08	-1,68	-1,60
08.09.2004.	-2,23	-2,08	1,72	-1,68	-1,60
09.09.2004.	-3,00	-2,79	2,56	-1,68	-1,60
10.09.2004.	-5,18	-4,83	4,93	-1,68	-1,60
13.09.2004.	-4,34	-4,04	0,80	-1,68	-1,60
14.09.2004.	-3,86	-3,60	1,58	-1,68	-1,60
15.09.2004.	-3,30	-3,07	0,93	-1,68	-1,60
16.09.2004.	-2,76	-2,57	0,47	-1,68	-1,60

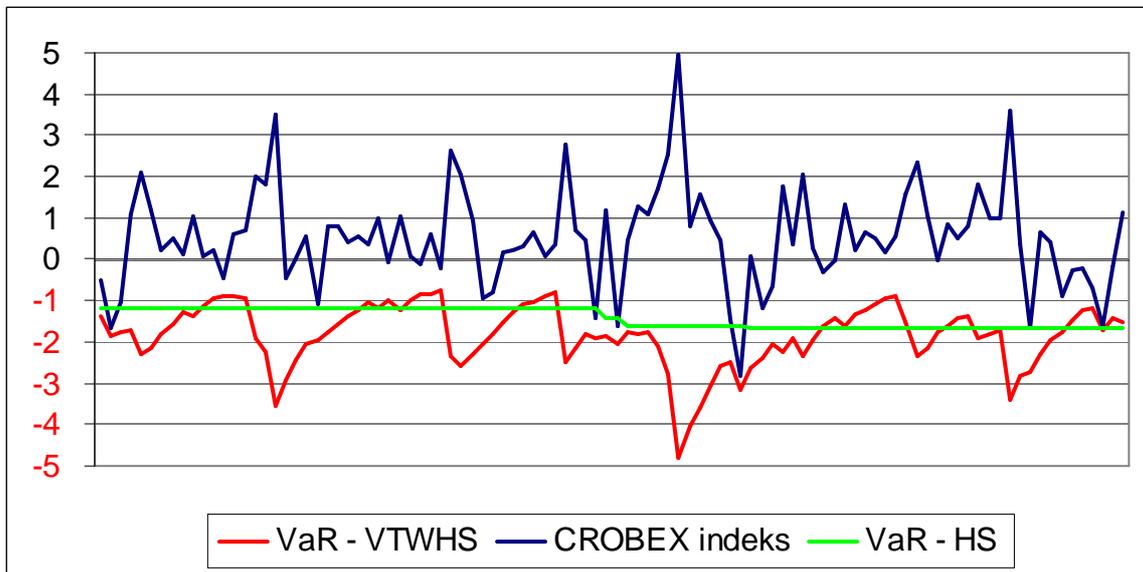
Izvor: Izračun autora

Prilog 8 – Rezultati backtestinga za vrijednosti VaR-a VIN indeksa izračunate prema standardnoj metodi povijesne simulacije HS(250) i prema VTWHS(250) modelu u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004., vrijednosti u postocima (nastavak)

