UNIVERZA V LJUBLJANI

EKONOMSKA FAKULTETA

D I P L O M S K O   D E L O

Ljubljana, september 2005

TINA MEHLE

UNIVERZA V LJUBLJANI

EKONOMSKA FAKULTETA

D I P L O M S K O   D E L O

PRIMERNOST MODELOV GARCH ZA OCENJEVANJE NESTANOVITNOSTI SLOVENSKEGA KAPITALSKEGA TRGA

Ljubljana, september 2005 TINA MEHLE

IZJAVA

Študentka Tina Mehle izjavljam, da sem avtorica tega diplomskega dela, ki sem ga napisala pod mentorstvom asist. mag. Aleša Berka, in dovolim objavo diplomskega dela na fakultetnih spletnih straneh.

V Ljubljani, dne 22. 09. 2005 Podpis:__________________________

KAZALO

1 UVOD

Ključni problem slehernega vlagatelja predstavlja iskanje najboljšega razmerja med donosnostjo ter tveganjem naložb. Cene vrednostnih papirjev se dnevno spreminjajo in s tem tudi stopnje donosa. Gibanje obeh kategorij je slučajno in zato v prihodnosti negotovo, kar je vzrok ta tveganost naložb. Finančna teorija opisuje nihanje donosnosti vrednostnih papirjev s pojmom nestanovitnosti. Ker je tveganje povezano z nestanovitnostjo, je merjenje in napovedovanje le-te eno pomembnejših vprašanj na področju upravljanja premoženja (*ang. asset management*). Upravljavci si prizadevajo spoznati logiko njenega delovanja in s tem predvideti njeno prihodnje delovanje.

Diplomska naloga je osredotočena na problematiko merjenja in napovedovanja nestanovitnosti na kapitalskih trgih. Uporabnost nestanovitnosti je zelo široka. Pomembno vlogo ima pri vrednotenju opcij, na področju upravljanja tveganja (*ang. risk management*) ter v okviru teorije izbire premoženja (*ang. potfolio-choice theory*). Za oceno nestanovitnosti je bistven ekonometrični model, saj je na trgu ni mogoče neposredno opazovati. Dober model merjenja ter napovedovanja nestanovitnosti donosnosti upošteva zakonitosti kapitalskih trgov. Mednje spadajo kopičenje nestanovitnosti, porazdelitve z debelimi repi in učinek vzvoda. Novejši modeli ocenjevanja tveganja upoštevajo eno, dve ali vse zgoraj naštete zakonitosti.

Največ pozornosti je vzbudilo kopičenje nestanovitnosti (*ang. volatility clustering*). Klasični modeli ocenjevanja ter napovedovanja nestanovitnosti so predvidevali konstantno obliko nestanovitnosti in s tem tudi konstantno varianco, ki je mera nestanovitnosti. Kasneje so raziskovalci ugotovili, da se nestanovitnost spreminja v času oziroma da je v časovnih vrstah prisotna heteroskedastičnost. Na trgu je tako mogoče opaziti obdobja velikih nihanj donosnosti vrednostnih papirjev kot tudi bolj umirjena obdobja. Ko na primer dnevna donosnost delnice izjemno naraste, spremembi naslednji dan sledi nova rast oziroma padec vrednosti donosnosti. Nihanje vrednosti nekaj časa vztraja in se nato počasi umirja. Glede na to, je nestanovitnost odvisna od preteklih šokov. Jakost preteklih šokov torej vpliva na vrednost donosnosti naslednjega dne. Ta odvisnost je le začasna. Pojav je leta 1982 v okviru t. i. modela ARCH prvi opredelil Engle ter ga poimenoval avtoregresivna pogojna heteroskedastičnost (*ang. Autorregressive Conditional Heteroscedasticity*). Tehnično ga je opredelil s pogojno varianco. Engle je z modelom ARCH oblikoval danes nepogrešljivo orodje finančnih analitikov, bankirjev in upravljavcev premoženja. Za prispevek na omenjenem področju je leta 2003 prejel tudi Nobelovo nagrado.

Model ARCH je doživel številne razširitve. Ena izmed njih je Bollerslejev model GARCH (*p*,*q*) s številom časovnih odlogov *p* ter *q*-to stopnjo avtoregresije. Z drugimi besedami, pri obravnavi dnevnih donosnosti model GARCH upošteva, da je trenutna nestanovitnost odvisna od nestanovitnosti, realiziranih v preteklih q dnevih pogojne variance, ter kvadratov odklonov donosnosti, realiziranih v preteklih p dnevih. Poznanih je več oblik modelov GARCH, ki se medsebojno razlikujejo glede na enačbo pogojne variance. Osnovni pomen modelov GARCH je, da omogočajo zajemanje kopičenja nestanovitnosti ter debelejše repe porazdelitve. Osnovni simetrični modeli GARCH temeljijo na predpostavki o normalni porazdelitvi donosnosti, vendar s svojo obliko kljub vsemu zaradi spreminjajoče se nestanovitnosti že upoštevajo nekoliko debelejše repe. Nekateri modeli GARCH predvidevajo *t*-porazdelitev donosnosti kot dodatno opredelitev tveganja. Kompleksnejši modeli GARCH v enačbi pogojne variance vključujejo tudi tretjo zgoraj omenjeno lastnost obravnavanih trgov, in sicer učinek vzvoda. Slednje pomeni, da je nestanovitnost večja na trgih s padajočimi kot na trgih z naraščajočimi cenami delnic. Takšni modeli so asimetrični modeli GARCH. Slednji poleg heteroskedastičnosti in nenormalne porazdelitve donosnosti obravnavajo še asimetrično porazdelitev donosnosti oziroma učinke vzvoda. V diplomskem delu so za oceno nestanovitnosti uporabljeni simetrični model (GARCH (1,1)) in trije asimetrični modeli (E-GARCH(1,1), A-GARCH(1,1) in GJR(1,1)). GARCH modeli, tako kot osnovni ARCH model, temeljijo na časovno odvisni nestanovitnosti in se imenujejo univariatni modeli. Znani so tudi GARCH modeli, ki hkrati s pogojno nestanovitnostjo upoštevajo pogojne korelacije med naložbami v premoženju. Ti modeli so multivariatni GARCH modeli, katerih obravnava presega okvirje diplomske naloge.

Uporabnost modelov je odvisna od kakovosti njihove napovedi. Na razvitih in učinkovitih trgih so raziskave GARCH modelov pokazale, da le-ti nestanovitnost dobro opisujejo. Za finančne trge v razvoju, kakršen je tudi slovenski, je bilo opravljenih le malo tovrstnih raziskav. Ti trgi imajo specifične značilnosti, ki se ne skladajo vedno z značilnostmi razvitih trgov. Model dobro opisuje dejanske zakonitosti trga, če daje le-ta dobre ocene in napovedi nestanovitnosti. Diplomsko delo se opira na študije S. Poshakwale in V. Murinde (2001) ter M. Kasch-Haroutounian in S. Pricea (2001), ki proučujejo donosnosti naložb na trgih vzhodne Evrope. Njihova skupna ugotovitev je, da so GARCH modeli primerni za ocenjevanje nestanovitnosti finančnih časovnih vrst na obravnavanih razvijajočih se trgih. *Temeljna teza diplomske naloge je, da so univariatni GARCH modeli primerni za oceno in napovedovanje nestanovitnosti na slovenskem kapitalskem trgu.* Cilj diplomskega dela je ugotoviti, ali so GARCH modeli, v primerjavi s klasičnimi modeli, primernejši za oceno nestanovitnosti slovenskega kapitalskega trga, ter opredeliti njihovo najprimernejšo obliko.

Diplomsko delo je sestavljeno iz osmih poglavij. Uvodu sledi poglavje, ki opisuje povezavo med tveganjem in donosnostjo ter s tem nestanovitnostjo donosnosti. Tretje poglavje predstavlja empirične zakonitosti na kapitalskih trgih. V nadaljevanju je predstavljen pojem nestanovitnosti in odgovori na vprašanja o uporabi pojma ter o njegovem statističnem ozadju. Peto poglavje opisuje merjenje nestanovitnosti in temeljna izhodišča dveh klasičnih ter štirih GARCH modelov. Sledeče šesto poglavje predstavlja kriterije, s pomočjo katerih je mogoče preverjati primernost modelov in jih medsebojno primerjati. Predzadnje poglavje zajema praktični del diplomskega dela, in sicer izračun nestanovitnosti, njene napovedi ter ocene modelov. Sledi sklep, ki povzema ugotovitve raziskave.

2 TVEGANJE IN DONOSNOST

Proces izbire prave naložbe se sestoji iz dveh delov. Prvi del predstavljajo analize trgov in vrednostnih papirjev, medtem ko se drugi del ukvarja z izbiro optimalnega premoženja. Namen analiz sta oceni tveganja ter pričakovanega donosa naložb, ki sta hkrati osnova drugega dela procesa (Bodie, 1999, str. 148). Oblikovanje premoženja torej ni možno brez predhodne analize trga.

Po moderni premoženjski teoriji (*ang. Modern Portfolio Theory*), ki jo je leta 1952 osnoval Markowitz, vlagatelj razprši svoje premoženje med različne naložbe na podlagi razmerja med pričakovano donosnostjo in tveganjem. Gre za t. i. kriterij M-V (*ang. mean-variance*), kjer M predstavlja pričakovano donosnost in V variabilnost te donosnosti. V splošnem so vlagatelji tveganju nenaklonjeni (*ang. risk averse*) in za potencialno naložbo se zato ob dani donosnosti zahteva čim nižje tveganje. Pričakovana donosnost na drugi strani pomeni nagrado, zato bodo vlagateljem zanimivi vrednostni papirji z visokimi pričakovanimi donosnostmi. Premoženje z najnižjim tveganjem (variabilnostjo donosnosti) ni vedno tudi premoženje z najvišjo pričakovano donosnostjo. Glede na gornji kriterij vlagatelj izbere premoženje pri določeni donosnosti, in sicer tistega z minimalno variabilnostjo donosnosti.

Vlagatelj lahko tveganje in pričakovano donosnost oceni s pomočjo verjetnostne porazdelitve preteklih donosnosti. Verjetnostna porazdelitev donosnosti pove, kakšna je verjetnost, da opazovana donosnost zavzame določeno pričakovano vrednost. Dejanske donosnosti se pogosto razlikujejo od pričakovanih, zaradi česar se vlagatelji soočajo s tveganjem. Čim večja je verjetnost, da bodo pričakovani donosi naložb enaki dejanskim, tem manjše bo tveganje in obratno (Mramor, 1995, str. 76, 79). Teorija verjetnosti je pri obravnavi tveganja uporabna zaradi slučajnosti, prisotne na kapitalskem trgu. Prvi, ki je prepoznal to lastnost, je bil Kendall (1953). Na podlagi preverjanja gibanja cen vrednostnih papirjev ter njihove povezave med preteklimi in prihodnjimi obdobji je spoznal, da so cene vrednostnih papirjev slučajne spremenljivke, ki ne sledijo nobenemu logičnemu pravilu. Izkazalo se je, da ravno omenjena lastnost vrednostnih papirjev nakazuje obstoj učinkovitosti trga kapitala (Bodie, 1999, str. 328).[1] Za prihodnje gibanje izbrane donosnosti se predvideva, da bo imelo enake porazdelitvene lastnosti kot v preteklosti.

[1] Za učinkovit trg je značilno, da trenutne cene vsebujejo vse relevantne informacije. V primeru novih informacij cene zato narastejo ali padejo. Informacij ni možno napovedati in s tem tudi ne cen, kar potrjuje njihovo slučajnost.

Pretekle donosnosti in njihove verjetnosti nastopa se zato uporablja kot možne donosnosti in verjetnosti za izračun pričakovane prihodnje donosnosti (Mramor, 1995, str. 76, 79).

Analize trgov morajo zagotavljati zanesljive informacije o parametrih, saj so le-ti osnova naložbenega odločanja. Želja po odkritju čim boljšega instrumentarija za analiziranje tveganja je ekonomiste vodila k nadaljnjemu raziskovanju obnašanja donosnosti na trgu kapitala. Kendallu so sledili številni analitiki in tako proučevali pretekla finančna gibanja. Osredotočili so se na gibanje donosnosti vrednostnih papirjev in ugotovili nekaj skupnih zakonitosti finančnih časovnih vrst. Ta spoznanja so bila pomembna za razvoj sodobnih modelov ocenjevanja in napovedovanja donosnosti ter njihove nestanovitnosti.

3 EMPIRIČNE ZAKONITOSTI DONOSNOSTI NA KAPITALSKIH TRGIH

Pri oblikovanju modela za ocenjevanje tveganja je potrebno upoštevati empirične zakonitosti donosnosti, ki so prisotne na obravnavanih trgih, saj le tak model zagotavlja ustrezne ter zanesljive rezultate (Bollerslev, Engle, Nelson, 1994, str. 2963). Znanstveniki so odkrili predvsem tri zakonitosti, ki so skupne večini kapitalskih trgov. Te posebnosti so t. i. kopičenje nestanovitnosti (*ang. volatility clustering*), debeli repi porazdelitvenih funkcij (*ang. fat tails*) ter učinek vzvoda (*ang. leverage effect*).

Porazdelitvene funkcije donosnosti imajo na kapitalskih trgih značilne debele repe. Blattberg (1974) je na primer zapisal, da so donosnosti navadnih delnic najbolje opisane s Studentovo *t*-porazdelitvijo, ki (glede na število stopinj prostosti) predvideva debelejše repe kot normalna porazdelitev. Do enakih ugotovitev sta prišla tudi Aparicie in Estrada (2001). Za petletno obdobje, od leta 1990 do 1995, sta proučevala obliko porazdelitvenih funkcij donosnosti na svetovnem ter na trinajstih evropskih trgih kapitala. V indeks, ki je predstavljal svetovni trg, sta vključila 2249 različnih vrednostnih papirjev. Ugotovila sta, da so za vse porazdelitve značilni debeli repi ter ozki koničasti vrhovi (*ang. leptokurtosis*). Z drugimi besedami, izjemne rasti oziroma padci donosnosti so veliko bolj verjetni, kot bi pričakovali ob predpostavki normalne porazdelitve.

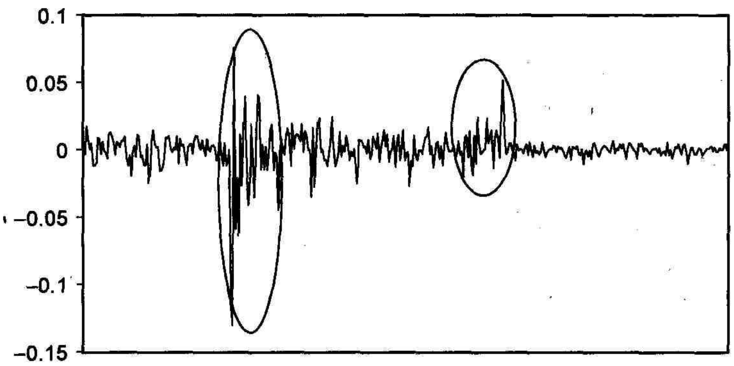
Druga prav tako pomembna zakonitost finančnih trgov je učinek vzvoda. Prvi ga je obravnaval Black (1976). Odkril je negativno povezavo med gibanjem cen delnic nestanovitnostjo[2] (*ang. volatility*) donosnosti delnic. To na trgu delnic pomeni, da je nestanovitnost večja na trgih s padajočimi kot na trgih z naraščajočimi cenami delnic. Verjetno predstavlja enega izmed razlogov za tovrstno odvisnost relativna zadolženost podjetij. Padec cen delnic, ob konstantni vrednosti dolga, pomeni povečanje razmerja med dolgom in kapitalom. Posledično to nakazuje večjo negotovost podjetja v prihodnosti.

[2] Nestanovitnost je pogosto označena tudi z volatilnostjo, spremenljivostjo ali nihajnostjo. V nadaljevanju je uporabljen izraz nestanovitnost. Pojem je natančneje opredeljen v četrtem poglavju.

Rezultat je večja nestanovitnost donosnosti. Učinek vzvoda povzroča asimetričnost porazdelitvenih funkcij donosnosti. To pomeni, da je nestanovitnost, ki je posledica negativne donosnosti, večja od nestanovitnosti, ki sledi pozitivni donosnosti (Alexander, 2002, str. 68-69). Obstajajo porazdelitvene funkcije, ki so asimetrične v levo ali v desno. Za prve velja, da so negativne donosnosti veliko bolj verjetne in manjše kot pozitivne. Pri drugih velja ravno obratno. Investitor, ki ni naklonjen tveganju, se bo odločil za naložbo, ki je asimetrična v desno (Bodie, 1999, str. 168).

Lastnosti časovnih vrst donosnosti je analiziral tudi Mandelbort (1963) in s tem odkril tretjo lastnost trgov, ki jo je poimenoval kopičenje nestanovitnosti. Opazil je, da (ne glede na predznak spremembe vrednosti donosnosti) velikim nihanjem sledijo nadaljnja velika nihanja donosnosti. Velja tudi obratno. To pomeni, da majhnim nihanjem sledijo dodatna majhna nihanja. Pri tem ni nujno, da negativnim gibanjem sledijo ravno negativna gibanja. Predznak se namreč spreminja. V grafični predstavitvi takšno zakonitost prepoznamo po menjavanju območij, kjer se velike spremembe gostijo v nekakšnih skupkih, ter območij, kjer ni opaznih večjih nihanj. Pojav prikazuje slika 1. V teoriji ekonometrične znanosti je kopičenje nestanovitnosti imenovano avtoregresivna heteroskedastičnost. Z drugimi besedami, gre za močno avtokorelacijo med kvadrati donosnosti (Alexander, 2002, str. 67).

Slika 1: Grafični prikaz kopičenja nestanovitnosti.



Vir: Alexander, 2001, str. 66.

Posamezno zakonitost je možno tehnično opredeliti in upoštevati v modelu. Kopičenje nestanovitnosti oziroma avtoregresivno heteroskedatičnost se tehnično zapiše s pomočjo pogojne variance[3]. Debele repe porazdelitve donosnosti se na primer zajame s predpostavko o *t*-porazdelitvi donosnosti. Učinek vzvoda pa se v modelu upošteva, če je predvidna asimetrična porazdelitev donosnosti. Tovrstne tehnične opredelitve omogočajo popularni ARCH oziroma GARCH modeli, ki so podrobneje predstavljeni v nadaljevanju.

[3] Pogojna varianca je varianca, ki v času ni konstantna, temveč je od njega odvisna. Enako velja za pogojno pričakovano vrednost in pogojno porazdelitveno funkcijo. Podrobnejša opredelitev je opisana v poglavju 5.2.

3.1 DONOSNOSTI NA TRGIH KAPITALA V RAZVOJU

Če velja, da imajo trgi v razvoju podobne značilnosti kot razviti trgi, se lahko pri ocenjevanju nestanovitnosti trgov uporablja enaka metodologija. Večina empiričnih raziskav o gibanju donosnosti na kapitalskih trgih se namreč nanaša predvsem na velike, razvite in likvidne trge. Trgi v razvoju ponujajo številne priložnosti za vlaganje in s tem velik izziv tržnim analitikom. Pojavlja se vprašanje, ali so modeli, ki na razvitih trgih predstavljajo dobro investicijsko orodje, uporabni tudi na razvijajočih se trgih.

Donosnosti na kapitalskih trgih razvitih držav imajo pogosto debelejše repe, koničaste vrhove in niso simetrični, kot to predvideva normalna porazdelitev, enako pa velja tudi za trge držav v razvoju. Donosnosti na slednjih je raziskoval Bekaert (1998). Ugotovil je, da se donosnosti porazdeljujejo precej nenormalno. Poleg tega naj bi imelo (od skupno dvajsetih) kar sedemnajst trgov asimetrične porazdelitve donosnosti ter devetnajst od njih visoke ozke vrhove.

Posebno vprašanje pri obravnavi kapitalskih trgov predstavljajo trgi držav vzhodne Evrope. Te države so morale po propadu socializma na novo zgraditi trge vrednostnih papirjev. Bile so priča privatizaciji in številnih ustanovitev novih podjetij. Proces se je na trgih izrazil v obliki velikih nihanj oziroma visoke nestanovitnosti. Slednja je investitorjem predstavljala oviro pri vlaganju. Poleg tega so začetne raziskave omenjenih trgov kazale asimetrijo in okrnjenost donosov, kar je raziskovalcem oteževalo oblikovanje različnih hipotez in njihovih preverjanj (Poshakwale, Murinde, 2001, str. 445).