Datum	VaR - VTWHS(250)		Ostvareni povrati	VaR - HS(250)	
	Treći	Četvrti		Treći	Četvrti
17.09.2004.	-2,65	-2,47	-1,47	-1,68	-1,60
20.09.2004.	-3,41	-3,17	-2,83	-1,68	-1,60
21.09.2004.	-2,81	-2,62	0,09	-2,32	-1,68
22.09.2004.	-2,56	-2,38	-1,17	-2,32	-1,68
23.09.2004.	-2,20	-2,05	-0,67	-2,32	-1,68
24.09.2004.	-2,43	-2,26	1,75	-2,32	-1,68
27.09.2004.	-2,03	-1,89	0,36	-2,32	-1,68
28.09.2004.	-2,52	-2,34	2,03	-2,32	-1,68
29.09.2004.	-2,09	-1,94	0,25	-2,32	-1,68
30.09.2004.	-1,75	-1,63	-0,33	-2,32	-1,68
01.10.2004.	-1,50	-1,44	-0,03	-2,32	-1,68
04.10.2004.	-1,72	-1,60	1,35	-2,32	-1,68
05.10.2004.	-1,44	-1,34	0,24	-2,32	-1,68
06.10.2004.	-1,33	-1,23	0,64	-2,32	-1,68
07.10.2004.	-1,18	-1,10	0,49	-2,32	-1,68
11.10.2004.	-0,99	-0,92	0,16	-2,32	-1,68
12.10.2004.	-0,95	-0,89	0,54	-2,32	-1,68
13.10.2004.	-1,63	-1,52	1,55	-2,32	-1,68
14.10.2004.	-2,54	-2,37	2,33	-2,32	-1,68
15.10.2004.	-2,31	-2,15	1,06	-2,32	-1,68
18.10.2004.	-1,91	-1,78	-0,01	-2,32	-1,68
19.10.2004.	-1,75	-1,63	0,83	-2,32	-1,68
20.10.2004.	-1,52	-1,41	0,51	-2,32	-1,68
21.10.2004.	-1,45	-1,35	0,80	-2,32	-1,68
22.10.2004.	-2,07	-1,93	1,83	-2,32	-1,68
25.10.2004.	-1,93	-1,80	0,98	-2,32	-1,68
26.10.2004.	-1,83	-1,71	0,98	-2,32	-1,68
27.10.2004.	-3,64	-3,39	3,58	-2,32	-1,68
28.10.2004.	-3,02	-2,81	0,34	-2,32	-1,68
29.10.2004.	-2,92	-2,72	-1,65	-2,32	-1,68
02.11.2004.	-2,48	-2,31	0,67	-2,32	-1,68
03.11.2004.	-2,08	-1,94	0,41	-2,32	-1,68
04.11.2004.	-1,90	-1,77	-0,88	-2,32	-1,68
05.11.2004.	-1,59	-1,48	-0,27	-2,32	-1,68
08.11.2004.	-1,32	-1,23	-0,22	-2,32	-1,68
09.11.2004.	-1,27	-1,18	-0,70	-2,32	-1,68
10.11.2004.	-1,84	-1,72	-1,64	-2,32	-1,68
11.11.2004.	-1,53	-1,42	-0,19	-2,32	-1,68
12.11.2004.	-1,64	-1,53	1,14	-2,32	-1,68

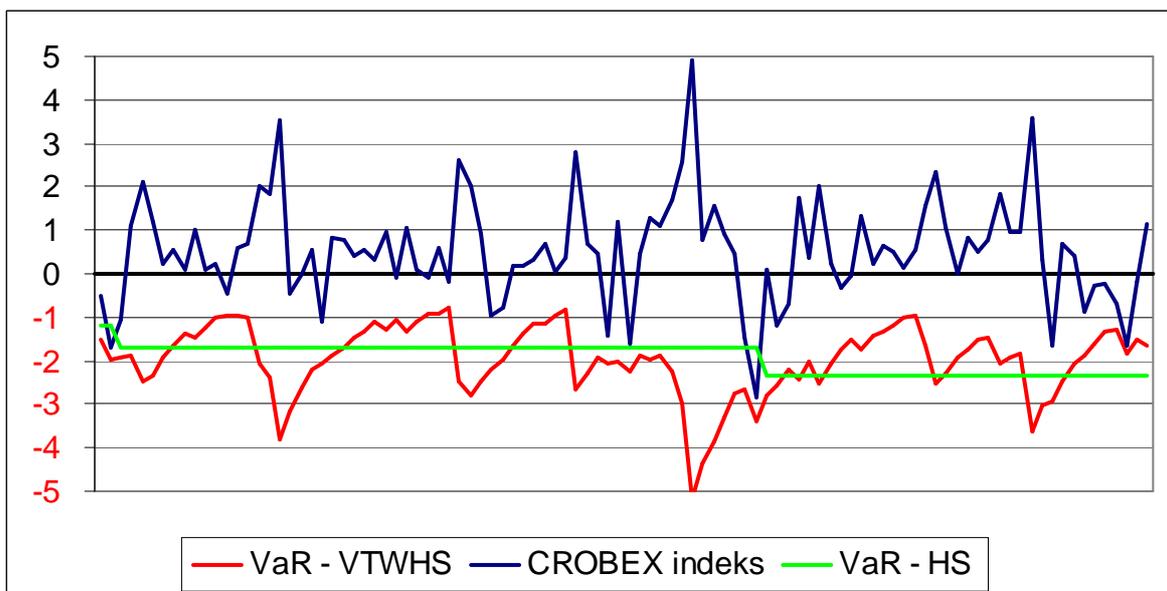
Izvor: Izračun autora

Prilog 9 - Usporedba kretanja vrijednosti jednodnevnog VaR-a uz 98,4% vjerojatnosti, izračunatog povijesnom simulacijom HS(250) i VTWHS(250) modelom u odnosu na stvarno kretanje povrata VIN indeksa u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004., vrijednosti u postocima



Izvor: Prilog 8

Prilog 10 - Usporedba kretanja vrijednosti jednodnevnog VaR-a uz 99% vjerojatnosti, izračunatog povijesnom simulacijom HS(250) i VTWHS(250) modelom u odnosu na stvarno kretanje povrata VIN indeksa u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004., vrijednosti u postocima



Izvor: Prilog 8

Prilog 11 – Rezultati backtestinga za vrijednosti VaR-a SBI20 indeksa izračunate prema standardnoj metodi povijesne simulacije HS(250) i prema VTWHS(250) modelu u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004., vrijednosti u postocima

Datum	VaR - VTWHS(250)		Ostvareni povrati	VaR - HS(250)	
	Treći	Četvrti		Treći	Četvrti
21.06.2004.	-1,01	-0,92	0,36	-1,75	-1,69
23.06.2004.	-0,91	-0,87	-0,88	-1,75	-1,69
24.06.2004.	-1,11	-1,05	0,13	-1,75	-1,69
28.06.2004.	-1,03	-0,98	0,46	-1,75	-1,69
29.06.2004.	-1,03	-0,98	0,72	-1,75	-1,69
30.06.2004.	-1,11	-1,05	0,16	-1,75	-1,69
01.07.2004.	-1,04	-0,98	-0,11	-1,75	-1,69
02.07.2004.	-0,98	-0,93	-0,23	-1,75	-1,69
05.07.2004.	-0,94	-0,90	-0,33	-1,75	-1,69
06.07.2004.	-0,94	-0,89	0,04	-1,75	-1,69
07.07.2004.	-0,90	-0,86	0,45	-1,75	-1,69
08.07.2004.	-0,94	-0,89	0,38	-1,75	-1,69
09.07.2004.	-0,95	-0,90	0,69	-1,75	-1,69
12.07.2004.	-1,05	-1,00	0,53	-1,75	-1,69
13.07.2004.	-1,06	-1,01	0,26	-1,75	-1,69
14.07.2004.	-1,01	-0,96	-0,62	-1,75	-1,69
15.07.2004.	-1,07	-1,01	-0,16	-1,75	-1,69
16.07.2004.	-1,00	-0,95	-0,06	-1,75	-1,69
19.07.2004.	-0,95	-0,90	0,49	-1,75	-1,69
20.07.2004.	-0,98	-0,93	0,30	-1,75	-1,69
21.07.2004.	-0,96	-0,91	0,25	-1,75	-1,69
22.07.2004.	-0,94	-0,89	0,18	-1,75	-1,69
23.07.2004.	-0,91	-0,86	0,70	-1,75	-1,69
26.07.2004.	-1,03	-0,98	0,09	-1,75	-1,69
27.07.2004.	-0,97	-0,92	0,34	-1,75	-1,69
28.07.2004.	-0,96	-0,91	0,79	-1,75	-1,69
29.07.2004.	-1,10	-1,04	0,19	-1,75	-1,69
30.07.2004.	-1,03	-0,97	0,43	-1,75	-1,69
02.08.2004.	-1,02	-0,97	-0,34	-1,75	-1,69
03.08.2004.	-0,99	-0,94	-0,27	-1,75	-1,69
04.08.2004.	-0,96	-0,91	-0,23	-1,75	-1,69
06.08.2004.	-0,94	-0,89	-0,79	-1,75	-1,69
09.08.2004.	-1,08	-1,03	0,17	-1,75	-1,69
10.08.2004.	-1,02	-0,96	0,56	-1,75	-1,69
11.08.2004.	-1,05	-0,99	-0,03	-1,75	-1,69
12.08.2004.	-0,98	-0,93	0,40	-1,75	-1,69
13.08.2004.	-0,98	-0,93	0,03	-1,75	-1,69
16.08.2004.	-0,93	-0,88	0,89	-1,75	-1,69
17.08.2004.	-1,12	-1,07	0,28	-1,75	-1,69
18.08.2004.	-1,06	-1,01	0,03	-1,75	-1,69
19.08.2004.	-0,99	-0,94	-0,05	-1,75	-1,69