Kljub kratki zgodovini omenjenih trgov je na njih mogoče opaziti enake zakonitosti kot v razvitem svetu. M. Kasch-Haroutounian in S. Price (2001) sta na kapitalskih trgih Poljske, Madžarske, Slovaške in Češke preverila prisotnost kopičenja nestanovitnosti, debelih repov in drugih značilnosti donosnosti vrednostnih papirjev. Rezultati analize so pokazali, da imajo časovne vrste enake lastnosti kot razviti trgi. Do podobnih ugotovitev sta prišla tudi S. Poshakwale in V. Murinde (2001), ki sta preverjala delovanje trgov Poljske ter Madžarske. Njuni izračuni potrjujejo, da je nestanovitnost obravnavanih trgov najbolje opisana znotraj procesa pogojne (avtoregresivne) heteroskedastičnosti.

3.2 SLOVENSKI TRG KAPITALA

Slovenski kapitalski trg je primerljiv s trgi Poljske, Češke, Madžarske ter drugimi tranzicijskimi državami. V teh državah se je kapitalski trg začel razvijati šele pred dobrim desetletjem (Poročilo o razvoju 2003). Ljubljanska borza, kot jo poznamo danes, je bila namreč ustanovljena 26. decembra 1989. Poleg kratke zgodovine imajo ti trgi skupen tudi razvojni zaostanek za celotnim kapitalskim trgom EU. V letu 2003 je bil delež tržne kapitalizacije delnic v Sloveniji (v primerjavi z BDP-jem) 23,4-odstotni (Poročilo o strukturnih reformah – oktober 2004), medtem ko je povprečni delež med petnajstimi članicami EU že v letu 2001 znašal kar 86,8-odstotkov.

Za slovenski kapitalski trg je značilna šibka učinkovitost (*ang. weak efficiency*). Slednje je namreč preverjala S. Deželan (1999). Ugotovila je, da v časovni vrsti donosnosti niso prisotne pomembne korelacije med zaporednimi spremembami cen vrednostnih papirjev. Z drugimi besedami: za obravnavo trga se lahko uporabljajo standardna orodja.

Oblike porazdelitvenih funkcij na slovenskem kapitalskem trgu so podobne porazdelitvam na trgih vzhodne Evrope. Porazdelitve dnevnih donosnosti štirih delnic slovenskega trga (ITBG, KRKG, MELR in GRVG) za obdobje od leta 1999 pa do 2003 je z normalno porazdelitvijo donosnosti primerjal Ogorevc (2004). Zapisal je, da imajo obravnavane porazdelitve koničaste vrhove ter debelejše repe porazdelitve, kot jih predvideva normalna porazdelitev.

4 NESTANOVITNOST

Tveganje vrednostnih papirjev je v okviru moderne premoženjske teorije opisano z nestanovitnostjo njihove donosnosti. Z nestanovitnostjo je opisana variabilnost določene spremenljivke v času (Andersen, 2005b, str. 1) in enako velja tudi za nestanovitnost donosnosti. Tečaji vrednostnih papirjev se nenehno spreminjajo v pozitivno ter negativno smer. Le-ti lahko zelo narastejo ali padejo že v zelo kratkem času, na primer v enem dnevu. Nestanovitnost se lahko nanaša na celoten trg ali pa le na posamezen vrednostni papir. Za oceno nestanovitnosti celotnega trga se upošteva gibanje borznega indeksa (Ribnikar, 1999, str. 46).

Finančni trgi so danes veliko bolj nestanovitni, kot so bili v preteklosti. Finančne inštitucije imajo namreč več možnosti, da s pomočjo različnih inštrumentov ustvarjajo finančne vzvode[4] (*ang. leverage*) (Alexander, 2001, str. 251). Poleg tega se zaradi hitrega tehnološkega napredka ter globalizacije pojavljajo novi proizvodi, podjetja ter trgi, ki izpodrivajo stare. Slednje zaradi medsebojne prepletenosti trgov vpliva tudi na nestanovitnost posameznih finančnih instrumentov.

Pomen nestanovitnosti donosnosti v sodobni finančni teoriji narašča. Sprva le-ta v ekonomski znanosti (zaradi predpostavke o konstantnosti) ni bila relevantna. Ekonomisti so se pri napovedovanju donosnosti vrednostnih papirjev osredotočali predvsem na pomen pričakovane donosnosti. V letu 1987 je nato prišlo do zrušenja mednarodnega trga delnic in pozornost je bila s tem preusmerjena na nihanje cen vrednostnih papirjev oziroma na

[4] Banke imajo velike finančne vzvode, ker pretežni del njihovih premoženjskih bilanc na pasivni strani predstavljajo dolgovi, aktivna stran pa je sestavljena iz finančnih naložb.

nestanovitnost (Brailsford, Faff, 1996, str. 419-420). Danes je praktična uporaba nestanovitnosti izredno široka. Pojem ima pomembno vlogo predvsem na področju poslovanja z opcijami, upravljanja tveganja ter oblikovanja premoženja.

Nestanovitnost finančnih trgov predstavlja tveganje in na drugi strani priložnosti, zaradi česar jo je potrebno meriti in nadzorovati (Jorion, 2001, str. 82-85). V ta namen so razvili različne modele, ki so natančneje predstavljeni v naslednjem poglavju. Ti modeli temeljijo na določenih statističnih tehnikah, razlaga katerih sledi.

4.1 STATISTIČNE LASTNOSTI

Cene vrednostnih papirjev veljajo za slučajne spremenljivke. Za njihovo variiranje v kratkem časovnem obdobju se pogosto predpostavlja normalna logaritemska funkcija. Poleg tega teorija predvideva, da časovne vrste donosnosti sledijo stacionarno-stohastičnemu procesu (*ang. stationary stohastic process*). Nestanovitnost cen je zato mogoče meriti z razpršitvijo donosnosti okoli njene pričakovane vrednosti. Z drugimi besedami to pomeni, da je nestanovitnost mogoče opisati s porazdelitveno funkcijo (Alexander, 2001, str. 4-5, 11).

4.1.1 Donosnost

Nestanovitnost finančnih trgov se računa na podlagi donosnosti vrednostnih papirjev. Nestanovitnost je namreč možno oceniti le za kategorije, ki so stacionarne. Stacionarnost pomeni, da se vrednosti parametra gibajo okoli neke dolgoročne vrednosti. Cene vrednostnih papirjev (za razliko od njihovih donosnosti) vsebujejo trend, kar pomeni, da njihova vrednost v času raste ali pada in so zato nestacionarne.

Donosnosti se računajo na podlagi cen vrednostih papirjev, in sicer na dva načina. Pri prvem načinu upoštevamo diskretno obrestovanje donosnosti (*ang. discretely compounded*) in pri drugem zvezno oziroma zvezno obrestovanje donosnosti (*ang. continiously compounded*).

Cena delnice p za določeno časovno obdobje t je na diskreten način opredeljena z enačbo:

$$p_t = p_{t-1}(1 + r_t)\,. \tag{4.1}$$

Oznaka r_t predstavlja donosnost delnice in p_{t-1} ceno delnice v preteklem obdobju.

S preurejanjem gornje enačbe ima donosnost naslednjo obliko:

$$r_{t-1} = \frac{p_t - p_{t-1}}{p_{t-1}}. \tag{4.2}$$

Za zvezno obrestovanje ima cena delnice *p* v času *t* obliko enačbe:

$$p_t = p_{t-1} e^{r_t}. \tag{4.3}$$

Potemtakem je donosnost r_t za isto delnico enaka:

$$r_t = \ln\left(\frac{p_t}{p_{t-1}}\right). \tag{4.4}$$

V razmerah nizkih donosnosti ter kratkih časovnih obdobij, je razlika rezultatov dobljenih na podlagi enega ali drugega pristopa, zanemarljiva (Alexander, 2001, str. 318).[5] Kljub vsemu pa je drugi pristop zaradi določenih prednosti bolj priljubljen. Zvezne donosnosti imajo večjo vsebinsko moč, saj izključujejo možnost negativnih cen, kar je v okviru ekonomske teorije edino smiselno.

4.1.2 Donosnost kot del stacionarno-stohastičnega procesa

Opazovane donosnosti zavzamejo slučajne vrednosti, ki nihajo okoli dolgoročne vrednosti oziroma njihove pričakovane vrednosti (*ang. mean-reverting*). Donosnosti torej sledijo stacionarno stohastičnemu procesu (Alexander, 2001, str. 316-320), kar omogoča njihovo spodaj opisano opredelitev.

Slučajna spremenljivka je tista, pri kateri je za vsako od opazovanih vrednosti znana verjetnost za njen nastop. Porazdelitev slučajne spremenljivke je zato poimenovana verjetnostna porazdelitev (Košmelj, Rovan, 2000, str. 62) in z njeno pomočjo se ocenjuje tveganje naložb.

Kadar realizirana donosnost ni enaka pričakovani, se njuno razliko v vrednosti opiše z odkloni. Donosnost r_t je torej enaka vsoti pričakovane donosnosti $E(r)$[6], ki je povečana ali zmanjšana za velikost odklona u_t.

---

[5] Ko je x majhen, velja $\ln(1+x) \approx x$; $r_t = (p_t - p_{t-1}) / p_{t-1} = (p_t / p_{t-1}) - 1 \rightarrow 1 + r_t = p_t / p_{t-1}$.

[6] Za donosnost posamezne naložbe obstaja pogojna verjetnostna porazdelitev, kateri lahko izračunamo povprečno oziroma pričakovano donosnost. Pričakovana donosnost neke naložbe je tehtano povprečje

$$r_t = E(r) + u_t \tag{4.5}$$

Odkloni realiziranih donosnosti od pričakovane donosnosti so naslednji:

$$u_t = r_t - E(r). \tag{4.6}$$

Tako kot r_t je potemtakem tudi odklon u_t slučajna spremenljivka, ki zavzema pozitivne in negativne vrednosti. Tehnično je u_t poimenovan kot stohastična napaka (*ang. stohastic disturbance*) (Gujarati, 1995, str. 38)[7].

Gornja izpeljava velja le ob predpostavki, da so donosnosti stacionarne. Stacionarnost je dosežena, ko sta brezpogojna[8] pričakovana donosnost $E(r)$ in varianca σ^2 konstantni v času. Poleg tega mora veljati, da je kovarianca dveh obdobij $cov\ (r_t, r_{t-s})$ odvisna le od odloga s in ne od časa njenega računanja t (Gujarati, 1995, str. 713). Časovna vrsta bo stacionarna[9], ko bodo zadovoljeni naslednji trije pogoji:

$$E(r_t) = E(r); \tag{4.7}$$

$$\sigma_t^2 = E(r_t - E(r))^2 = \sigma^2; \tag{4.8}$$

$$\mathrm{cov}(r_t, r_{t-s}) = E[(r_t - E(r_t))(r_{t-s} - E(r_{t-s}))]. \tag{4.9}$$

Zadnji pogoj pravi, da so zaporedne donosnosti med seboj neodvisne. Slednje je zelo koristno pri napovedovanju prihodnje donosnosti (Alexander, 2001, str. 4-5, 11). Z drugimi besedami to pomeni, da v časovni vrsti ni prisotne avtokorelacije.

---

donosnosti v vseh možnih scenarijih. Če je $p(s)$ verjetnost scenarija s in $r(s)$ njegova donosnost, je pričakovana donosnost $E(r)$ enaka: $E(r) = \sum_s p(s) r(s)$.

[7] Odkloni imajo pri regresijskih modelih pomembno vlogo. Kar velja za spremenljivko u, namreč velja tudi za odvisno spremenljivko, ki je predmet proučevanja.

[8] Pridevnik brezpogojna poudarja razliko med brezpogojno in pogojno varianco, ki je pri obravnavi GARCH modelov bistvenega pomena. Razlika je razložena v nadaljevanju.

[9] Tovrstna stacionarnost se imenuje šibka stacionarnost (*ang. weak. stationarity*), ki za namen diplomske naloge (pa tudi za večino praktičnih primerov) popolnoma zadostuje.

4.1.3 Porazdelitev verjetnosti in nestanovitnost oz. tveganje

Porazdelitvena funkcija opisuje tveganje in če bo tveganje ocenjeno pravilno, bodo tudi investicijske odločitve pravilne. Modeli merjenja nestanovitnosti temeljijo na različnih porazdelitvenih funkcijah. Kadar bo porazdelitev, ki je upoštevana v modelu ocenjevanja donosnosti, skladna z dejansko porazdelitvijo na trgu, bo model merjenja tveganja oziroma nestanovitnosti zagotavljal dobre ocene. V obratnem primeru pa bi model ponujal precenjene ali podcenjene ocene nestanovitnosti in s tem napačne naložbene odločitve.

Osnovna ideja ocenjevanja tveganja (nestanovitnosti) s pomočjo porazdelitvene funkcije je merjenje verjetnosti in velikosti odklonov od pričakovanih vrednosti, in sicer s kar najmanj potrebnimi statističnimi orodji oziroma momenti[10]. Poleg tega se lahko na njeni osnovi izpelje funkcijo koristnosti posameznika, ki opisuje kakšno korist ima od posamezne naložbe. Funkcijo koristnosti je mogoče predstaviti z enačbo:

$$U = E(r) - b_0\sigma^2 + b_1 M_3 - b_2 M_4 + b_3 M_{5-...}, \qquad (4.10)$$

kjer *E(r)* predstavlja pričakovano donosnost, σ^2 varianco donosnosti ter M_3, M_4, M_5 ... druge momente porazdelitvene funkcije. $b_0, \ldots, b_n$ so koeficienti vpliva posameznih momentov na koristnost. Prvi centralni moment predstavlja nagrado vlagatelja, vsi drugi pa negotovost, povezano z njo. Sodi momenti opisujejo sploščenost porazdelitvene funkcije oziroma verjetnost, da bo vrednost opazovane spremenljivke zavzela ekstremno vrednost. Večja kot je njihova vrednost, večja je negotovost, da se bo opazovana vrednost razlikovala od pričakovane vrednosti. Ti momenti razkrijejo obliko repov porazdelitve donosnosti. Na drugi strani pa neparni momenti določajo simetričnost oziroma asimetričnost porazdelitve.

Pomembnost vpliva posameznih momentov na tveganje pada z višanjem stopnje momenta. Samuelson (1970) v svojem teoremu[11] trdi, da imata pričakovana vrednost in varianca za tveganje enakovreden ter bistven pomen, ostali momenti pa so manj pomembni in se jih lahko zanemari (Bodie, 1999, str. 168). Omenjeni teorem opravičuje uporabo normalne porazdelitvene funkcije.

Normalna porazdelitev je zaradi svoje preprostosti in praktičnosti ena najpogosteje uporabljenih oblik porazdelitve v analitične namene. Spremenljivka *y* se porazdeljuje

---

[10] Za opis porazdelitvene funkcije navadno uporabljamo centralne momente. Centralni moment *k*-te stopnje je enak: $\mu_k = E[(X - \mu)^k]$. Pričakovana vrednost predstavlja prvi, varianca drugi, asimetrija tretji in sploščenost četrti centralni moment.

[11] »*Fundamental Approximation Theorem of Portfolio Analysis in Terms of Means, Variances, and Higer Moments*« - teorem je temelj analiz o variabilnosti donosnosti na podlagi pričakovane donosnosti (*ang. mean-variance analysis*).

normalno, kadar se lahko njeno porazdelitveno funkcijo opiše že s samo dvema parametroma: aritmetično sredino *E(y)* in standardnim odklonom σ_y. Vrednosti spremenljivke *y* se gostijo okrog *E(y)* in od vrednosti σ_y je odvisno, za koliko se posamezne vrednosti razlikujejo od aritmetične sredine. Za normalno porazdelitev velja, da se bodo vse potencialne vrednosti spremenljivke za prihodnje obdobje nahajale v območju treh standardnih odklonov levo in desno od povprečja (Košmelj, Rovan, 2000, str. 68).

Številne finančne časovne vrste se porazdeljujejo nenormalno. Pogosto imajo debelejše repe kot predvideva normalna porazdelitev. Res pa je, da se z naraščanjem obdobja, na katerega se donosnost nanaša, porazdelitve približujejo normalni (Alexander, 2001, str. 285). Z drugimi besedami to pomeni, da se mesečne, večmesečne in letne donosnosti porazdeljujejo bolj normalno kot dnevne donosnosti.

4.2 PRAKTIČNA UPORABA OCEN NESTANOVITNOSTI FINANČNIH TRGOV

Ocenjevanje in napovedovanje nestanovitnosti je središče modeliranja tveganja na finančnih trgih (Alexander, 2001, str. 10). Informacije o gibanju donosnosti posameznih delnic ter tržnih donosnosti so nujne v vsakdanjem delu upravljavcev premoženj. Nestanovitnost ima pomembno vlogo ima na področju poslovanja z opcijami, upravljanja tveganja ter oblikovanja premoženja.

Ocena nestanovitnosti je neposredno vključena v osnovni formuli za vrednotenje opcij. Opcije so na razvitih finančnih trgih zelo popularen izvedeni finančni instrument[12]. Nakupna (prodajna) opcija pomeni, da ima njen lastnik pravico do nakupa (prodaje) vrednostnega papirja po vnaprej določeni ceni ter v znanem časovnem roku. Na vrednost opcije vplivajo cena (in stopnja dividende primarnega vrednostnega papirja), izklicna cena, obdobje (za katerega je izdana), obrestna mera ter nestanovitnost vrednostnega papirja (Bodie, 1999, str. 608-610, 657, 668).

Tudi pri upravljanju tveganja na finančnih trgih ima nestanovitnost svoje mesto. Finance so zaradi številnih tržnih sprememb (novi proizvodi, novi trgi, …) zelo tvegano področje. V prejšnjem desetletju je prišlo do dramatičnih dogodkov, ki so številnim vlagateljem povzročili nenadne in velike izgube (Alexander, 2001, str. 251-252). Ti šoki so v ospredje potisnili področje vrednotenja izpostavljenosti finančnemu tveganju, katerega namen je določiti višino vpliva tveganja na poslovni izid podjetja. Ena izmed trenutno najpogosteje uporabljenih metod vrednotenja tveganja je prav gotovo tvegana vrednost, imenovana VaR (*ang. value-at-risk*). Ta meri največjo pričakovano izgubo, ki jo utrpi vlagatelj ob držanju

[12] Za izvedene finančne instrumente velja, da so njihove cene izpeljane iz cen primarnih vrednostnih papirjev, kakršne so delnice.

svojega premoženja v določenem časovnem obdobju in ob določenih zahtevah tveganja. Nestanovitnost je eden ključnih parametrov izračuna števila VaR (Jorion, 2001, str. 108).

Nestanovitnost donosnosti je prek teorije premoženja povezana tudi z modelom določanja dolgoročnih cen naložb ali krajše CAPM modelom (*ang. capital asset pricing model*). Vlagatelji se soočajo z dvema oblikama tveganj, in sicer s sistematičnim ter nesistematičnim tveganjem. Slednjemu se je z razpršitvijo posameznih naložb mogoče izogniti. Z zmanjšanjem deleža tvegane naložbe v premoženju se zmanjša tveganje celotnega premoženja in s tem na drugi strani tudi pričakovana donosnost premoženja. Sistematičnega tveganja pa upravljavci ne morejo zmanjšati in ker je povezano z gibanji na trgu, se ga pogosto označi kot tržno tveganje. CAPM model, ki sta ga razvila Sharpe (1964) in Lintner (1965), pri določanju zahtevane stopnje donosa posamezne naložbe upošteva sistematično tveganje. Model se glasi:

$$E(r_i) = r_f + (E(r_m) - r_f)\beta_i \,, \tag{4.11}$$

kjer $E(r_i)$ predstavlja pričakovano donosnost naložbe i oziroma njeno zahtevano stopnjo donosa, r_f netvegano stopnjo donosa, $E(r_m)$ pričakovano tržno stopnjo donosa, $r_m - r_f$ tržno premijo za tveganje (cena tveganja) in β_i obseg sistematičnega tveganja naložbe i. Zahtevana stopnja donosa naložbe i je enaka vsoti netvegane stopnje donosa in dodatne premije za tveganje, ki ga naložba prinese v premoženje. Premija za tveganja ima vlogo nagrade za prevzemanje tržnega tveganja, ki se ga ne da odpraviti z razpršitvijo.