Izvor: Izračun autora

Prilog 11 – Rezultati backtestinga za vrijednosti VaR-a SBI20 indeksa izračunate prema standardnoj metodi povijesne simulacije HS(250) i prema VTWHS(250) modelu u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004., vrijednosti u postocima (nastavak)

Datum	VaR - VTWHS(250)		Ostvareni povrati	VaR - HS(250)	
	Treći	Četvrti		Treći	Četvrti
20.08.2004.	-0,94	-0,89	0,32	-1,75	-1,69
23.08.2004.	-0,93	-0,89	0,17	-1,75	-1,69
24.08.2004.	-0,91	-0,86	0,09	-1,75	-1,69
25.08.2004.	-0,88	-0,83	0,18	-1,75	-1,69
26.08.2004.	-0,87	-0,82	0,34	-1,75	-1,69
27.08.2004.	-0,89	-0,84	0,05	-1,75	-1,69
30.08.2004.	-0,87	-0,82	0,35	-1,75	-1,69
31.08.2004.	-0,89	-0,84	-0,05	-1,75	-1,69
01.09.2004.	-0,86	-0,82	-0,02	-1,75	-1,69
02.09.2004.	-0,85	-0,80	0,47	-1,75	-1,69
03.09.2004.	-0,91	-0,86	0,15	-1,75	-1,69
06.09.2004.	-0,89	-0,84	0,16	-1,75	-1,69
07.09.2004.	-0,87	-0,83	0,55	-1,75	-1,69
08.09.2004.	-0,95	-0,90	0,42	-1,75	-1,69
09.09.2004.	-0,96	-0,91	-0,85	-1,75	-1,69
10.09.2004.	-1,13	-1,07	-0,16	-1,75	-1,69
13.09.2004.	-1,05	-0,99	0,53	-1,75	-1,69
14.09.2004.	-1,06	-1,01	0,45	-1,75	-1,69
15.09.2004.	-1,05	-1,00	0,47	-1,75	-1,69
16.09.2004.	-1,05	-0,99	0,51	-1,75	-1,69
17.09.2004.	-1,06	-1,00	-0,23	-1,75	-1,69
20.09.2004.	-1,00	-0,95	0,13	-1,75	-1,69
21.09.2004.	-0,95	-0,90	0,07	-1,75	-1,69
22.09.2004.	-0,91	-0,87	-0,32	-1,75	-1,69
23.09.2004.	-0,92	-0,87	-1,07	-1,75	-1,69
24.09.2004.	-1,20	-1,14	-1,10	-1,75	-1,69
27.09.2004.	-1,38	-1,31	-0,60	-1,75	-1,69
28.09.2004.	-1,32	-1,25	0,75	-1,75	-1,58
29.09.2004.	-1,32	-1,25	0,64	-1,75	-1,58
30.09.2004.	-1,29	-1,22	-0,07	-1,75	-1,58
01.10.2004.	-1,16	-1,10	0,02	-1,75	-1,58
04.10.2004.	-1,09	-1,07	-0,14	-1,75	-1,58
05.10.2004.	-1,00	-0,95	-0,94	-1,75	-1,58
06.10.2004.	-1,19	-1,13	0,20	-1,75	-1,58
07.10.2004.	-1,10	-1,04	0,08	-1,75	-1,58
11.10.2004.	-1,02	-0,97	0,04	-1,75	-1,58
12.10.2004.	-0,96	-0,91	0,12	-1,75	-1,58
13.10.2004.	-0,92	-0,87	-0,13	-1,75	-1,58
14.10.2004.	-0,89	-0,85	-0,42	-1,75	-1,58
15.10.2004.	-0,92	-0,88	0,00	-1,75	-1,58

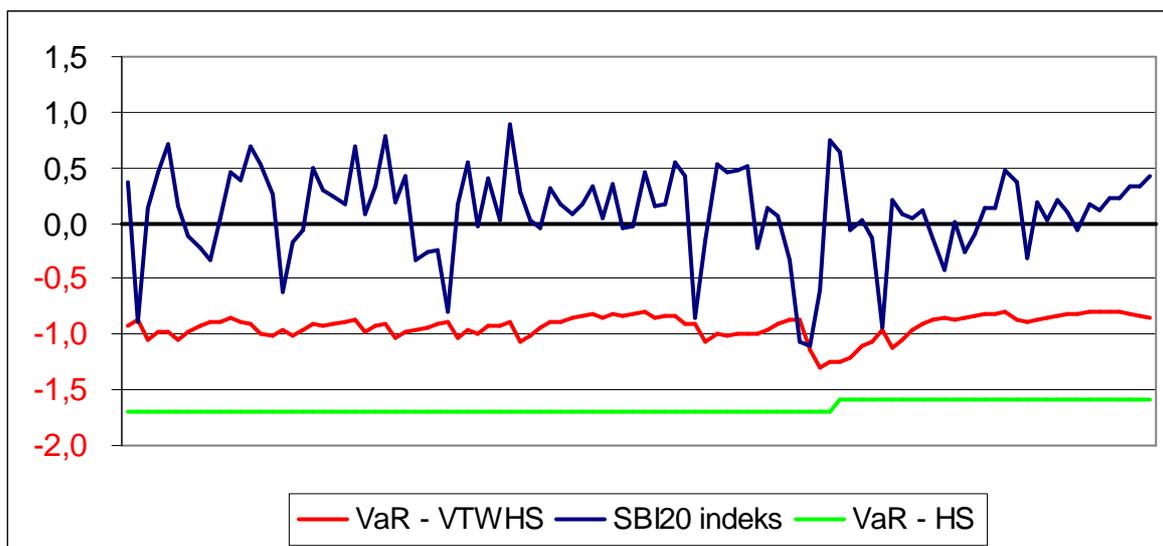
Izvor: Izračun autora

Prilog 11 – Rezultati backtestinga za vrijednosti VaR-a SBI20 indeksa izračunate prema standardnoj metodi povijesne simulacije HS(250) i prema VTWHS(250) modelu u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004., vrijednosti u postocima (nastavak)