CAPM model zagotavlja, da so zahtevane donosnosti vrednostnih papirjev ocenjene tako, da dodatna donosnost naložbe kompenzira večje pričakovano tveganje. Za upravljavca premoženja ni pomembno tveganje celotnega premoženja, temveč tveganje posamezne delnice v primerjavi s tveganjem vseh delnic na trgu. Takšno tveganje (nestanovitnost) predstavlja β koeficient naložbe (Alexander, 2001, str. 9):

$$\beta_{i,m} = \frac{Cov_{i,m}}{\sigma_m^2} \,, \tag{4.12}$$

kjer je $Cov_{i,m}$ kovarianca[13] med naložbo i in tržnim premoženjem, σ^2_m pa varianca premoženja.

Koeficient β je pri upravljanju premoženja pogosto uporabljena mera tveganja, za katero se je do nedavnega upoštevala domneva o konstantnosti. β meri prispevek posamezne naložbe

[13] Kovarianca meri, kako se donosnosti dveh naložb medsebojno gibajo v času (glej enačbo 4.8 na strani 10).

k tveganju tržnega premoženja[14] oziroma usklajenost gibanja donosnosti delnice z donosnostjo tržnega premoženja. Če je vrednost koeficienta večja od ena, je tečaj vrednostnega papirja bolj tvegan (nestanoviten) od povprečja in obratno. Upravljavci premoženja so se pri izračunu koeficienta zanašali na predpostavko o konstantni nestanovitnosti mere sistematičnega tveganja, vendar so številne novejše raziskave na ameriškem trgu pokazale, da se le-ta spreminja v času. Podobno so analitiki ugotovili tudi za trge v razvoju. Uporaba klasičnih modelov, ki predvidevajo konstantno β, je torej vprašljiva (Brooks, Faff, Ariff, 1998, str. 90-91).

Sistematično tveganje oziroma β koeficient se pogosto ocenjuje v okviru linearnega modela, ki temelji na enačbi (4.11). Za izpeljavo modela je potrebno v CAPM model uvesti časovno komponento. To zahteva predpostavko, da se donosnosti v času porazdeljujejo identično, neodvisno in normalno. Poleg omenjene predpostavke se za poenostavitev modela upoštevajo še presežna donosnost (*ang. excess return*) naložbe i ($\tilde{r}_i = r_i - r_f$) in tržna presežna donosnost ($\tilde{r}_m = r_m - r_f$). Preoblikovana enačba (4.11) ima zato naslednjo obliko:

$$E(\tilde{r}_i) = \beta_{i,m} E(\tilde{r}_m) \tag{4.13}$$

Ker se r_{it} in r_{mt} porazdeljujeta normalno, velja:

$$E(\tilde{r}_{it} | \tilde{r}_{mt}) = \alpha_i + \beta_i \tilde{r}_{mt} \tag{4.12}$$

Pričakovana donosnost naložbe i v času t ($\tilde{r}_{it}$) pri določeni pričakovani tržni donosnosti v času t je enaka vsoti konstante (α_i) in tržne donosnosti, pomnožene s koeficientom sistematičnega tveganja naložbe i. Regresijski model, ki reši enačbo (4.12), se glasi:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + u_{it} \tag{4.13}$$

Dejstvo, da β koeficient ni konstanten, vpliva na lastnosti napake modela u_{it}. Napake modela zaradi spreminjanja β_i niso več homoskedastične, temveč heteroskedastične.[15] Model (4.5) s tem ponuja nezanesljive ocene tveganja. S problemom heteroskedastičnosti napak modela se ukvarjajo sodobni GARCH modeli.

---

[14] Tržno premoženje predstavlja vse možne naložbe na kapitalskem trgu. Teoretično naj bi vlagatelj razporedil svoj denar med vse obstoječe naložbe, in sicer v razmerjih, s kakršnimi so posamezne naložbe udeležene v celotnem tržnem premoženju. Takšno premoženje je optimalno razpršeno. Da bo imelo neko premoženje enake značilnosti kot tržno premoženje, v praksi navadno zadostuje že razpršitev na nekaj deset različnih naložb.

[15] Standardni linearni regresijski model je dobro definiran, če izpolnjuje šest predpostavk. Med njima sta tudi zahteva po homoskedastičnosti ter odsotnosti avtokorelacije.

5 MERJENJE NESTANOVITNOSTI

Za merjenje nestanovitnosti je nujno potreben model (Alexander, 2001, str. 12). Obstaja več vrst modelov, ki se med seboj razlikujejo glede na izhodiščne predpostavke. Ena izmed njih je tudi predpostavka o konstantnosti nestanovitnosti, na podlagi katere se modeli delijo na klasične ter sodobne. Prvi predvidevajo, da se nestanovitnost ne spreminja v času in drugi pa ravno obratno.

Modeli, ki so temeljili na predpostavki o konstantni nestanovitnosti, so bili v veljavi vse do osemdesetih let. (The Royal Swedish Academy of Sciences, 2003, str. 1). Dokler so bili trgi še razmeroma mirni in niso beležili hitrih in nenadnih sprememb, so bili ti modeli popolnoma zadovoljivi. Vendar so raziskovalci kmalu ugotovili, da varianca napak napovedi ni konstantna, temveč se spreminja v času. Pri obravnavi finančnih časovnih vrst so namreč spoznali, da se njihova sposobnost napovedovanja razlikuje od obdobja do obdobja. Za posamezna obdobja je veljalo, da so bile napake napovedi modela relativno majhne, za druga obdobja pa ravno obratno. Predvidevali so, da je takšna variabilnost lahko rezultat občutljivosti finančnih trgov na politična, gospodarska in druga gibanja (Gujarati, 1995, str. 437).

Spoznanje, da se nestanovitnost spreminja v času[16], je na področje njenega modeliranja prineslo veliko sprememb. Pojavila se je potreba po novih modelih, ki upoštevajo, da se nestanovitnost donosnosti vrednostnih papirjev razlikuje glede na čas merjenja. Temelj teh modelov je razlikovanje med pogojnima in brezpogojnima prvima momentoma.

Najpogostejša mera nestanovitnosti je standardni odklon oziroma varianca, ki pove, kakšna je razpršenost porazdelitve funkcije verjetnosti (Alexander, 2001, str. 4). Večji kot je standardni odklon, večja je razpršenost dogodkov okoli pričakovane vrednosti. Standardni odklon je po definiciji enak korenu variance.

$$\sigma = \sqrt{\sigma^2} \tag{5.1}$$

Smiselno je razlikovati med različnimi možnimi modeli merjenja in napovedovanja nestanovitnosti. Modeli dajejo različno dobre rezultate, zato je dobro vedeti, kateri model je boljši.

[16] O tem, da se nestanovitnost spreminja v času, priča prisotnost kopičenja nestanovitnosti na trgu.

5.1 KLASIČNI MODELI

Vsem klasičnim modelom ocenjevanja tveganja je skupna konstantna nestanovitnost ter predpostavka o normalni porazdelitvi donosnosti. Varianca donosnosti oziroma nestanovitnost je pri teh modelih enaka povprečju kvadratov odklonov od pričakovanih donosnosti:

$$\sigma^2 = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\left(r_t - E(r)\right)^2 \tag{5.2}$$

V enačbi *n* predstavlja število opazovanih vrednosti. Oba parametra, tako σ^2 kot *E(r)*, sta konstantna v času in sta poimenovana brezpogojna varianca ter brezpogojna pričakovana donosnost. Kadar se predpostavlja, da sta momenta brezpogojna, gre za dolgoročne oblike momentov (Harris, Sollis, 2003, str. 215).

V skupino klasičnih modelov spadata (poleg številnih drugih) tudi model slučajnih vrednosti in preprosti regresijski model.

5.1.1 Model slučajnih vrednosti (RW)

Glede na model slučajnih vrednosti (*ang. random walk model*) je najboljša napoved dnevne nestanovitnosti včerajšnja vrednost nestanovitnosti.

$$\hat{\sigma}_t^2 = \sigma_{t-1}^2 \tag{5.3}$$

5.1.2 Preprosti regresijski model (OLS)

Kot predstavnik klasičnih modelov je izbran tudi preprosti regresijski model. Le-ta temelji na regresiji nestanovitnosti opazovane donosnosti in nestanovitnosti pretekle opazovane donosnosti.

$$\hat{\sigma}_t^2 = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1\sigma_{t-1}^2 \tag{5.4}$$

5.2 ARCH MODEL

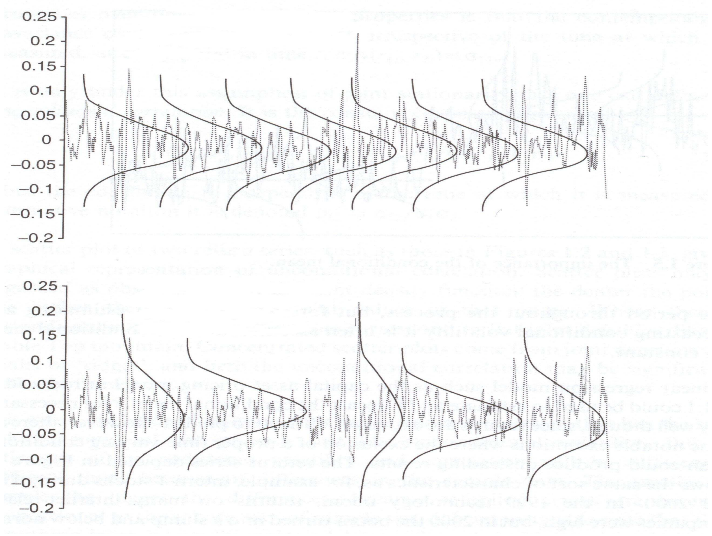
Avtoregresivna pogojna heteroskedastičnost je tehnični izraz za kopičenje nestanovitnosti oziroma neenako odzivanje nestanovitnosti na velike ter majhne spremembe, torej pojav, ki opisuje nekonsistentno nestanovitnost Pojem je prvi uvedel Engle (1952) v okviru ARCH (*ang. Autorregressive Conditional Heteroscedastic Model*) modela ter s tem ponudil popolnoma nov način proučevanja nestanovitnosti.

Sprva so model uporabljali predvsem na področju obravnave časovnih vrst stopnje inflacije, a so kmalu ugotovili, da je primeren tudi za kapitalske trge. ARCH modeli ne ponujajo le ocenjevanja nestanovitnosti, temveč jo lahko tudi napovedujejo. Sposobnost ocenjevanja tveganja ter hkrati njegovega napovedovanja v prihodnosti je tisto, kar dela model tako privlačen (Harris, Sollis, 2003, str. 214).

Ključna ideja modela je razlikovanje med pogojno in brezpogojno varianco ter pričakovano donosnostjo (Bollerslev, Engle, Nelson, 1994, str. 2961). Razlika med pogojnimi in brezpogojnimi momenti je temelj uspešnosti sodobnega analiziranja donosnosti ter postopkov njihovega napovedovanja. Neenakost med pogojnimi ter brezpogojnimi momenti je posledica uvedbe informacij I_t v model. Informacije predstavljajo pretekle vrednosti donosnosti. Upoštevanje najnovejših informacij povzroči, da se pogojna pričakovana donosnost razlikuje od brezpogojne pričakovane donosnosti $E(r_t) \neq E(r)$ in da je pogojna varianca različna od brezpogojne variance $\sigma^2_t \neq \sigma^2$ (Andersen et al., 2005, str. 2).

Razlika med porazdelitvami donosnosti z različnimi predpostavkami glede oblike variance je razvidna na naslednji sliki. Zgornji graf prikazuje porazdelitve spremenljivke v času ob predpostavki konstantne pogojne variance. Spodnji graf pa prikazuje porazdelitve iste spremenljivke ob predpostavki spreminjanja nestanovitnosti (pogojne variance).

Slika 2: Primerjava predpostavke o konstantni ter o pogojni varianci



Vir: Alexander, 2005, str. 13

ARCH model sestavljata dve enačbi, in sicer enačba pogojne pričakovane vrednosti ter enačba pogojne variance. Pozornost je usmerjena predvsem na obliko pogojne variance, zato je enačba pogojne pričakovane vrednosti navadno zelo preprosta (Alexander, 2001, str. 69-70). Kopičenje nestanovitnosti, prisotno na finančnih trgih, je upoštevano v enačbi pogojne variance. Drugače je pri klasičnih modelih, ki imajo obravnavajo zgolj enačbo pričakovane odnosnosti (brezpogojne), zatorej ne obravnavajo kopičenja nestanovitnosti.

5.4.1 Enačba pogojne pričakovane donosnosti ARCH modela

Oblika pogojne pričakovane donosnosti je lahko zelo različna. Uporabijo se lahko najbolj preproste ter na drugi strani zelo kompleksne oblike[17]. Dobro je, da ekonometrik izbere obliko enačbe z malo parametri, saj je v nasprotnem primeru ogrožena uspešna rešitev modela. Obliko pogojne pričakovane vrednosti predstavljajo standardni linearni regresijski modeli. Če časovna vrsta vsebuje avtokorelacijo med vrednostmi odvisne spremenljivke, je potrebno uporabiti avtoregresivno obliko pogojne pričakovane vrednosti. Večinoma je dovolj že preprosti avtoregresivni oziroma AR(1) model (*ang. autoregressive model*), ki glede na število v oklepaju obravnava razmerje med odvisno spremenljivko in njenim prvim odlogom (Alexander, 2001, str. 69-70).

[17] Najpreprostejša oblika enačbe pogojne pričakovane vrednosti je: $y_t = c + u_t$, kjer c predstavlja konstanto, ki je enaka povprečju odvisne spremenljivke. Pogojne pričakovane donosnosti so lahko izračunane z različnimi AR in ARMA modeli, kar se označi z AR-GARCH in ARMA-GARCH oznakami.

V okviru raziskave diplomskega dela je enačba pričakovane donosnosti definirana na podlagi AR modela brez konstante in z enim odlogom. Pri najenostavnejšem avtoregresivnem modelu prvega reda je pričakovana donosnost r_t pojasnjena z lastno vrednostjo iz enega obdobja nazaj. Če je obdobje opredeljeno kot dan, je današnja donosnost r_t odvisna od njene včerajšnje vrednosti:

$$r_t = \rho r_{t-1} + u_t \tag{5.5}$$

V enačbi r_{t-1} predstavlja vrednost donosnosti v času $t-1$ in ρ koeficient odloga, ki je konstanta in vrednost katerega govori o stabilnosti procesa. Model bo stacionaren le, če bo veljalo, da je $|\rho| < 1$.[18] Parameter u_t predstavlja odklone donosnosti, ki se porazdeljujejo normalno s pričakovano vrednostjo enako nič in s časovno odvisno varianco:

$$u_t | I_t \sim N\left(0, \sigma_t^2\right). \tag{5.6}$$

Odkloni imajo naslednjo obliko:

$$u_t = \varepsilon_t \sqrt{\sigma_t^2}\ , \tag{5.7}$$

kjer so ε_t [19] odkloni spremenljivke u_t in hkrati standardizirane spremenljivke s konstantno varianco $\sigma^2_\varepsilon = 1$. σ^2_t predstavlja pogojno varianco modela oziroma varianco odklonov u_t, ki je odvisna od časa t. Gornja oblika standardiziranih odklonov omogoča, da brezpogojna momenta nista pod vplivom strukture u_t in da s tem ohranjata nespremenljivost v času. Brezpogojna momenta sta konstantna, saj so odkloni u_t v enačbi (5.7) nekolerirani ter imajo srednjo vrednost enako 0. To pomeni, da odkloni sledijo procesu belega hrupa (*ang. white noise*).[20]

Na tem mestu je razlika med klasičnimi in sodobnimi modeli najbolj razvidna. V klasičnih modelih je donosnost modelirana tako, da so njeni odkloni opredeljeni v okviru procesa identične in neodvisne porazdelitve (t. i. i.i.d.), kar pa za številne finančne trge ne

---

[18] Ko velja $|\rho| > 1$, časovna serija »eksplodira« oz. raste $y_t \rightarrow \pm \infty$, ko $t \rightarrow \infty$; ko velja $|\rho| = 1$, časovna serija predstavlja model (*ang. random walk*), ko velja, da cene pravilno odsevajo vse relativne informacije na trgu.

[19] Odkloni so slučajne spremenljivke in se jih zato lahko opiše s pričakovano vrednostjo $E(u_t)$ ter odkloni oziroma ε_t.

[20] Če je model stohastičen in hkrati stacionaren, se lahko odklone regresijskega modela izrazi kot proces belega hrupa (Alexander, 2001, str. 329). Se pravi, da bo model pravilno določen, ko bodo odkloni neodvisne in identično porazdeljene slučajne spremenljivke z ničelno pričakovano vrednostjo ter konstantno varianco.

zadostuje.[21] Pri donosnostih za krajša časovna obdobja (dan, ura, ...) je pogosto opaziti avtokorelacijo (zaporedni členi, odvisni med seboj), kar pomeni, da odkloni niso neodvisni (Alexander, 2001, str. 63). Raziskovalci so v odklonih navadnih regresijskih modelov poleg avtokoleracije zaznali še heteroskedastičnost (spreminjanje v času). Za razliko od klasičnih modelov so donosnosti v ARCH modelih opredeljene tako, da upoštevajo obe omenjeni lastnosti odklonov, ki izhajajo iz enačbe pričakovane donosnosti. Omenjeno omogoča enačba pogojne variance.

5.4.2 Enačba pogojne variance ARCH modela

ARCH model je oblikovan tako, da omogoča modeliranje in napovedovanje pogojne variance. Brezpogojna varianca modela se (za razliko od brezpogojne variance, ki je konstantna) spreminja v času. Model s tem upošteva kopičenje nestanovitnosti, ki je pogosto prisotno v finančnih časovnih vrstah. Z drugimi besedami: upošteva značilnost menjavanja obdobij z značilnimi visokimi nestanovitnostmi ter obdobja z nizkimi nestanovitnostmi (Harris et al., 2003, str. 213).

Pogojna varianca donosnosti predstavlja varianco, izpeljano iz porazdelitvene funkcije odklonov (Bollerslev, Engle, Nelson, 1994, str. 2962), ki sledijo iz enačbe pričakovane donosnosti r_t. ARCH model z oblikovanjem pogojne variance ne ocenjuje le vrednost pričakovane donosnosti (r_t) kot enostavna regresijska analiza, temveč poišče tudi varianco odklonov.[22]

V preprostem ARCH(p) modelu je pogojna varianca formulirana kot linearna funkcija kvadratov odklonov donosnosti (u^2_t). Število p v oklepaju predstavlja stopnjo avtoregresije oziroma stopnjo ARCH procesa. Se pravi; ko je p enak ena, je pogojna varianca v času t odvisna le od odklonov donosnosti iz obdobja $t-1$ (Bollerslev, Engle, Nelson, 1994, str. 2967; Alexander, 2001, str. 71). Oblika pogojne variance σ^2_t se v matematični obliki zapiše kot:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + ... + \alpha_p u_{t-p}^2 \tag{5.8}$$
$$\alpha_0 > 0, \alpha_1, ..., \alpha_p \geq 0$$

[21] Za odklone modelov u_t velja, da so neodvisne in identično porazdeljene spremenljivke s pričakovano vrednostjo *0* ter konstantno varianco σ^2 za vse t (v nadaljevanju označeno z $u_t \sim IID\ (0,\sigma^2)$). Pričakovana vrednost in varianca spremenljivke r_t sta konstantni ter časovno neodvisni.

[22] »Regresijska analiza se ukvarja s proučevanjem odvisnosti ene spremenljivke (odvisne) od ene ali več drugih spremenljivk (pojasnjevalnih) z namenom, da oceni ali predvidi povprečno vrednost prve spremenljivke ob danih oziroma fiksnih vrednostih drugih spremenljivk« (Pfajfar, 1998, str. 29).

Koeficienti α povejo, kakšen je odziv nestanovitnosti (σ^2_t) na tržna gibanja. Za koeficient α_0, ki je konstanta, se zahteva pozitivnost in za druge koeficiente nenegativnost. Omenjeno zagotavlja, da bo v primeru velike tržne spremembe v času od *t-1* pa vse do *t-q*, le-ta vplivala na povečanje pogojne variance oziroma nestanovitnosti (Alexander, 2001, str. 71). Parametra α_0 in α_1 ne smeta biti negativna, ker je drugače rezultat lahko negativna varianca, kar pa teoretično ni možno. Proces je stacionaren, če velja, da je vsota vseh pozitivnih koeficientov ARCH procesa manjša od ena.

Engle je predpostavljal, da medtem ko je neodvisna varianca odklona konstantna, se časovno odvisna varianca spreminja v času. Ta predpostavka je omogočila razlago lastnosti gibanj variance in hkrati ocenjevanje parametrov pogojne variance ter pogojne pričakovane vrednosti (Andersen et al., 2004, str. 14).

Obravnavani model, kljub nekonstantni pogojni varianci, še vedno ohranja stacionarnost. Raziskovalci so ugotovili, da je odvisnost variance le začasna (*ang. temporal dependence*), zato je le-ta opisana s kratkoročno porazdelitveno funkcijo. Dolgoročna porazdelitvena funkcija, ki jo določata brezpogojna momenta, pa ostaja še vedno konstantna v času in stacionarnost zato ni ogrožena. Pojem stacionarnosti se namreč nanaša na dolgoročno varianco ter dolgoročno pričakovano donosnost (Harris, Sollis, 2001, str. 215).

5.4 GARCH MODELI

Empirične uporabe ARCH modela na trgih kapitala zahtevajo veliko število odlogov in s tem veliko število koeficientov (Bollerslev, Engle, Nelson, 1994, str. 2968), kar otežuje računanje. ARCH modeli zato niso pogosto uporabljeni za ocenjevanje nestanovitnosti finančnih trgov. Bollerslev-ov (1986) model generalizirane avtoregresivne časovno odvisne heteroskedastičnosti ali krajše GARCH model (*ang. Generalized Autorregressive Conditional Heteroscedasticity*), ki je oblikovan na osnovi Englovega modela, je veliko bolj prilagodljiv in zato tudi bolj uporaben (Alexander, 2001, str. 71).

Bollerslev je ARCH model razširil, da bi dosegel večjo prilagodljivost strukture odlogov.[23] GARCH model je namreč enak neskončnemu ARCH modelu z eksponentno padajočimi koeficienti odlogov (Alexander, 2001, str. 72). Model v enačbi pogojne variance vključuje (poleg preteklih odklonov donosnosti) tudi odloge pogojne variance (σ^2_{t-1}, σ^2_{t-2},… σ^2_{t-q}) (Harris, Sollis, 2003, str. 220).

[23] Problem pri ARCH modelu z več odlogi je, da velikokrat krši omejitve o nenegativnosti, ki so potrebne za ohranitev pozitivne pogojne variance. Z GARCH modelom je Bollerslev dosegel zadovoljitev omenjenih omejitev (Mills, 2002, str. 133).

GARCH modeli pomenijo pravo revolucijo na področju ocenjevanja ter napovedovanja donosnosti. Poleg tega, da so izredno praktični ter relativno preprosti modeli, številne raziskave dokazujejo uporabnost GARCH modelov na področju trgov kapitala. Akgiray na primer (1989) ugotavlja, da ti modeli, uporabljeni na ameriškem kapitalskem trgu, nudijo v primerjavi s klasičnimi, boljše rezultate.[24] Prav tako Brailsford in Faff (1996), Pagan in Schwert (1990) ter West in Cho (1995) potrjujejo dobre empirične sposobnosti omenjenih modelov. Dvome o primernosti ARCH modelov sta razblinila tudi Andersen in Bollerslev (1998).
Znanstveniki so razvili številne različice GARCH modela in s tem pri modeliranju nestanovitnosti (poleg kopičenja nestanovitnosti) omogočili upoštevanje tudi učinka vzvoda. GARCH modeli se med seboj razlikujejo glede na upoštevane lastnosti trgov, ki so zajete v enačbi pogojne variance. V glavnem se modeli delijo na dve skupini: simetrični in asimetrični GARCH modeli. Prvi upoštevajo le nestanovitnost donosnosti, drugi pa še učinek vzvoda oziroma asimetrijo, prisotno na kapitalskem trgu.

Večina GARCH modelov, uporabljenih v praksi, predvideva, da se odkloni donosnosti porazdeljujejo normalno. Kljub vsemu imajo brezpogojne porazdelitve donosnosti, generirane s pomočjo teh modelov nekoliko debelejše repe. Razlog je v časovno spreminjajoči se pogojni varianci (Alexander, 2001, atr. 82). Obstajajo pa tudi modeli, ki predvidevajo nenormalno porazdelitev odklonov donosnosti. Eden takšnih je *t*-GARCH model, ki upošteva Studentovo *t*-porazdelitev donosnosti. Diplomsko delo temelji na osnovni obliki GARCH modelov, ki predvidevajo normalno porazdelitev.

Ocenjevanje kovarianc je v smislu vrednotenja naložb enako pomembno kot ocenjevanje nekonstantne nestanovitnosti. Donosnosti naložb so poleg pričakovanih tržnih donosnosti in njihovih varianc odvisne tudi od gibanj medsebojnega vpliva individualne in tržne donosnosti. Takšno medsebojno razmerje donosnosti ponazarja njuna kovarianca, ki se prav tako spreminja v času. Časovno odvisne kovariance obravnavajo multivariatni[25] GARCH modeli, ki pa presegajo okvir diplomskega dela.

5.4.1 GARCH(p,q) model

Daljši zapis splošnega GARCH(p,q) modela opredeljuje število posameznih parametrov, vključenih v modelu. GARCH model je model s p številom časovnih odlogov (*ang. lags*) ter q-to stopnjo avtoregresije oziroma ARCH procesa. Pri obravnavanju dnevne donosnosti to pomeni, da je trenutna nestanovitnost odvisna od nestanovitnosti, realiziranih v preteklih

[24] Pod pojmom klasični modeli se razume modele, ki predpostavljajo časovno neodvisno varianco oziroma brezpogojno varianco. To pomeni, da ne upoštevajo avtoregresivne heteroskedastičnosti in s tem kopičenja nestanovitnosti.
[25] GARCH modeli, predstavljeni v diplomskem delu, so univariatni, kar pomeni, da obravnavajo le nestanovitnost posamezne naložbe.

q dnevih, ter kvadratov odklonov donosnosti, realiziranih v preteklih p dnevih. Navadno je pri proučevanju finančnih časovnih vrst dovolj že GARCH (1,1) model (Alexander, 2001, str. 71-75).

Celovit in najbolj splošen GARCH (p,q) model, ko p ponazarja stopnjo odloga, q pa stopnjo ARCH procesa, ima naslednjo obliko odklonov:

$$u_t = \varepsilon_t \left(\alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i u_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \sigma_{t-j} \right)^{\frac{1}{2}} \qquad i = 1,..., p \qquad j = 1,..., q, \tag{5.9}$$

pri čemer $\varepsilon_t \sim NID(0,1)$ in $q \geq 0$, $p > 0$; $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$ in $\beta_j \geq 0$. Pogojna varianca σ^2_t je funkcija odlogov vrednosti u^2_t ter lastnih odlogov:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + ... + \alpha_p u_{t-p}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + ... + \beta_q \sigma_{t-q}^2 \tag{5.10}$$

Vrednosti parametrov α in β določajo kratkoročno dinamiko določene časovne vrste. β je koeficient odlogov in njegova visoka vrednost nakazuje, da vpliv šokov na časovno vrsto potrebuje veliko časa, da zamre. Nestanovitnost je takrat vztrajna. Koeficient α kaže stopnjo odklona. Visok α pomeni zelo intenzivno odzivnost nestanovitnosti na tržna gibanja. Ko velja, da je α relativno visok in β relativno nizek, je funkcijska oblika nestanovitnosti zelo koničasta. Vpliv koeficientov α in β na funkcijsko obliko nestanovitnosti je grafično prikazan v prilogi A. Glede na to, da velja $\alpha_0 > 0$ in $\alpha_1,...,\alpha_p \geq 0$ ter da so odkloni kvadrati, model upošteva tako pozitivne kot tudi negativne vplive preteklih gibanj na povečanje vrednosti pogojne variance (Alexander, 2001, str. 71-73).

5.5 SIMETRIČNI GARCH MODEL

Osnovni GARCH model je simetrični model, saj predvideva simetrični odziv nestanovitnosti na tržne spremembe. Z drugimi besedami to pomeni, da odkloni donosnosti u_t v enačbo pogojne variance vedno vstopajo kot kvadrati vrednosti. Pomembna je le jakost spremembe in ne njen predznak (Alexander, 2001, str. 79).

Največkrat uporabljenni GARCH model je simetrični GARCH(1,1) model. Model je relativno preprost in povrhu tega daje zelo dobre ocene napovedi nestanovitnosti z naslednjo obliko pogojne variance:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 . \tag{5.11}$$

Tudi za ta model veljajo enake predpostavke kot pri splošnem GARCH(*p,q*) modelu, in sicer: $\alpha_0 > 0$, $\alpha_1, \beta \geq 0$ in $u_t \sim N\left(0, \sigma_t^2\right)$.

Iz ocenjenega GARCH modela se lahko relativno preprosto sklepa o prihodnjih nestanovitnostih donosnosti. Za napovedi, ki temeljijo na GARCH modelu, je značilno, da se bližajo dolgoročni vrednosti nestanovitnosti (*ang. mean-revert*) $\hat{\sigma}^2$, in sicer s hitrostjo, ki jo določajo ocenjeni koeficienti modela. Manjša kot je vsota α_1 in β, hitreje bo nestanovitnost konvergirala k svoji dolgoročni vrednosti (razvidno iz enačbe (5.14)) (Alexander, 2001, str. 101).

Dobra stran GARCH modelov je, da se lahko za katerokoli prihodnje obdobje nestanovitnost napove na podlagi enega samega ocenjenega modela. To omogoča preprost analitičen izračun dolgoročne nestanovitnosti. Modeli, ki temeljijo na drsečih sredinah in predpostavki o konstantni varianci, tega ne omogočajo (Alexander, 2001, str. 99).

Napoved nestanovitnosti donosnosti za en dan naprej (r_{t+1}) je:

$$\hat{\sigma}_{t+1}^2 = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 u_t^2 + \hat{\beta}\hat{\sigma}_t^2 . \tag{5.12}$$

Če bo $\hat{\beta}$, ki je koeficient odložene pogojne variance (*ang. lagged conditional variance*) enak recimo 0,9, bo to pomenilo, da 90 odstotkov šoka v varianci ostane še naslednji trgovalni dan. Če bo vrednost $\hat{\alpha}_1$ enaka 0,8, bo veljalo, da je 80 odstotkov odziva variance pogojeno s tržnim gibanjem.

Poleg napovedovanja nestanovitnosti za naslednji dan, je možno napovedati tudi nestanovitnost za več dni vnaprej. Napovedovanje nestanovitnosti za *j* dni naprej je možno s formulo: [26]

$$\hat{\sigma}_{t+j}^2 = \hat{\alpha}_0 + (\hat{\alpha}_1 + \hat{\beta})\hat{\sigma}_{t+j-1}^2 . \tag{5.13}$$

Vrednost dolgoročne nestanovitnosti $\hat{\sigma}^2$, h kateri se dnevne nestanovitnosti bližajo, je torej mogoče izračunati z izenačenjem $\hat{\sigma}_{i+j}^2 = \hat{\sigma}^2$ za vse *j*. Dolgoročna nestanovitnost ima zato naslednjo obliko:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\hat{\alpha}_0}{1 - \hat{\alpha}_1 - \hat{\beta}} . \tag{5.14}$$

[26] Odkloni donosnosti v času $t+j$ so neznani za $j>0$, vendar *velja* $E(u^2_{t+j})=\sigma^2_{t+j}$.

5.6 ASIMETRIČNI GARCH MODELI

V nekaj preteklih letih je učinek vzvoda postal izredno opazen, še posebno na trgu delnic. To pomeni, da nestanovitnost narašča bolj takrat, ko cene vrednostnih papirjev padajo. Zaradi tega so znanstveniki začeli dvomiti v sposobnost simetričnih modelov (Alexander, 2001, str. 79) in začeli uporabljati asimetrične modele. Med njimi so pogosto uporabljeni E-GARCH, A-GARCH in GJR model.

5.6.1 E-GARCH model

Prvi asimetrični model, ki je vzbudil akademsko pozornost, je Nelsonov (1991) E-GARCH model oziroma eksponentni GARCH (*ang. exponential GARCH*). Z opredelitvijo pogojne variance v logaritemski obliki se je Nelson izognil problemu zagotavljanja pozitivnih parametrov. Poleg tega mu je omenjena oblika omogočila upoštevanje tako pozitivnih kot tudi negativnih šokov.
Pogojna varianca E-GARCH modela je definirana:

$$\ln \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha_2 \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \beta \ln \sigma_{t-1}^2 , \qquad (5.15)$$

kjer parametra α_1 in α_2 predstavljata odvisnost pogojne variance od nenadnih sprememb na trgu oziroma šokov. Koeficient α_1 upošteva absolutne vrednosti sprememb, α_2 pa negativne in pozitivne šoke. Če je na trgu prisotna asimetrija oziroma učinek vzvoda, bo α_2 negativen. Za ohranitev stacionarnosti v modelu mora biti upoštevan pogoj $|\beta| < 1$ (Larsson, 2001, str. 15). Napoved nestanovitnosti je pri tem modelu naslednja:

$$\ln \hat{\sigma}_{t+1}^2 = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \frac{|u_t|}{\sqrt{\hat{\sigma}_t^2}} + \hat{\alpha}_2 \frac{u_t}{\sqrt{\hat{\sigma}_t^2}} + \hat{\beta} \ln \hat{\sigma}_t^2 . \qquad (5.16)$$

5.6.2 A-GARCH model

Asimetrični GARCH model (*ang. asymetric GARCH*) sta oblikovala Engle in Ng (1993). Njegova prednost pred E-GARCH modelom je v tem, da je lažje ocenljiv. Pogojna varianca modela se glasi:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 (u_{t-1} - \lambda)^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \ , \qquad (5.17)$$

ob tem veljata zahtevi: $\alpha_0 > 0$ in $\alpha, \beta, \lambda, \geq 0$ (Alexander, 2001, str. 80). Parameter λ predstavlja koeficient vzvoda. Kadar bo u_{t-1} negativen, bo povečanje nestanovitnosti večje, kot če bi bil u_{t-1} pozitiven pri isti vrednosti.

Napovedovanje nestanovitnosti s pomočjo A-GARCH modela je možno na preprost analitičen način. Enačba za prihodnjo nestanovitnosti je podobna enačbi za oceno nestanovitnosti.

$$\hat{\sigma}_{t+1}^2 = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \left(u_t - \hat{\lambda}\right)^2 + \hat{\beta}\hat{\sigma}_{t-1}^2 \tag{5.18}$$

Podobno kot pri GARCH(1,1) modelu, se lahko tudi pri A-GARCH modelu na analitičen način izračuna dolgoročno nestanovitnost. Če se izenači σ^2_{i+j} z σ^2, ima dolgoročna nestanovitnost obliko:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}\hat{\lambda}^2}{1 - \hat{\alpha}_1 - \hat{\beta}} \ . \tag{5.19}$$

Iz enačbe je razvidno, da koeficient vzvoda λ vpliva na povečanje dolgoročne nestanovitnosti. Ocena dolgoročne nestanovitnosti z A-GARCH modelom naj se ne bi razlikovala od ocene z GARCH modelom (Alexander, 2001, str. 99).

5.6.3 GJR model

GJR model je pri analiziranju nestanovitnosti donosnosti zelo pogosto uporabljen model, ki so ga vpeljali Glosten, Jagannathan in Runkle (1993).[27] Gre za razširjeno obliko preprostega GARCH modela. Linearnemu modelu je namreč dodana binarna spremenljivka (*ang. dummy variable*), ki omogoča upoštevanje asimetričnih učinkov. Pogojna varianca modela ima zato obliko:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 S_{t-1}^- u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \tag{5.20}$$

S je binarna spremenljivka, ki v primeru vrednosti $u_{t-1} < 0$ zavzema vrednost 1, drugače pa 0. Pozitivni učinki so ocenjeni prek parametrov α in β in negativni učinki prek vsote parametrov α_1 in α_2 (Kasch-Haroutounian, Price, 2001, str. 96).

[27] Ime modela izhaja iz začetnic njegovih avtorjev.

Model (tako kot GARCH(1,1)) zahteva pozitivnost parametrov. Za zagotovitev pozitivne variance mora veljati, da so α_1, α_1 in β pozitivni ter da je $\alpha_2 + \alpha_1 \geq 0$. Ocena prihodnje nestanovitnosti je tako:

$$\hat{\sigma}_{t+1}^2 = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 u_t^2 + \hat{\alpha}_2 S_t^- u_t^2 + \hat{\beta}\hat{\sigma}_t^2 \tag{5.21}$$

6 KRITERIJI PRIMERNOSTI MODELOV

Modeliranje nestanovitnosti je upravičeno le, če rezultati nudijo dodatne relevantne informacije (potrebne pri vrednotenju opcij, obvladovanju tveganja in upravljanju premoženja). Različni modeli dajejo različne ocene nestanovitnosti in s tem tveganja. Le dobre ocene modelov ter napovedi imajo praktično vrednost, saj je ocena tveganja ključna pri naložbenih odločitvah. Ekonomisti so razvili številne kriterije, ki služijo preverjanju kakovosti ocen tveganja modelov. Izbira kriterijev mora biti zato v skladu z namenom uporabe ocen in napovedi, pridobljenih na podlagi modelov (Andersen, Bollerslev, 1998, str. 885). Kriteriji se med seboj razlikujejo in dajejo hkrati različne rezultate. Ekonometrik mora izbrati pravi kriterij, ki bo (glede na potrebe), izločil najboljše modele. Nekateri modeli ocenjevanja nestanovitnosti dajejo boljše ocene za napovedi centralnih vrednosti, drugi pa boljše napovedi za ekstremne vrednosti (Alexander, 2001, str. 119).

V splošnem kriteriji temeljijo na primerjavi dejanskih in ocenjenih nestanovitnosti. Ponavadi analitik oceni parametre posameznega modela za določeno obdobje. Na podlagi teh ocen nato napove nestanovitnost za obdobje, za katerega že pozna dejanske nestanovitnosti. Manjše kot so razlike med izračunanimi in napovedanimi nestanovitnostmi, boljši je model.

Podobne razlike so računali številni ekonomisti. Brailsford in Faff (1996) sta na primeru avstralskega trga pokazala, da so ocene primernosti modelov za napovedovanje gibanja variance občutljive na izbor kriterijev. GARCH modeli, ovrednoteni v diplomskem delu, so ocenjeni na podlagi standardnih simetričnih ter asimetričnih funkcij izgube (*ang. loss functions*), kakršne sta uporabila Brailsford in Faff. Simetrični kriteriji so srednja napaka ali ME (*ang. mean error*), srednja absolutna napaka ali MAE (*ang. mean absolute error*), koren srednje kvadratne napake ali RMSE (*ang. root mean squared error*) in srednja absolutna relativna napaka ali MAPE (*ang. mean absolute precentage error*). Asimetrična kriterija pa sta srednji kombinirani napaki z oznakama MME(U) in MME(O) (*ang. mean mixed error*). Črki v oklepajih se nanašata na ocene variance: U - podcenjene ocene (*ang. under-predictions*) ter O - precenjene ocene (*ang. over-predictions*).

6.1 SIMETRIČNI KRITERIJI

Mera ME ne omogoča razlikovanja med napakami različnega predznaka, zato nima velike veljave. Uporablja se jo kot splošni pokazatelj precenjenosti oziroma podcenjenosti napovedi (Brailsford, Faff, 1996, str. 431-432):

$$ME = \frac{1}{n}\sum_{T=1}^{n}\left(\hat{\sigma}_t^2 - \sigma_t^2\right) \ , \tag{6.1}$$

kjer je $\sigma^2{}_t$ nestanovitnost, opazovana v tekočem času, in $\hat{\sigma}_t^2$ nestanovitnost, ocenjena s pomočjo posameznega modela. MAE je podobna ME, le da napake obravnava bolj sorazmerno:

$$MAE = \frac{1}{n}\sum_{T=1}^{n}\left|\hat{\sigma}_t^2 - \sigma_t^2\right| \ . \tag{6.2}$$

Mero RMSE sta pri preverjanju GARCH modelov uporabila West in Cho (1995). Dober statistični model ocene pričakovane donosnosti bo torej tisti, ki ima majhno vrednost RMSE. RMSE je enak korenu MSE (*ang. mean squared error*). MSE je kvadratna funkcija izgube, ki napake ocen obravnava nesorazmerno. Velike napake imajo večjo težo kot majhne. Uporabna je predvsem pri ocenjevanju napovedi, kjer velike napake predstavljajo relativno večje težave (Brooks, Persand, 2003, str. 5).