Datum	VaR - VTWHS(250)		Ostvareni povrati	VaR - HS(250)	
	Treći	Četvrti		Treći	Četvrti
18.10.2004.	-0,89	-0,84	-0,25	-1,75	-1,58
19.10.2004.	-0,89	-0,84	-0,10	-1,75	-1,58
20.10.2004.	-0,87	-0,82	0,14	-1,75	-1,58
21.10.2004.	-0,86	-0,81	0,13	-1,75	-1,58
22.10.2004.	-0,85	-0,80	0,48	-1,75	-1,58
25.10.2004.	-0,91	-0,87	0,38	-1,75	-1,58
26.10.2004.	-0,93	-0,88	-0,31	-1,75	-1,58
27.10.2004.	-0,92	-0,88	0,19	-1,75	-1,58
28.10.2004.	-0,90	-0,85	0,03	-1,75	-1,58
29.10.2004.	-0,87	-0,83	0,21	-1,75	-1,58
02.11.2004.	-0,87	-0,82	0,10	-1,75	-1,58
03.11.2004.	-0,85	-0,81	-0,07	-1,75	-1,58
04.11.2004.	-0,84	-0,80	0,18	-1,75	-1,58
05.11.2004.	-0,84	-0,80	0,12	-1,75	-1,58
08.11.2004.	-0,84	-0,79	0,23	-1,75	-1,58
09.11.2004.	-0,84	-0,80	0,23	-1,75	-1,58
10.11.2004.	-0,85	-0,81	0,34	-1,75	-1,58
11.11.2004.	-0,88	-0,83	0,33	-1,75	-1,58
12.11.2004.	-0,89	-0,85	0,42	-1,75	-1,58

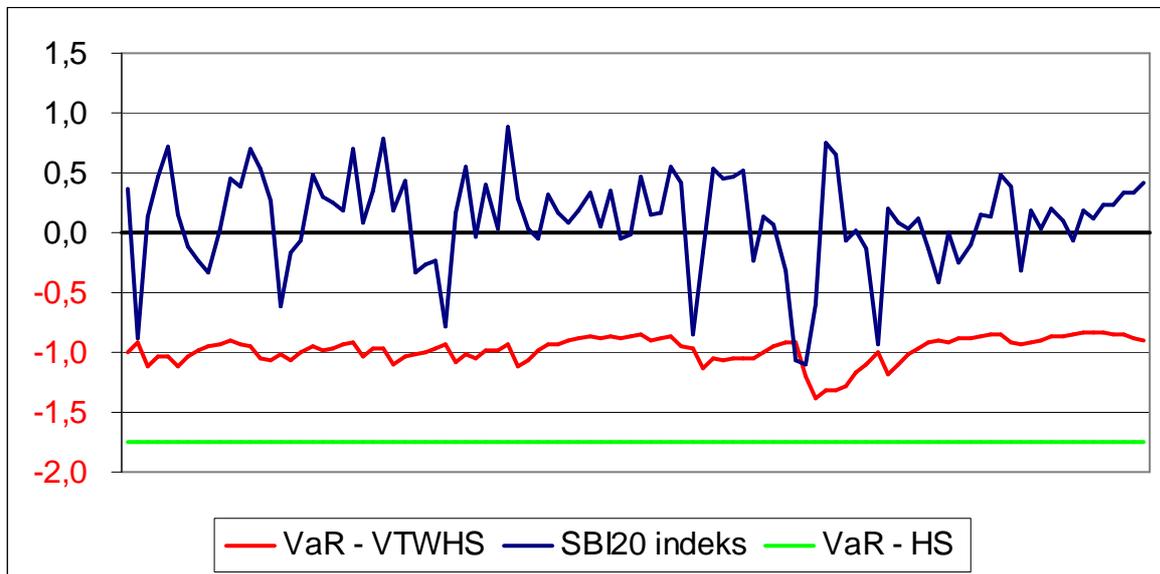
Izvor: Izračun autora

Prilog 12 - Usporedba kretanja vrijednosti jednodnevnog VaR-a uz 98,4% vjerojatnosti, izračunatog povijesnom simulacijom HS(250) i VTWHS(250) modelom u odnosu na stvarno kretanje povrata SBI20 indeksa u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004., vrijednosti u postocima



Izvor: Prilog 11

Prilog 13 - Usporedba kretanja vrijednosti jednodnevnog VaR-a uz 99% vjerojatnosti, izračunatog povijesnom simulacijom HS(250) i VTWHS(250) modelom u odnosu na stvarno kretanje povrata SBI20 indeksa u razdoblju od 21.06.2004. do 12.11.2004., vrijednosti u postocima



Izvor: Prilog 11