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{T=1}^{n}\left(\hat{\sigma}_t^2 - \sigma_t^2\right)^2} \tag{6.3}$$

MAPE pove, kakšna je učinkovitost napovedovanja modela kot celote.

$$MAPE = \frac{1}{n}\sum_{T=1}^{n}\left|\left(\hat{\sigma}_t^2 - \sigma_t^2\right)/\,\sigma_t^2\right| \tag{6.4}$$

Dimson in Marsh (1990) sta sposobnost napovedovanja modelov preverjala s pomočjo MSE in MAE statistik. Spoznala sta, da preprosti klasični regresijski modeli prekašajo GARCH modele ter da se kompleksnost modela ne izplača. Njune ugotovitve sta upoštevala tudi Brailsford in Faff (1996) ter trditev zavrnila. Slednja sta namreč uporabila tudi mero MAPE ter asimetrične kriterije MME in ugotovila, da izbrana mera močno vpliva na rangiranje modelov. Lahko se zgodi, da ena mera model uvrsti med najboljše in druga mera med najslabše. Občutljivost rangiranja nakazuje problem izbire najboljšega modela ter hkrati problem izbire primernih statističnih mer ocenjevanja modelov.

6.2 ASIMETRIČNI KRITERIJI

Kriteriji, obravnavani v prejšnjem podpoglavju, predvidevajo, da je funkcija izgube simetrična. V realnosti pa bodo številni vlagatelji razlikovali velikost precenjene in podcenjene ocene nestanovitnosti. Zato je skorajda nujno, da se modele oceni tudi s pomočjo asimetričnih funkcij izgube.

Brailsford in Faff (1996) sta v ta namen oblikovala dva asimetrična kriterija. MME(U), ki daje večjo težo podcenjenim ocenam, in MME(O), ki poudarja težo precenjenih ocen:[28]

$$MME(O) = \frac{1}{n}\left[\sum_{t=1}^{O}\left|\hat{\sigma}_t^2 - \sigma_t^2\right| + \sum_{t=1}^{U}\sqrt{\left|\hat{\sigma}_t^2 - \sigma_t^2\right|}\right] \tag{6.5}$$

in

$$MME(U) = \frac{1}{n}\left[\sum_{t=1}^{O}\sqrt{\left|\hat{\sigma}_t^2 - \sigma_t^2\right|} + \sum_{t=1}^{U}\left|\hat{\sigma}_t^2 - \sigma_t^2\right|\right]. \tag{6.6}$$

7 OCENE MODELOV

Obstaja relativno malo raziskav o obnašanju nestanovitnosti na razvijajočih se kapitalskih trgih. Še manj tovrstnih raziskav se nanaša na trge tranzicijskih držav vzhodne Evrope (Poshakwale, Murinde, 2001, str. 446). Proučevanja nestanovitnosti na slovenskem kapitalskem trgu praktično ni. Namen diplomskega dela je zapolniti omenjeno vrzel in spodbuditi, k zanimanju za sodobna analitična orodja.

Cilj diplomskega dela ni samo proučiti nestanovitnost na domačem trgu, temveč tudi preveriti primernost sodobnih modelov za njeno ocenjevanje ter napovedovanje. GARCH modeli so namenjeni upoštevanju treh že opisanih zakonitosti finančnih trgov. Njihova uporaba bo upravičena le, če časovne vrste donosnosti tovrstne lastnosti na domačem trgu tudi izkazujejo. Pri tem je potrebno upoštevati še praktičnost informacije, ki jo ti modeli nudijo. Če tehnično zahtevnejši model kot je GARCH model, ne nudi boljših napovedi kot

[28] Če ima podcenjena ocena večjo težo, le-ta relativno bolj vpliva na povečanje vrednosti kriterija kot precenjena ocena iste jakosti.

enostavnejši modeli, ni vredno časa in stroškov za njegovo ocenjevanje (Alexander, 2001, str. 118). Za analitika bo uporaba GARCH modela smiselna, le če bo s tem pridobil kvalitetnejše informacije, kot jih dobi s preprostejšimi klasičnimi modeli.

Raziskavo slovenskega kapitalskega trga sestavljajo štirje sklopi. Prvi sklop predstavlja oblikovanje časovnih vrst. Naslednji sklop vsebuje analizo osnovnih lastnosti časovnih vrst. Sledi ji tretji sklop, v katerem so opravljene ocene izbranih modelov ter izračunane napovedi nestanovitnosti donosnosti. Zadnji sklop pa predstavlja primerjavo posameznih modelov s pomočjo zgoraj opredeljenih kriterijev.

7.1 PODATKI IN PROUČEVANO OBDOBJE

Proučevana je nestanovitnost donosnosti Slovenskega borznega indeksa (SBI20) in Indeksa obveznic (BIO) za obdobje od 1. 1. 1998 do 31. 12. 2005. Časovni vrsti vsebujeta vrednosti dnevnih donosnosti indeksov, ki so izračunane na podlagi zveznega obrestovanja (enačba (4.4)). Celoten vzorec je v nadaljevanju razdeljen na dva dela. Prvi (1998-2004) je namenjen oceni posameznih modelov, drugi (1. 1. 2005 do 31. 5. 2005) pa preverjanju kakovosti teh ocen.

Indeks SBI20 sestavljajo redne delnice 15[29] izdajateljev z borznega trga, pri čemer maksimalni delež posamezne delnice v indeksu znaša 10 odstotkov. Sestava indeksa BIO je osnovana na izdajah obveznic, ki dosegajo predpisano minimalno likvidnost. Posamezna obveznica je lahko zastopana z maksimalnim 50-odstotnim deležem. Za petletno obravnavano obdobje so uporabljene dnevne donosnosti obeh indeksov, saj donosnosti za daljša obdobja (tedenske, mesečne donosnosti) ne izkazujejo očitnih GARCH učinkov (Alexander, 2001, str. 84).

Pri oceni koeficientov GARCH modelov je izbira časovnega obdobja bistvenega pomena, saj so modeli zelo občutljivi na zakonitosti gibanja donosnosti v izbranem preteklem obdobju. Morebitna ekstremna nihanja donosnosti lahko močno vplivajo na vrednost napovedi dolgoročne nestanovitnosti in s tem na kakovost napovedi prihodnje nestanovitnosti. Še posebno to velja, če so ti edinstvenega značaja. Takšnim neponovljivim ekstremom se je mogoče izogniti z njihovo izpustitvijo iz časovne vrste. Analitik mora zagotoviti neko minimalno število opazovanj v vzorcu in na drugi strani ne sme zajemati premalo za oceno pomembnih opazovanj. Za vzorec ni dobro, da vsebuje »prestare« vrednosti opazovanj, saj le-te zmanjšujejo relevantnost modela (Alexander, 2001, str. 84-91).

---

[29] Redne delnice, vključene v indeks SBI20, morajo izpolnjevati merila, ki se nanašajo na: velikost tržne kapitalizacije delnic v prostem obtoku, povprečno absolutno dnevno velikost prometa, povprečno dnevno število poslov in vrednostnega obrata kapitalizacije. Merila skozi celotno obdobje izpolnjuje 15 slovenskih delnic, zato jih je toliko tudi vključenih v indeks.

Izbrana vzorca sta bila določena na podlagi grafičnega prikaza nestanovitnosti donosnosti indeksa delnic in obveznic (priloga B). Graf gibanja donosnosti obeh indeksov nakazuje, da je bil slovenski kapitalski trg v obdobju od leta 1995 do 1998 bolj nestanoviten kot v obdobju od leta 1998 do konca 2004. Poleg tega je v začetku leta 1997 mogoče opaziti ekstremna nihanja, ki verjetno nimajo vpliva na nestanovitnost v letu 2005. Zato se zdi izbira obdobja od 1998 do 2005 utemeljena.

7.2 LASTNOSTI ČASOVNE VRSTE

Pri oblikovanju modela za ocenjevanje nestanovitnosti je potrebno upoštevati empirične zakonitosti donosnosti, ki so prisotne na obravnavanih trgih, saj le tak model zagotavlja ustrezne ter zanesljive rezultate (Bollerslev, Engle, Nelson, 1994, str. 2963). Uporaba sodobnih GARCH modelov na slovenskem kapitalskem trgu bo torej smiselna, če bo na njem opaziti lastnosti, kot so kopičenje nestanovitnosti, porazdelitve z debelimi repi in učinek vzvoda. Omenjeni modeli so namreč namenjeni zajemanju teh treh posebnosti trgov. Analiza lastnosti izbranih časovnih vrst bo dala osnovno sliko o zakonitostih slovenskega kapitalskega trga.

Izračunani so prvi štirje neodvisni centralni momenti, ki opisujejo funkcijo porazdelitve donosnosti. Podane so tudi vrednosti dveh avtokorelacijskih koeficientov, ki dokazujeta prisotnost kopičenja nestanovitnosti ter učinka vzvoda v časovni vrsti.

Pričakovano dnevno donosnost (prvi moment) za posamezno *i*-to naložbo $E(r_i)$ pri n opazovanjih v vzorcu se izračuna kot povprečje dnevne donosnosti r_{it}:

$$E(r_i) = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} r_{it} \ . \tag{7.1}$$

Varianca dnevnih donosnosti je enaka povprečju kvadratov odklonov od pričakovanih dnevnih donosnosti. Standardni odklon dnevnih donosnosti (drugi momenti) pa je preprosto koren dnevne variance:

$$\sigma_i^2 = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} \left(r_{it} - E(r_i)\right)^2 \ , \tag{7.2}$$

$$\sigma_i = \sqrt{\sigma_i^2} \ . \tag{7.3}$$

Mera asimetrije pove, ali je bolj verjetno, da je na trgu prisotnih več majhnih izgub in s tem manj večjih dobičkov ali obratno. Porazdelitvene funkcije so lahko asimetrične v desno ali levo. Slednja pomeni, da lahko vlagatelj pričakuje več majhnih dobičkov in na drugi strani manj, a zato večjih izgub. Asimetrijo dnevnih donosnosti (tretji moment) je mogoče izračunati po naslednjem obrazcu:

$$\tau = \frac{\frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\left(r_t - E(r_i)\right)^3}{\sigma_i^3}. \tag{7.4}$$

Ali bo porazdelitvena funkcija koničasta ali sploščena, pa pove mera sploščenosti (četrti moment). Izračuna se s sledečo enačbo:

$$\kappa = \frac{\frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\left(r_t - E(r_i)\right)^4}{\sigma_i^4}. \tag{7.5}$$

Slika v prilogi C prikazuje porazdelitve donosnosti SBI20 in BIO (histograma) v primerjavi z normalno porazdelitvijo, ki jo ponazarja neprekinjena krivulja. Očitno je, da imajo obravnavane donosnosti višje in bolj koničaste vrhove ter debelejše repe porazdelitve, kot jih predvideva normalna porazdelitev.

Kopičenje nestanovitnosti (spreminjanje variance) dnevnih donosnosti pomeni, da je v procesu teh donosnosti prisotna avtokorelacija kvadratov (dnevnih) donosnosti. Avtokorelacijo se oceni s pomočjo koeficienta avtokorelacije kvadratov donosnosti $KA(r^2_t)$[30] (Alexander, 2001, str. 66):

$$KA(r_t^2) = \frac{\sum_{t=2}^{T} r_t^2 r_{t-1}^2}{\sum_{t=2}^{T} r_t^4}. \tag{7.6}$$

GARCH model dobro zajema obliko pogojne variance, če je vrednost gornjega koeficienta za standardizirane donosnosti $r^*_t = r^2_t/\sqrt{\sigma^2}$ (σ^2 ocenjena z izbranim GARCH modelom) manjša kot vrednost koeficienta za nestandardizirane donosnosti r_t.

Kadar je v časovni vrsti prisoten učinek vzvoda (nestanovitnost večja na trgih s padajočimi cenami), bo avtokorelacijski koeficient prvega reda med odloženimi donosnostmi in

[30] Osnovni test za oceno statistične značilnosti avtokorelacije je Box Piercov LM-test. Če je T velikost vzorca in $\varphi(n)$ avtokorelacija n-te stopnje, velja: $Q = T\sum_{n=1}^{p}\varphi(n)^2$. Test se preverja s χ^2 porazdelitvijo s p st. prostosti.

kvadrati trenutne donosnosti visok ter negativen (Alexander, 2002, str. 68-69). Izračun koeficienta je možen s formulo:

$$KA(r_{t-1}, r_t^2) = \frac{\sum_{t=2}^{T} r_t^2 r_{t-1}}{\sqrt{\sum_{t=2}^{T} r_t^4 \sum_{t=2}^{T} r_{t-1}^2}}. \tag{7.7}$$

Tabela 1 podaja opisne statistike donosnosti indeksov SBI20 in BIO. Mera asimetrije (4) za indeks SBI20 znaša 0,2210 in za BIO -0,6811. Donosnosti prvega indeksa so nekoliko asimetrične v desno (več majhnih izgub in na drugi strani manj večjih dobičkov) in donosnosti drugega indeksa v levo. Za normalno porazdelitveno funkcijo namreč velja, da je mera asimetrije enaka 0.

Rezultati potrjujejo domnevo o debelejših repih porazdelitve časovnih vrst. Za normalno porazdelitveno funkcijo se predvideva vrednost mera sploščenosti (5) enaka 3. Obe ocenjeni časovni vrsti imata mero sploščenosti višjo od 3, kar pomeni, da so repi porazdelitvene funkcije debelejši, kot jih predvideva normalna porazdelitev. Izjemni dogodki ali izjemne negativne donosnosti so tako pogostejše in večje, kot če bi se donosnosti porazdeljevale normalno. Poleg tega je mera sploščenosti relativno visoka in kaže na visoke koničaste vrhove porazdelitve. Še posebno so ti očitni pri indeksu obveznic BIO. Prisotnost debelih repov ter koničastih vrhov v porazdelitvenih funkcijah indeksov potrjuje tudi Jarque-Bera statistika (statistika za preverjanje normalnosti).[31] Ničelno hipotezo, da so porazdelitvene funkcije normalne se lahko zavrne že pri 0,1-odstotni stopnji zaupanja.

Analiza avtokorelacijskih koeficientov (8 in 9) in njihovih statističnih značilnosti dovoljujejo sklep, da obe časovni vrsti sledita procesu avtoregresije prve stopnje. Prvi koeficient avtokorelacije nakazuje prisotnost avtokorelacije med kvadrati donosnosti obeh indeksov. To pomeni, da je za obe časovni vrsti značilno kopičenje nestanovitnosti, (kar je bilo razvidno že iz slik 5 in 6). Omenjeno potrjuje tudi Box-Piercov LM-test[32] (10). Glede na $Q(KA(r^2_t))$ so donosnosti indeksov avtokorelirane (z njihovimi odlogi prve stopnje) pri stopnji značilnosti 0,5 odstotka.

---

[31] $JB = n\left[\frac{\tau^2}{6} + \frac{\kappa^2}{24}\right]$, kjer je n velikost vzorca. *JB* se porazdeljuje asimptotično kot χ^2 porazdelitev dvema stopinjama prostosti.

[32] Box-Pierce statistika se porazdeljuje asimptotično kot χ^2 porazdelitev s *p* (število odlogov) stopinjami prostosti. Če je izračunana vrednost χ^2 večja od tabelirane χ^2_c, se zavrne ničelno domnevo. Pri stopnji značilnosti 0,01 znaša $\chi^2_c = 6{,}6349$.

Tabela 1: Parametri porazdelitvene funkcije donosnosti SBI20 (1998-2004) in BIO (1998-2004) ter pokazatelji avtokorelacije

		SBI20	BIO
(1)	št. opazovanj	1754	1754
(2)	pričakovana dnevna donosnost	0,0090239	0,0015071
(3)	standardni odklon	0,9937620	0,0895669
(4)	mera asimetrije	0.2210027	-0,6810819
(5)	mera sploščenosti	15.78436	193,4079
(6)	mera asimetrije odklonov donosnosti[33]	**3,873952**	**12,98291**
(7)	mera sploščenosti odklonov donosnosti	**33,09247**	**262,4798**
(8)	JB	18222,7	2733936
(8)	$KA(r^2_t)$	0,316360263	0,483744345
(9)	$KA(r_{t-1}, r^2_t)$	0,080167248	-0,31339091
(10)	$Q(KA(r^2_t))$	118,3432	170,0405
(11)	$Q(KA(r_{t-1}, r^2_t))$	11,2725	17,2267
(12)	ADF test*	- 32,333	-57,768

*Augmented Dickey Fulller: test za preverjanje stacionarnosti v časovni vrsti. Mackinnonova kritična vrednost za zavrnitev hipoteze pri 1-odstotni stopnji zaupanja je -3,4453 (če je izračunana vrednost večja od mejne vrednosti, se hipotezo zavrne).

Vir: Lastni izračuni.

Za indeks BIO je drugi koeficient, koeficient avtokorelacije za preverjanje učinka vzvoda, negativen in statistično značilen. To pomeni, da je na trgu obveznic prisoten učinek vzvoda, ki ga ni moč zajeti s simetričnim GARCH modelom. Isti koeficient je za indeks SBI20 pozitiven, kar pa ne pomeni nujno, da na trgu delnic ni prisotnega učinka vzvoda. Za natančnejšo analizo bi bil potreben kompleksnejši test.

Rezultati lastnosti porazdelitvene funkcije donosnosti indeksov SBI in BIO so primerljivi z ugotovitvami Kasch-Haroutounian in Pricea (2001) za trge Madžarske, Češke, Poljske in Slovaške. Omenjeni trgi imajo prav tako porazdelitvene funkcije donosnosti z značilnimi debelimi repi in visokimi vrhovi. Poleg tega je za vse te trge značilna asimetrija v levo, ki pa je za slovenski trg značilna le pri donosnosti indeksa BIO. Obe raziskavi, tako za slovenski trg kot tudi za trge vzhodne Evrope, potrjujeta prisotnost serijske korelacije oziroma kopičenja nestanovitnosti.

S povzemanjem ugotovitev je možno trditi, da imata časovni vrsti donosnosti na slovenskem kapitalskem trgu lastnosti, ki jih klasični modeli ocenjevanja nestanovitnosti ne upoštevajo. S tem je pri analiziranju nestanovitnosti trga uporaba GARCH modelov upravičena.

[33] Podatka pod (6) in (7) sta pomembna za primerjavo, ki sledi na strani 41.

7.3 PREVERJANJE PRISOTNOSTI KOMPONENTE ARCH V ČASOVNI VRSTI

Kopičenje nestanovitnosti pomeni, da se napake ocen nestanovitnosti spreminjajo v času oziroma, da niso homoskedastične (Gujarati, 1995, str. 437). Ugotovitev gornje analize, da je kopičenje nestanovitnosti na slovenskem kapitalskem trgu prisotno, se lahko dodatno preveri. Bollerslev (1986) priporoča test s pomočjo preprostega regresijskega modela.

Izhodišče testa je regresijski model donosnosti ter njene pretekle vrednosti:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + u_t, \tag{7.8}$$

pri tem y_t predstavlja donosnosti, y_{t-1} odložene donosnosti za eno obdobje, β_0 konstanto, β_1 koeficient odloga in u_t napako oziroma odklon modela.[34] Upoštevana je predpostavka o odvisnosti napake modela u_t od informacij, dosegljivih v času $t-1$. Napaka u_t se porazdeljuje normalno z ničelno pričakovano vrednostjo in varianco, odvisno od časa ($\alpha_0 + \alpha_1 u^2_{t-1}$), torej velja $u_t \sim N[0,(\alpha_0 + \alpha_1 u^2_{t-1})]$. Rezultat regresijskega modela so ocenjene vrednosti u_t, ki služijo za preverjanje prisotnosti avtoregresivne pogojne heteroskedatičnosti. Kadar velja naslednja ničelna hipoteza:

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = ... = \alpha_p = 0, \tag{7.9}$$

omenjena lastnost ni prisotna v časovni vrsti. Takrat je brezpogojna varianca enaka $var(u_t)=\alpha_0$ in časovna vrsta je zato homoskedastična. Ničelno hipotezo se oceni z naslednjim regresijskim modelom med kvadrati odklonov ter njihovimi prvimi odkloni:

$$\hat{u}_t^2 = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 u_{t-1}^2, \tag{7.10}$$

kjer je $\hat{u}$ ocenjen z metodo navadnih kvadratov iz originalnega regresijskega modela. Hipoteza se preverja z F statistiko (Gujarati, 1995, str. 437-438). Drugi način preverjanja hipoteze zahteva, da se velikost vzorca n pomnoži z determinacijskim koeficientom R^2 regresije, rezultat pa se preveri s χ^2 porazdelitvijo z 1 stopinjo prostosti.

Na podlagi podatkov, zapisanih z mastnimi črkami v tabelah v prilogi D, se lahko tako pri SBI kot tudi pri BIO, in sicer pri stopnji zaupanja 0,01, zavrne ničelno domnevo, da sta vzorca homoskedastična. Možno je sklepati, da je v obeh časovnih vrstah prisotna

[34] Glede na to, da diplomsko delo obravnava preproste modele, ki predvidevajo prvo stopnjo odklona, se tudi test nanaša le na to stopnjo. Regresijski model za stopnjo k je naslednji: $y_t = \beta_1 x_t + ... + \beta_p x_{pt} + u_t$.

avtoregresivna pogojna heteroskedastičnost, kar nadalje opravičuje uporabo GARCH modelov.

7.4 OCENA PARAMETROV MODELOV

Ocena parametrov posameznih modelov je eden bistvenih delov raziskave nestanovitnosti slovenskega kapitalskega trga. Glede na zahtevnost izračuna parametrov, se modeli med seboj zelo razlikujejo. Model RW na primer praktično sploh ne potrebuje računanja, saj so njegove ocene nestanovitnosti kar pretekle vrednosti nestanovitnosti. Nekoliko več računanja je potrebnega pri preprostem OLS modelu. Model temelji na preprosti regresijski analizi, ki pa ni predmet diplomskega dela, postopek pa zato tudi ni prikazan. Rezultati regresije so podani v prilogi E.

Ocenjevanje parametrov GARCH modela je najzahtevnejše in je v nadaljevanju tudi prikazano. Pri simetričnih modelih je možno oceniti posamezno enačbo (enačbo pogojne variance in pričakovane donosnosti) posebej, pri asimetričnih pa je postopek nekoliko bolj zapleten (Alexander, 2001, str. 70). Ker pa je logika ocenjevanja ista, bo za razumevanje dovolj prikaz postopka na preprostem simetričnem GARCH(1,1) modelu.

7.4.1 Ocena parametrov simetričnega modela GARCH

Izhodišče za oceno parametrov GARCH modela so opazovane donosnosti, njihove odložene vrednosti ter medsebojno razmerje med le-temi. Za tekoče donosnosti r_t in donosnosti v času *t-1* se predvideva linearna odvisnost, ki je natančneje opisana že v razdelku 5.4.1:

$$r_t = \rho r_{t-1} + u_t . \tag{7.11}$$

S pomočjo enostavne regresije modela (7.11) se dobi vrednost spremenljivke u_t, za katero se zaradi prisotnosti generalizirane avtoregresivne pogojne heteroskedastičnosti predvideva naslednja oblika, ki je razložena v razdelku 5.4.2 :

$$u_t = \varepsilon_t (\sigma_t)^{\frac{1}{2}} . \tag{7.12}$$

Gornja oblika odklonov za rešitev problema zahteva uporabo funkcije verjetnosti (*ang. loglikelihood function*). Modeli GARCH upoštevajo, da je pogojna porazdelitvena funkcija normalna, kar pomeni, da se normalno porazdeljujejo tudi standardizirani odkloni teh modelov. Vendar se v praksi ti odkloni pogosto porazdeljujejo z višjimi in ožjimi vrhovi kot jih predvideva normalna porazdelitev. Za rešitev omenjenega problema sta Bollerslev in Woldrige (1992) proučila ocenjevanje navidezne maksimalne vrednosti funkcije verjetnosti (*ang. quasimaximum likelihood estimation*). Pokazala sta, da se z maksimiranjem funkcije verjetnosti (zgrajene na podlagi predpostavke o pogojni normalnosti) lahko konsistentno (ob pravilnih specifikacijah prvega in drugega momenta) oceni parametre modela. To velja kljub temu, če je resnična funkcija nenormalna (Kasch-Haroutounian, Price, 2001, str. 96).

Metoda, ki ponuja ocene parametrov, se imenuje ocena maksimalne vrednosti funkcije verjetnosti (*ang. maximum likelihood estimation*). Osnova metode je, da izbrane ocene parametrov maksimirajo funkcijo verjetnosti, in sicer ob upoštevanju določene oblike distribucijske funkcije. Na primer pri modelu GARCH (1,1) se iščejo α_0, α_1, *in* β, ki maksimirajo obravnavano funkcijo.

Splošna funkcija verjetnosti za normalno porazdeljeno spremenljivko $r_1, r_2, \ldots, r_n$ s pričakovano vrednostjo $E(r_t)$ in varianco σ^2_t je naslednja:[35]

$$L\left(E(r_t),\sigma_t^2\right)=\prod_{t=1}^{n} f\left(r_t\right). \tag{7.13}$$

V enačbi je $f(r_t)$ funkcija normalne porazdelitve donosnosti r_t. Funkcija verjetnosti gostote za normalno slučajno spremenljivko s srednjo vrednostjo $E(r_t)$ in varianco σ_t je:

$$f\left(x\right)=\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_t^2}}\right)^{\left(-\frac{\left(r_t-E(r_t)\right)^2}{2\sigma_t^2}\right)}. \tag{7.14}$$

Ocene parametrov, ki maksimirajo funkcijo verjetnosti $L(E(r_t),\sigma_t)$, se izračuna z izenačenjem parcialnih odvodov po posameznem parametru z nič, torej s pogojem:

$$\frac{\partial L_t}{\partial \theta_i}=0 \qquad i=1,\ldots,q\ , \tag{7.15}$$

kjer so θ parametri distribucijske funkcije, q pa predstavlja število parametrov.

Problem enačbe (7.13) je v tem, da njena oblika zahteva kompleksen način izračuna parcialnih odvodov. Logaritmirana oblika enačbe omogoča poenostavljeno odvajanje, saj pretvori produkt na desni strani enačbe v vsoto:

[35] Vsi obravnavani modeli v diplomskem delu predvidevajo normalno porazdelitev odklonov donosnosti.

$$\ln L\left(E(r_t),\sigma_t^2\right)=\sum_{t=1}^{n}\ln f\left(r_t\right). \tag{7.16}$$

Optimalni rešitvi enačb (7.13) in (7.16) sta enaki, zato je uporaba logaritemske oblike funkcije verjetnosti upravičena. Glede na ugotovljeno je torej potrebno enačbo normalne porazdelitvene funkcije (7.14) pretvoriti v logaritemsko obliko:

$$\ln f\left(x\right)=-\frac{1}{2}\ln\left(2\pi\right)-\frac{1}{2}\ln\sigma_t^2-\frac{1}{2}\frac{\left(r_t-E(r_t)\right)^2}{\sigma^2}. \tag{7.17}$$

Z upoštevanjem enačbe (4.6) za u_t in enačbe (7.17) ima splošna logaritemska funkcija verjetnosti za normalno porazdeljeno spremenljivko r_t s pričakovano vrednostjo $E(r_t)$ in varianco σ^2_t obliko:

$$l_t=-\frac{n}{2}\ln(2\pi)-\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{n}\ln(\sigma_t^2)-\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{n}\frac{u_t^2}{\sigma_t^2}, \tag{7.18}$$

pri čemer je n število opazovanih vrednosti, σ_t^2 pogojna varianca in u^2_t kvadrat odklona opazovane donosnosti od pričakovane.

Sledi prikaz postopnega iskanja končnih ocen na primeru posamezne donosnost r_t, kar zadostuje za osnoven vpogled v logiko ocenjevanja parametrov. Ker se postopek nanaša na posamezno donosnost in ne na celotno časovno vrsto, oznaki vsote v enačbi (7.18) izgineta. Poleg tega velja, da kadar se ocenjujejo parametri normalnega simetričnega modela GARCH, se lahko člen $ln(2\pi)$ v enačbi logaritmirane funkcije verjetnosti za posamezno opazovano vrednost r_t izključi. Člen namreč ni odvisen od r_t in s tem nima vpliva na ocene parametrov (Alexander, 2001, str. 95). Funkcija verjetnosti za posamezno donosnost je torej:

$$l_t=-\frac{1}{2}\left[\ln\sigma_t^2+\left(\frac{u_t^2}{\sigma_t^2}\right)\right]. \tag{7.19}$$

Maksimiranje gornje funkcije zahteva odvajanje in izenačenje dobljenih odvodov z nič. Rešitev odvajanja funkcije po parametrih je naslednja:

$$\frac{\partial l_t}{\partial\theta}=\left(\frac{1}{2\sigma_t^2}\right)\left[\left(\frac{u_t^2}{\sigma_t^2}\right)-1\right]g_t, \tag{7.20}$$

pri čemer je g_t vektor, ki označuje naklon funkcije verjetnosti. Ko bo vrednost vektorja enaka nič, bodo parametri določali maksimalno vrednost funkcije verjetnosti. Vektor vsebuje parcialne odvode pogojne variance po posameznih parametrih:

$$g_t = \frac{\partial \sigma_t^2}{\partial \theta}. \tag{7.21}$$

Parcialni odvodi za primer GARCH (1,1) modela bi bili naslednji:

$$\frac{\partial \sigma_t^2}{\partial \alpha_0} = 1 + \beta \frac{\partial \sigma_{t-1}^2}{\partial \alpha_0} = 0, \tag{7.22}$$

$$\frac{\partial \sigma_t^2}{\partial \alpha_1} = u_{t-1}^2 + \beta \frac{\partial \sigma_{t-1}^2}{\partial \alpha_1} = 0, \tag{7.23}$$

$$\frac{\partial \sigma_t^2}{\partial \beta} = \sigma_{t-1}^2 + \beta \frac{\partial \sigma_{t-1}^2}{\partial \beta} = 0, \tag{7.24}$$

Upoštevanje pogoja (7.15) pri iskanju rešitve modela (7.20), da torej sistem nelinearnih enačb. Sistem enačb se lahko reši s pomočjo Brendt-Hall-Hall-Hausmann (BHHH) algoritma:

$$\theta_{t+1} = \theta_i + \lambda_i H_t^{-1} g_i, \tag{7.25}$$

kjer je λ_i dolžina koraka izbrana za približevanje k maksimalni vrednosti funkcije verjetnosti, H_t Hessejeva matrika[36] ocenjena pri θ_i in g_i vektor naklona prav tako ocenjen pri θ_i. Enačba (7.25) se lahko zapiše tudi v bolj splošni obliki kot:

$$\theta_{i+1} = \theta_i + \lambda_i \left(\sum_{t=1}^{T} \frac{\partial l_t}{\partial \theta} \frac{\partial l_t}{\partial \theta'} \right)^{-1} \sum_{t=1}^{T} \frac{\partial \sigma_t^2}{\partial \theta}. \tag{7.26}$$

Gornja enačba ima zaradi pogojne odvisnosti variance zelo kompleksno obliko in se jo zato lahko reši rekurzivno s pomočjo iterativnega postopka. Prvo se na podlagi metode najmanjših kvadratov (enačba 7.11) izračuna začetne vrednosti σ_t^2 in u_t^2, ki se jih vstavi v enačbo (7.20). Reševanje enačbe da sistem neenačb. Nato BHHH algoritem omogoča izračun parametrov θ_{i+1}, ki so osnova novih ocen vrednosti σ_t^2 in u_t^2. Dobljene vrednosti se

[36] Hessejevo matriko sestavljajo drugi odvodi funkcije verjetnosti. Če je Hessejeva matrika negativno definitna , potem njena rešitev predstavlja maksimum. Če velja nasprotno, je rešitev minimum.

ponovno vstavi v enačbo (7.20) in postopek se ponavlja, dokler se ne dobi maksimalne vrednosti *l*. Slednjo se dobi, ko velja, da je $\sum_{t=1}^{T} \frac{\partial \sigma_t^2}{\partial \theta} = 0$ ali $g = 0$.

7.4.2 Rezultati ocenjevanja parametrov GARCH modelov

V tabeli 2 so zbrani rezultati ocen univariatnih GARCH modelov, obravnavanih v razdelku 5.5 in 5.6 Tabela podaja vrednosti koeficientov, vključenih v enačbah pogojnih varianc, oceno vztrajnosti nestanovitnosti (AR(1)), maksimalno vrednost funkcije verjetnosti L (*ang. Log Likelihood*) in Schwartzov informacijski kriterij[37] (*ang. Schwartz Information Criterion*).

Koeficienti odložene pogojne variance β opisujejo, kako vztrajen je vpliv šokov na donosnost indeksa. Glede na GARCH(1,1) model omenjeni koeficient pri SBI znaša 0,6696. To pomeni, da model predvideva, da slabih 67 odstotkov šoka ostane v vrednosti variance še naslednji dan. Koeficienti so statistično značilni pri stopnji 0,1 odstotek in pozitivni ter manjši od ena za obe časovni vrsti, pa so hkrati nekoliko višji pri modelih, ocenjenih za indeks BIO. Iz tega sledi, da imajo pretekle vrednosti variance donosnosti BIO večji vpliv na trenutno varianco donosnosti kot pri SBI.

Tabela 2: Rezultati ocen univariatnih GARCH modelov

SBI	1	2	3	4	5	6	7
	α_0	α_1	β	α_2	**AR(1)**	**L**	**SIC**
GARCH (1,1)	0,0004780***	0,3056143***	0,6696478***	/	0,8750909	1996,151	1991,285
E-GARCH (1,1)	-0,5108935***	-0,0074918	0,8955607***	0.5282312***	0,8214951	2002,062	1995,574
A-GARCH (1,1)	0,0004775***	0,3054341***	0,6697915***	-0,0071915	0,875488	1996,152	1989,664
GJR	0,0004781***	0,3097277***	0,6695359***	0,0000982	0,8751362	1996,165	1989, 677
BIO							
	α_0	α_1	β	α_2	**AR(1)**	**L**	**SIC**
GARCH (1,1)	0,0000534***	0,1308922***	0,897855***	/	0,9472743	2407,139	2402,270
E-GARCH (1,1)	-0,0352938*	-0,0072902	0,9848534***	0,2017796***	0,925121	2415,405	2408,926
A-GARCH (1,1)	0,0000599***	0,129025***	0,8984049***	-0,0031068*	0,9468638	2411,451	2404,963
GJR	0,0000525***	0,1372152***	0,8979072***	-0,0110898	0,9457485	2407,249	2400,76

*Koeficienti so statistično značilni pri stopnji 5%;
** Koeficienti so statistično značilni pri stopnji 1%;
***Koeficienti so statistično značilni pri stopnji 0,1%;
Vir: Lastni izračuni.

Koeficient odloženih vrednosti kvadratov donosnosti, označen z α_1, kaže na jakost odziva nestanovitnosti na tržna gibanja. Vrednost α_1 pri GARCH (1,1) modelu za donosnost indeksa SBI je enaka 0,3056. Velja torej, da je glede na omenjeni model skoraj 31 odstotkov odziva variance pogojeno s tržnim gibanjem. Koeficienti so pozitivni in statistično značilni za vse modele, razen za E-GARCH model, in sicer pri obeh časovnih

[37] Kriterij za primerjanje modelov. Izračuna se ga na podlagi enačbe (7.27).

vrstah. Iz tega sledi sklep, da so glede na ostale tri modele v časovnih serijah značilni močni GARCH učinki.

Ocene koeficientov asimetrije so podane v četrtem stolpcu pod oznako α_2. Izmed treh asimetričnih modelov zazna pri SBI20 največjo asimetrijo E-GARCH model. V glavnem pa rezultati ne kažejo bistvenih asimetričnih učinkov na varianco. Pri indeksu BIO je vpliv asimetrije oziroma učinka vzvoda nekoliko nižji pri E-GARCH modelu ter višji pri drugih dveh modelih.

Vztrajnost nestanovitnosti je ocenjena z regresijo varianc, konstante in odloženih varianc modelov ($\sigma^2_t=c+b\sigma^2_{t-1}+u_t$). Ocene so podane pod oznako AR(1). Vztrajnost variance je visoka za donosnosti obeh indeksov. V časovni vrsti indeksa SBI20 se gibljejo od 0,8215 do 0,8755. Pri BIO je nekoliko višja in zavzema vrednost od 0,9251-0,9473. Vsi modeli kažejo dokaj podobno vztrajnost nestanovitnosti. Najmanjšo vztrajnost za oba indeksa ima E-GARCH model in najvišjo A-GARCH pri SBI ter GARCH pri BIO.

Izračunan je tudi Schwartzov informacijski kriterij (SIC), ki omogoča primerjavo modelov brez uporabe stopinj prostosti. Formula za SIC je (Kasch-Haroutounian, Price, 2001, str. 96):

$$SIC = L - 0{,}5\,p^{*}\log(T)\,, \qquad (7.27)$$

kjer je L maksimalna vrednost funkcije verjetnosti, p število parametrov v modelu in T velikost vzorca. Glede na SIC je najboljši model tisti z najvišjim številom SIC. Pri obeh indeksih ima najvišji *SIC* E-GARCH model.

Primernost GARCH modelov za določen trg razkrije tudi primerjava stopnje asimetrije ter sploščenosti v odklonih donosnosti pred in po vpeljavi modela (glej prilogo F). Dober model ima sposobnost zmanjšanja obeh parametrov. Tabela 1 (na str.33) vsebuje lastnosti porazdelitvenih funkcij donosnosti pred ocenjevanjem modelov in tabela v prilogi mere asimetrije ter sploščenosti po ocenitvi modelov. V prvi tabeli sta pomembna podatka (6) in (7).[38] Iz rezultatov je jasno razvidno, da pri obeh časovnih vrstah vsi modeli zmanjšujejo tretji in četrti moment porazdelitvene funkcije.

Če GARCH model pravilno zajema kopičenje nestanovitnosti, standardizirani odkloni ne smejo izkazovati statistično značilne heteroskedastičnosti (Alexander, 2001, str. 97). Za preverjanje omenjenega se lahko uporabi Box-Piercov test (Q-statistika). Njegove vrednosti in stopnje zaupanja prikazuje spodnja tabela.

[38] Vrednost mere asimetrije odklonov donosnosti za SBI20 znaša 3,873952 in za BIO 12,98291. Vrednost mere sploščenosti pa pri indeksu delnic znaša 33,09247 in pri indeksu obveznic 262,4798.

Rezultati kažejo, da (v primerjavi s tabelo 1) GARCH modeli zmanjšujejo avtokorelacijo, ki je prisotna v obeh obravnavanih časovnih vrstah. *Q*-statistike pri indeksu BIO sicer niso statistično značilne, pri SBI20 pa so statistično značilne pri stopnji zaupanja 0,5 %. Pri indeksu SBI nekoliko avtokorelacije še ostane. Razlog je verjetno v visoki vrednosti mere sploščenosti oziroma v izredno koničastih vrhovih porazdelitvenih funkcij. Obstajajo namreč dokazi, ki govorijo v prid temu, da GARCH modeli s predpostavko o normalni porazdelitveni funkciji ne uspejo zajeti presežne mere sploščenosti pri časovnih vrstah donosnosti (Alexander, 2001, str. 82). Za ocenjevanje trgov z visokimi vrednostmi mere sploščenosti so zato primernejši modeli, ki predpostavljajo *t*-porazdelitev donosnosti.

7.4.3 Primerjava modelov

Za oceno napovedi nestanovitnosti so uporabljeni standardni simetrični in asimetrični kriteriji. Kriteriji so izračunani za štiri GARCH modele ter model slučajnih vrednosti (RW) in standardni regresijski model (OLS). Namen kriterijev je oceniti pravilnost ocene napovedi nestanovitnosti. Nestanovitnosti so na podlagi ocenjenih modelov za obdobje 1998-2004 napovedane za 5 mesečno obdobje v letu 2005. Napovedi so primerjane z realiziranimi vrednostmi nestanovitnosti v istem obdobju (glej prilogo G).

V tabeli 3 so z mastnimi številkami označene najnižje vrednosti izračunanih kriterijev. Najboljši model glede na posamezni kriterij je namreč tisti, ki ima najnižjo vrednost. Za bolj pregledno razvrstitev modelov so navedene tudi relativne razlike med ocenami kriterijev.[39]

Simetrični kriteriji primernosti modelov za oceno nestanovitnosti donosnosti indeksa SBI20 določajo kot najboljše predvsem tri modele. Kriterija ME in MAPE favorizirata model RW, kriterija MAE in RMSE pa modela GARCH in A-GARCH. Glede na ME in MAPE se GARCH model uvršča na drugo mesto. RW model pa je pri RMSE drugi najslabši model. Za vse simetrične kriterije velja, da je OLS model najslabši.

Kriterij ME pri indeksu BIO na prvo mesto uvršča GAECH in MAPE model RW (E-GARCH drugo mesto). Najprimernejši model glede na kriterija RMSE in MAE je E-GARCH model. RMSE postavlja RW na zadnje mesto. OLS model je tudi pri oceni donosnosti delniškega indeksa na zadnjem mestu.

[39] Vrednosti izračunanih kriterijev modelov so primerjane z vrednostjo kriterijev najslabšega modela. Vrednost 1 ima najslabši model.

Tabela 3: Vrednosti standardnih simetričnih kriterijev za primerjavo modelov ocenjevanja nestanovitnosti indeksa SBI20 in BIO

	ME	MAE		RMSE		MAPE		MME(U)		MME(O)	
	Dejansko	Dejansko	Rel.	Dejansko	Rel.	Dejansko	Rel.	Dejansko	Rel.	Dejansko	Rel.
SBI20											
RW	-0,000932	0,00318	0,749	0,00634	1,000	**20,0021**	0,092	0,00559	0,890	**0,00123**	0,256
OLS	0,002516	0,00425	1,000	0,00543	0,856	218,2378	1,000	0,00628	1,000	0,00486	1,000
GARCH (1,1)	**0,000304**	0,00298	0,701	0,00466	0,735	158,2015	0,725	0,00524	0,835	0,00265	0,546
E-GARCH(1,1)	0,000342	**0,00295**	0,695	**0,00459**	0,723	151,7474	0,695	**0,00520**	0,828	0,00269	0,553
A-GARCH (1,1)	0,000339	0,00299	0,704	0,00466	0,736	157,2150	0,720	0,00524	0,835	0,00269	0,554
GJR (1,1)	0,000309	0,00298	0,702	0,00466	0,735	157,7548	0,723	0,00525	0,836	0,00266	0,547
BIO											
RW	**0,000004**	0,003017	0,469	0,00551	0,792	**45,6510**	0,121	0,00534	0,662	0,00534	0,742
OLS	0,005561	0,006439	1,000	0,00696	1,000	376,1636	1,000	0,00806	1,000	0,00719	1,000
GARCH (1,1)	0,00089	**0,003033**	0,471	**0,00444**	0,638	152,2041	0,405	**0,00519**	0,643	**0,00329**	0,458
E-GARCH(1,1)	0,000959	0,003099	0,481	0,00454	0,652	154,0713	0,410	0,005255	0,652	0,00338	0,469
A-GARCH (1,1)	0,000887	**0,003032**	0,471	**0,00443**	0,638	152,2092	0,405	**0,005186**	0,643	**0,00329**	0,457
GJR (1,1)	0,000898	0,003037	0,472	0,00444	0,639	152,3820	0,405	0,00519	0,644	0,00330	0,459

Vir: Lastni izračuni.

Razvidno je, da tudi asimetrični kriteriji uvrščajo OLS model na mesto najslabšega modela. Za nestanovitnost donosnosti SBI20 sta glede na oba kriterija najboljša modela GARCH ter A-GARCH, najslabši pa je model RW. Rezultati, zbrani v tabeli 3, povejo tudi, da MME(U) določa kot najboljši model model E-GARCH in MME(O) model RW. Pri prvem kriteriju je RW na predzadnjem mestu, pri drugem pa E-GARCH na drugem mestu.

Iz rezultatov sledi, da se razvrščanje modelov od najslabšega do najboljšega razlikuje glede na izbor statističnega kriterija. Pri SBI20 je bil RW model najboljši v dveh primerih in v drugih štirih primerih modela GARCH ter A-GARCH. Izračuni za BIO uvrščajo model RW dvakrat na prvo mesto, trikrat E-GARCH model in enkrat GARCH model. Zanimivo je dejstvo da, ko velja za najboljši model RW, se GARCH in A-GARCH (za SBI20) ter E-GARCH (za BIO) uvrščajo takoj za njim. Nasprotno pa: ko so ti GARCH modeli na vodilnem mestu, se RW uvršča prav na rep vrste. Glede na gornje kriterije so si GARCH modeli precej enakovredni.

Rezultati se nekoliko razlikujejo od tistih v raziskavi, ki so jo za 14 držav naredili Balaban, Bayar in Faff (2003). Simetrični kriteriji v omenjenem delu ARCH modele ocenjujejo kot najslabše (slabše kot RW in OLS). Nekoliko drugačno sliko ponujajo rezultati diplomskega dela, saj kriterija MAE in RMSE obravnavane modele zelo dobro ocenjujeta. Ob upoštevanju asimetričnih kriterijev pa so si rezultati podobni. Ko imajo podcenjenosti nestanovitnosti večji pomen (mera MME(U)), so tako v tej kot tudi v raziskavi iz leta 2003 GARCH modeli boljši od klasičnih modelov. Kriterij MME(O) v raziskavi Balabana, Bayarja in Faffa opredeli ARCH modele za slabše modele, gornje tabele pa kažejo na drugačne ugotovitve. Pri indeksu BIO je glede na zadnjo mero RW model sicer res boljši, vendar pa sta pri indeksu SBI najboljša modela GARCH in A-GARCH. Do razlik prihaja zaradi dejstva, da so omenjeni trije avtorji računali nestanovitnost tedenskih in mesečnih donosnosti. Znano je namreč, da GARCH učinki pri tako dolgih obdobjih niso značilni.

8 SKLEP

Vrednostni papirji so tvegane naložbe, saj njihovi pričakovani donosi niso nujno enaki realiziranim. Tveganje torej predstavlja verjetnost, da se izračunane vrednosti pričakovanih donosov razlikujejo od dejanskih. Vlagatelj bo zato skušal čim natančneje oceniti možne razlike in se s tem zavarovati pred morebitnimi izgubami. Za natančne ter dobre ocene tveganja je potreben primeren model, ki dosledno upošteva dogajanje na kapitalskem trgu.

Še ne dolgo nazaj so ekonomisti uporabljali modele, ki so predvidevali konstantne razlike med ocenami pričakovanih donosov in dejanskimi vrednostmi donosov. To pomeni, da so upoštevali konstantno nestanovitnost donosnosti ter s tem konstantno varianco, ki je mera razpršitve donosnosti okrog pričakovane vrednosti. Klasični modeli so bili za takratne gospodarske razmere relativno zadovoljivi, saj je bilo tudi takratno dogajanje na trgih dokaj mirno. Nato je prišel čas hitrega tehnološkega napredka ter globalizacije. Dotedanje umirjenosti trgov je bilo konec in vrednosti tržnih kategorij so doživljale številne spremembe. Velike spremembe so doletele tudi cene vrednostnih papirjev. Ekonomska znanost je zato za ocenjevanje ter napovedovanje tveganja potrebovala nov instrumentarij.

Nestanovitnost donosnosti na kapitalskih trgih se spreminja glede na čas merjenja. Tovrstno lastnost v okviru enačbe pogojne variance predvideva Englov ARCH model, ki pa zaradi svoje neprilagodljivosti ni pogosto uporabljen v finančne namene. Uporabnejši so GARCH modeli, ki so zasnovani na njegovi podlagi. Posamezni GARCH modeli (poleg spreminjajoče se nestanovitnosti oziroma kopičenja nestanovitnosti) upoštevajo tudi druge empirične zakonitosti, ki so bile prepoznane na kapitalskih trgih. To so predvsem debeli repi porazdelitev ter učinek vzvoda.

Na razvitih trgih se je družina GARCH modelov izkazala kot zelo uporabno orodje pri ocenjevanju tveganja. Precej manj poskusov uporabe GARCH modelov je bilo opravljenih na trgih v razvoju. Slovenski kapitalski trg ima zelo kratko zgodovino, ga uvrščamo pa ga v skupino tranzicijskih trgov. Diplomska naloga torej dopolnjuje zbirko tovrstnih analiz na razvijajočih se trgih.

Analiza slovenskega kapitalskega trga za obdobje od leta 1998 do 2004 kaže na to, da ima le-ta vse značilnosti razvitejših trgov. Porazdelitve donosnosti so nenormalne. Imajo debelejše repe in bolj koničaste vrhove, kot jih predvideva normalna porazdelitev. Poleg tega je na trgu prisotno kopičenje nestanovitnosti ter na trgu obveznic še učinek vzvoda. Na podlagi rezultatov je mogoče sklepati, da je uporaba sodobnih GARCH modelov upravičena. Slednje potrjuje tudi testiranje prisotnosti komponente ARCH v časovnih vrstah. GARCH modeli zmanjšujejo mero asimetrije, kar pomeni, da relativno dobro zajamejo obliko pogojne variance. Koeficienti odlogov variance ter odklonov GARCH modelov so statistično značilni ter pozitivni. To pomeni, da so na trgu prisotni močni GARCH učinki. GARCH modeli so torej primerni za merjenje ter napovedovanje nestanovitnosti na slovenskem kapitalskem trgu. Ker je vsota obeh koeficientov pri vseh modelih blizu vrednosti ena, bi bili za proučevanje domače nestanovitnosti primernejši GARCH modeli z več odlogi.

GARCH modeli so s pomočjo simetričnih in asimetričnih standardnih kriterijev primerjani z dvema klasičnima modeloma. Dejstvo je, da različni kriteriji opredeljujejo različne modele za najboljše ter da določitev najboljšega modela ni preprosta in jasna. Na trgu delnic so pomembni predvsem modeli RW, GARCH ter asimetrični GARCH model (A-GARCH). Kadar RW prekaša vse modele, mu GARCH vedno sledi. V obratnem primeru, ko je najboljši GARCH (ali asimetrični GARCH), pa je RW med slabšimi. Podobno velja za trg obveznic, le da se tam menjavata modela RW in eksponentnega GARCH modela (E-GARCH). Analiza pokaže, da je OLS model izmed vseh proučevanih modelov vedno najslabši.

LITERATURA

1. Akgiray V.: Conditional Hetroskedasticity in Time Series of Stock Returns: Evidence and Forecasts. Journal of Business, Chicago, 62(1989), 1, str. 55-80.

2. Alexander C.: Market Models: A guide to financial data analysis. Chichester : John Wiley, 2001. 494 str.

3. Andersen T. G., Bollerslev T.: Anwering the skeptics: Yes, standard volatility models do provide accurate forecasts. International Economic Review, Philadelphia, 39(1998), 4, str. 885-905.

4. Andersen T., Bollerselev T.: Practical volatility and Correlation Modeling for financial Market Risk Management. PIER Working paper No. 05-007, CFS Working Paper 2005/02, 2005, str. 40.

5. Andersen T. Bollerselev T.: Volatility and correlation forecasting. PIER Working Paper No. 05-011, CFS Working Paper 2005/08, 2005, str. 113.

6. Aparicio F. M., Estrada J.: Empirical Distributions of Stock Returns: European Securities Markets, 1990-1995. European Journal of Finances, B.k., 7(2001), 1, str. 1-21.

7. Balaban E., Bayar A., Faff R.: Forecasting Stock Market Volatility: Evidence fom 14 Countries. 10th Global Finance Conference. European Business School, Frankfurt/Main, 15.-17. junij 2003.

8. Bekaert G., Harvey C.R.: Emerging markets finance. Journal of Empirical Finance, Amsterdam, 10(2003), 1-2, str. 3-55.

9. Black F.: Studies of stock market volatility changes. Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section, B.k., 1976, str. 177-181.

10. Blattberg R. C., Gonedes N. J.: A comparison of the Stable and Student Distribution as Statistical Models for Stock Prices. Journal of Business, Chicago, 47(1974), 2, str. 244-280.

11. Bodie Z., Kane A., Marcus A. J.: Investments. 4th ed. Boston : Irwin McGraw-Hill, 1999. 967 str.

12. Bollerslev T.: A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return. The Review of Economics and Statistics, Amsterdam, 1987, 69, str. 542-547.

13. Bollerslev T., Engle, R., Wooldridge J.: A capital asset pricing model with time varying covariances. Journal of Political Economy, Chicago, 96(1988), 1, str. 116-131.

14. Bollerslev T., Engle F. R., Nelson D. B.: ARCH Models. Handbook of Econometrics, Amsterdam, 1994, 4, str. 2959-3038.

15. Brailsford T.J., Faff R.W.: An evaluation of volatility forecasting techniques. Journal of Banking & Finance, Amsterdam, 20 (1996), 3, str. 419-438.

16. Brooks C., Persand G.: Volatility Forecasting for Risk Management. Journal of Forecasting, Chichester, 22(2003), 1, str. 1-22.

17. Brooks R.D., Faff R.W., Ariff M.: An investigation into the extent of beta instability in the Singapore stock market. Pacific-Basin Finance Journal, B.V., 6(1998), str. 87-101.

18. Deželan S.: Efficiency of the Slovenian Capital Market. Economic and Business Review, Ljubljana, 2(2000), 1, str. 61-83.

19. Dimson E., Marsh P.: Volatility forecasting without data-snooping. Journal of Banking and Finance, B. k., 1990, 14, str. 399-421.

20. Enders W.: Applied Econometric Time Series. New York : John Wiley, 1995. 433 str.

21. Engle R.F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. Econometrica, Evanston, 1982, 50, str. 987-1006.

22. Engle R. F. Ng V.K.: Measuring and testing the impact of news on volatility. Journal of Finance, New York, 1993, 48, str. 1749-1778.

23. Glosten L. R., Jagannathan R., Runkle D.E.: On the relation between expected value and the volatility of excess returns on stocks. Journal of Finance, New York, 1993, 48, 1779-1801.

24. Gujarati D.N.: Basic Econometrics. 3^{ed} ed. New York : McGraw-Hill, 1995, 838 str.

25. Harris R., Sollis R.: Applied time series modeling and forecasting. Chichester : John Wiley, 2003. 302 str.

26. Harvey C. R.: The Risk Exposure of Emerging Equity Markets, World Bank Economic Review, B.k., 1995, 9, str. 18-50.

27. Holton G. A.: Valu-at-risk. San Diego, London : Academic Press, 2003. 405 str.

28. Jorion P.: Value at Risk: The New Benchmark for Managing Financial Risk. 2nd ed. New York : McGraw-Hill, 2001. 544 str.

29. Kendall M.: The Analysis of Economic Time Series, Part I: Prices. Journal of the Royal Statistical Society, London, 1953, 96, str. 11-25.

30. Kasch-Haroutounian M., Price S.: Volatility in the transition markets of Central Europe. Applied Financial Economics, London, 11(2001), 1, str. 93-105.

31. Kiam A.: Understand Fianncial Risk in a Day. Harrogate : Take that, 1997, str. 94.

32. Košmelj B., Rovan J.: Statistično sklepanje. Ljubljana : Ekonomska fakulteta, 2000. 312 str.

33. Lintner J.:The valuation of risk assets and selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. Review of Economics and Statistics, 47(1965), str. 13-37.

34. Mandelbort B., The Variation of Certain Speculative Prices. Journal of Business, Chicago, 36(1963), 3, str. 394-419.

35. Markowitz H.: Portfolio selection. Journal of Finance, New York, 7(1952), 1, str. 71-99.

36. Mills T. C: The Econometric Modelling of Financial Time Series. 2nd ed. Cambridge : Cambridge University Press, 2002. 371 str.

37. Mramor D.: Poglavja iz poslovnih financ: zapiski predavanj. Ljubljana : Ekonomska fakulteta, 1994. 125 str.

38. Ogorevc A.: Meja učinkovitosti slovenskega trga kapitala. Diplomsko delo. Ljubljana: Ekonomska fakulteta, 2004, 46 str., 16 str. pril.

39. Pagan A. R., Schwert G. W.: Alternative Models for Conditional Stock Volatility. Journal of Econometrics, Amsterdam, 1990, 45(1990),1-2, str. 267-290.

40. Patev P., Kanaryan N.: Modelling and forecasting the volatility of thin emerging stock markets: The case of Bulgarian.
[URL: http:// www.bnb.bg/bnb/home.nsf/vPages/PO_Conference_2005_NK/ $FILE/ Patev-Kanaryan-BNB.pdf], 2005.

41. Pfajfar L.: Ekonometrija: I. del. Ljubljana : Ekonomska fakulteta, 1998. 118 str.

42. Poshakwale S., Murinde V.: Modelling the volatility in East European emerging stock markets: evidence on Hungary and Poland. Applied Financial Economics, London, 2001, 11, str. 445-456.

43. Ribnikar I.: Volatilnost ali »volatilnost«?. Bančni vestnik, Ljubljana, 1999, 4, str. 46-48.

44. Samuelson P.: The Fundamental Approximation Theorem of Portfolio Analysis in Terms of Means, Variances, and Higher Moments. Review of Economic Studies, Clevedon, 3(1970), 4, str. 537-542.

45. Sharpe W.F.: Capital asset prices: a theory of market equlibrium under conditions of risk. Journal of Finance, New York, 19(1964), 1, str. 425-442.

46. Time-series Econometrics: Cointegration and Autoregressive conditional heteroskedasticity. Stocholm : The Royal Swedish Academy of Sciences, 2003. 30 str.

47. West K. D., Cho D.: The predictive ability of several models of exchange rate volatility. Journal of Econometrics, Amsterdam, (69)1995, 2, str. 367-391.

VIRI

1. Pravila borze. Ljubljanska borza vrednostnih papirjev, d. d.: 76 str.
[URL: http://www.ljse.si/StrSLO/OBorzi/Zakoni/Pravila_03.pdf], 2005.

SLOVAR TUJIH IZRAZOV

TUJI IZRAZI	PREVOD
annual volatility	letna nestanovitnost
ARCH model	model avtoregresivne pogojne heteroskedastičnosti
capiatal asset pricing model	model določanja cen dolgoročnih naložb
conditional distribution	pogojna porazdelitev
conditional heteroscedasticity	pogojna heteroskedastičnost
conditional leptokurtic distribution	pogojna koničasta porazdelitev
conditional mean	pogojna pričakovana vrednost
conditional variance	pogojna varianca
continiously compounded rates of return	zvezno obrestne stopnje donosnosti
discretely compounded rates of return	diskretno intervalno obrestovane donosnosti
dummy variable	binarna spremenljivka
E-GARCH	eksponentni model generalizirane avtoregresivne pogojne heteroskedastičnosti
Exponential Smoothing Model	model z drsečimi sredinami
fat tails	debeli repi (porazdelitve)
GARCH model	model generalizirane avtoregresivne pogojne heteroskedastičnosti
independent white noise	proces neodvisnega belega hrupa
leptokurtosis	koničasta porazdelitev
leverage	finančni vzvod
leverage effect	učinek finančnega vzvoda
loss function	funkcija izgube
MAE	srednja absolutna napaka
MAPE	srednja absolutna relativna napaka
ME	srednja napaka
mean-reverting	težnja k dolgoročni vrednosti
mean-variance	variabilnost donosnosti v povezavi s pričakovanimi donosnostmi
MME	srednja kombinirana napaka
Modern portfolio theory	moderna premoženjska teorija
MSE	srednja kvadratna napaka
over-predictions	precenjene (ocene)
lag	odlog
risk averse	nenaklonjen tveganju (vlagatelj)
risk management	obvladovanje tveganja
risk premium	premija za tveganje
RMSE	koren srednje kvadratne napake
stationary stohastic process	stohastični stacionarni proces

standardized white process	proces standardiziranega belega hrupa
stohastic disturbance	stohastična napaka
temporal dependence	trenutna odvisnost
uconditional mean	brezpogojna pričakovana vrednost
uconditional variance	brezpogojna varianca
under-predictions	podcenjene (ocene)
value-at-risk	tvegana vrednost
volatility clustering	kopičenje nestanovitnosti
weak efficiency	šibka učinkovitost
white process	proces belega hrupa

PRILOGA

Priloga A
Vpliv koeficientov α in β na nestanovitnost

Priloga B
Nestanovitnost donosnosti indeksov SBI20 in BIO

Priloga C
Primerjava porazdelitve donosnosti slovenskih indeksov z normalno porazdelitvijo za obdobje 1998 do 2004

Priloga D
Preverjanje prisotnosti ARCH v časovnih vrstah

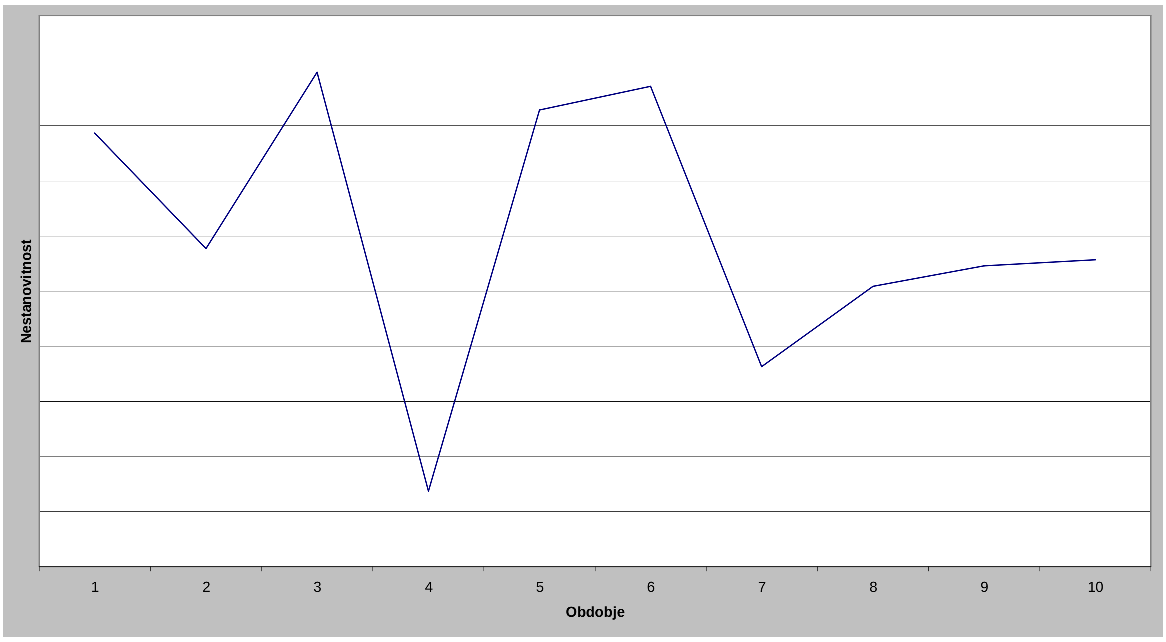
Priloga E
Ocena parametrov OLS modela

Priloga F
Lastnosti in vrednosti Q-statistike ter stopnje značilnosti χ^2-testa standardiziranih odklonov donosnosti

Priloga G
Napovedi ter realizirane vrednosti nestanovitnosti indeksa SBI20 in BIO za obdobje od 1. 1. 2005 do 31.5. 2005

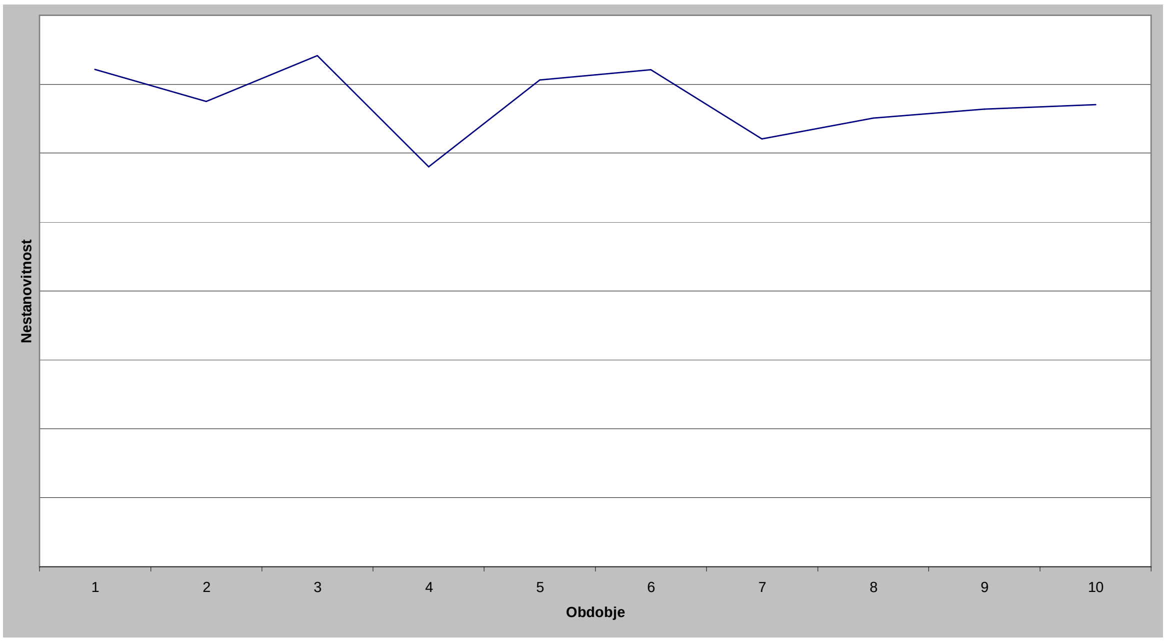
Priloga A
Vpliv koeficientov α in β na nestanovitnost

Slika 1: Nestanovitnost donosnosti za 10 dnevno obdobje pri visoki vrednosti α in nizki vrednosti β.



Vir: Lastni izračuni.

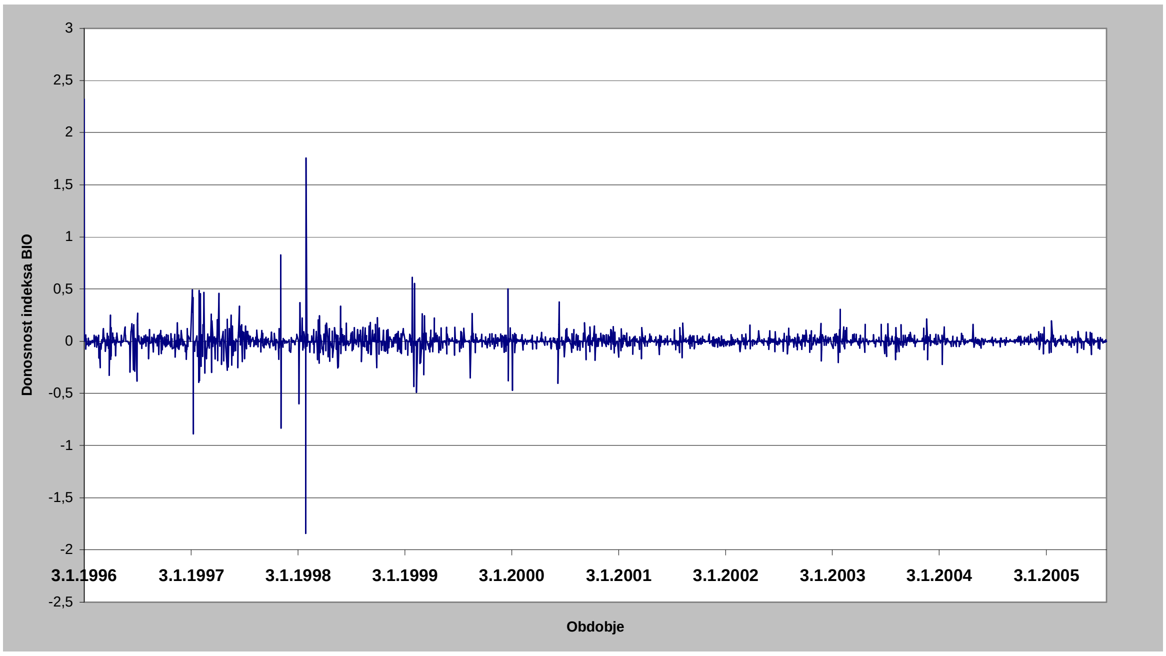
Slika 2: Nestanovitnost donosnosti za 10 dnevno obdobje pri nizki vrednosti α in visoki vrednosti β.



Vir: Lastni izračuni.

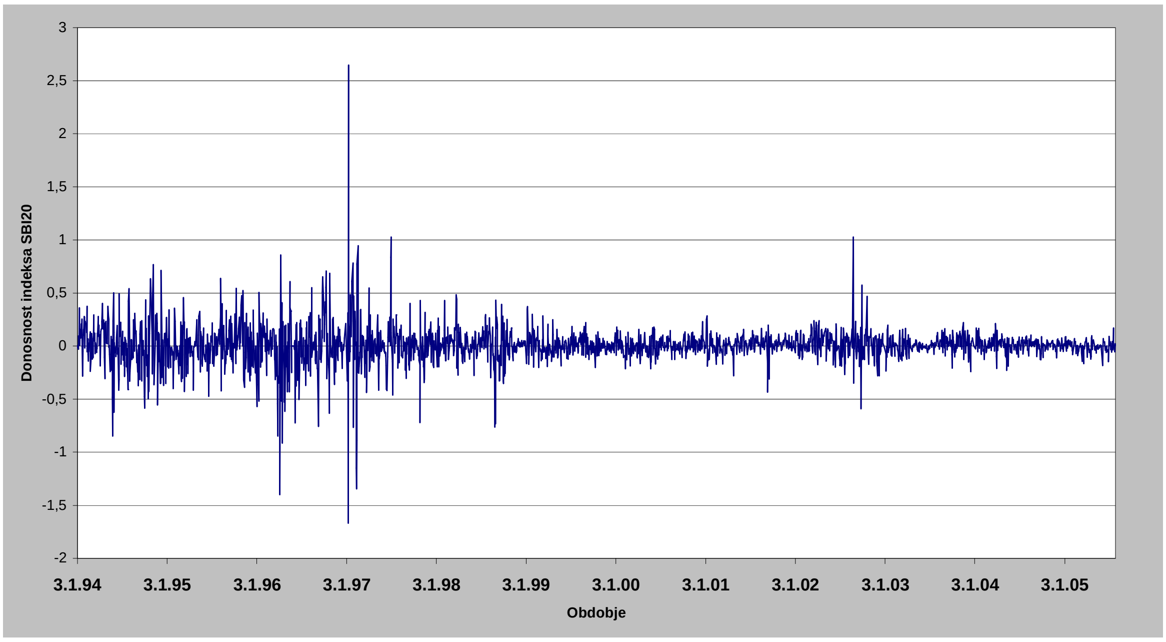
Priloga B
Nestanovitnost donosnosti indeksov SBI20 in BIO

Slika 3: Nestanovitnost donosnosti indeksa BIO v obdobju od 1. 1. 1995 do 31. 12. 2004



Vir: Ljubljanska borza; Lastni izračuni

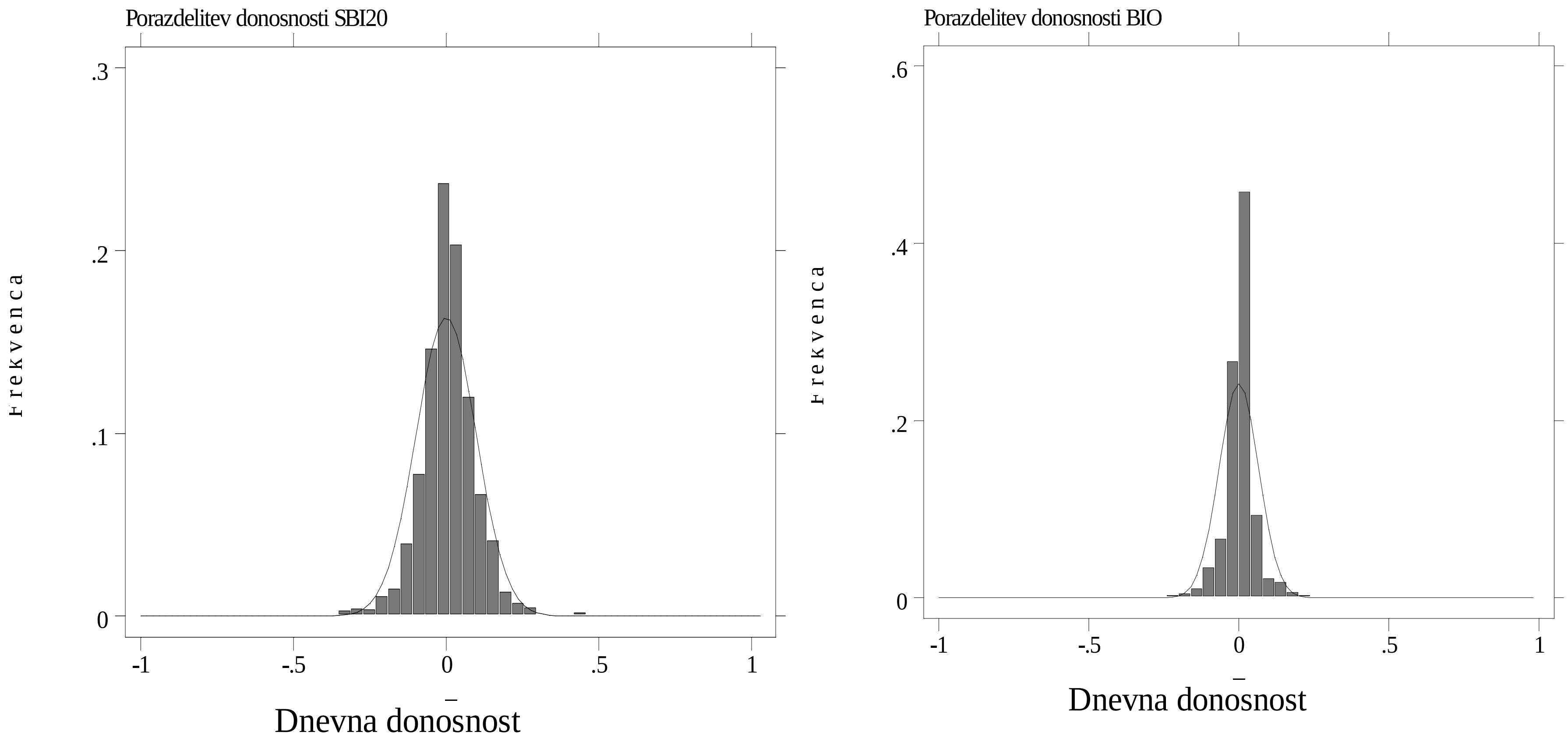
Slika 4: Nestanovitnost donosnosti indeksa SBI20 v obdobju od 1. 1. 1994 do 31. 12. 2004



Vir: Ljubljanska borza; Lastni izračuni

Priloga C
Primerjava porazdelitve donosnosti slovenskih indeksov z normalno porazdelitvijo za obdobje 1998 do 2004

Slika 5: Primerjava porazdelitve donosnosti slovenskih indeksov z normalno porazdelitvijo za obdobje 1998 do 2004.



Vir: Ljubljanska borza; Lastni izračuni.

Priloga D
Preverjanje prisotnosti ARCH v časovnih vrstah

Tabela 1: Rezultati regresije kvadratov odklonov za SBI20.

u^2_t |	Koef.	Standardna napaka	t	P>|t|	[95% interval]	
α_0 |	0,4382694	0,0214926	20,392	0.000	0,3961155	0,4804234
α_1 |	0,0051847	0,000814	6,369	0.000	0,0035881	0,0067812

Število op. (n)	1752
F(1, 1749)	**415,82**
Prob > F	**0,0000**
R^2	0,1921
R^2*n	**336,3671**

Vir: Lastni izračuni, 2005.

Tabela 2: Rezultati regresije kvadratov odklonov za BIO.

u^2_t |	Koef.	Standardna napaka	t	P>|t|	[95% interval]	
α_0 |	0,4809204	0,0209587	22,946	0,000	0,4398137	0,5220271
α_1 |	0,0000043	0,0000012	3.535	0.000	0,0000019	0,0000067

Število op. (n)	1752
F(1, 1749)	**526,52**
Prob > F	**0,0000**
R^2	0,2313
R^2*n	**405,2376**

Vir: Lastni izračuni.

Priloga E
Ocena parametrov OLS modela

Tabela 3: Rezultati ocene parametrov OLS modela za SBI20

σ^2_t |	Koef.	Standardna napaka	t	P>|t|	[95% interval]	
γ_0 |	0,2698345	0,0230077	11,728	0,000	0,224709	0,31496
γ_1 |	0,0072483	0,0009062	7,999	0,000	0,0054711	0,0090256
Število op. (n)	1753					
F(1, 1749)	137,55					
Prob > F	0,0000					

Vir: Lastni izračuni.

Tabela 4: Rezultati ocene parametrov OLS modela za indeks BIO

σ^2_t |	Koef.	Standardna napaka	t	P>|t|	[95% interval]	
γ_0 |	0,0041644	0,0023365	1,782	0,075	-0,0004182	0,008747
γ_1 |	0,4810576	0,0209509	22,961	0,000	0,4399662	0,5221489
Število op. (n)	1753					
F(1, 1749)	527.22					
Prob > F	0,0000					

Vir: Lastni izračuni.

Priloga F
Lastnosti in vrednosti Q-statistike ter stopnje značilnosti χ^2-testa standardiziranih odklonov donosnosti

Tabela 5: Lastnosti in vrednosti Q-statistike ter stopnje značilnosti χ^2-testa standardiziranih odklonov donosnosti $r^*_t = (u_t/\sqrt{\sigma^2})$ izračunanih iz univariatnih GARCH modelov

	Mera asimetrije	Mera sploščenosti	Box-Pierce Q	χ^2
SBI				
GARCH (1,1)	-0,1929728	5,03119	5,6513	0,0174
E-GARCH (1,1)	-0,2384891	5,017003	3,4571	0,0630
A-GARCH (1,1)	-0,1937975	5,032171	5,6581	0,0174
GJR (1,1)	-0,1896378	5,027746	5,6767	0,0172
BIO				
GARCH (1,1)	-2,250438	54,01862	0,2098	0,6469
E-GARCH (1,1)	-2,973673	60,90057	0,2058	0,6501
A-GARCH (1,1)	-2,286996	53,94566	0,1262	0,7224
GJR (1,1)	-2,287208	54,34556	0,1321	0,7162

Vir: Lastni izračuni.

Priloga G
Napovedi ter realizirane vrednosti nestanovitnosti indeksa SBI20 in BIO za obdobje od 1. 1. 2005 do 31.5. 2005

Tabela 6: Napovedi nestanovitnosti za obdobje od 1.1 2005 do 31. 5. 2005 (σ^2_t predstavlja nestanovitnost realizirane donosnosti)

datum	σ^2_t	RW	OLS	GARCH	E-GARCH	A-GARCH	GJR
3.1.2005	0,000107	0,000420	0,007362	0,002269	0,002308	0,002269	0,002272
4.1.2005	0,007241	0,000107	0,007277	0,002000	0,001763	0,002000	0,002002
5.1.2005	0,002943	0,007241	0,009202	0,003839	0,003684	0,003846	0,003819
6.1.2005	0,007912	0,002943	0,008042	0,003214	0,003153	0,003221	0,003199
7.1.2005	0,000010	0,007912	0,009383	0,004094	0,004279	0,004104	0,004068
10.1.2005	0,002242	0,000010	0,007251	0,003606	0,004017	0,003609	0,003594
11.1.2005	0,000042	0,002242	0,007853	0,003545	0,004155	0,003542	0,003545
12.1.2005	0,001991	0,000042	0,007260	0,003024	0,003528	0,003024	0,003022
13.1.2005	0,000121	0,001991	0,007786	0,003049	0,003625	0,003053	0,003042
14.1.2005	0,000582	0,000121	0,007281	0,002747	0,003285	0,002746	0,002745
17.1.2005	0,002961	0,000582	0,007405	0,002441	0,002832	0,002438	0,002441
18.1.2005	0,003055	0,002961	0,008047	0,003333	0,003829	0,003337	0,003321
19.1.2005	0,002893	0,003055	0,008073	0,003094	0,003614	0,003100	0,003082
20.1.2005	0,000146	0,002893	0,008029	0,002896	0,003407	0,002903	0,002884
21.1.2005	0,000803	0,000146	0,007288	0,002435	0,002615	0,002438	0,002426
24.1.2005	0,000088	0,000803	0,007465	0,002283	0,002440	0,002288	0,002276
25.1.2005	0,002380	0,000088	0,007272	0,002007	0,001825	0,002010	0,002002
26.1.2005	0,000720	0,002380	0,007891	0,002451	0,002410	0,002457	0,002441
27.1.2005	0,000001	0,000720	0,007443	0,002145	0,001949	0,002149	0,002137
28.1.2005	0,000036	0,000001	0,007249	0,001949	0,001681	0,001951	0,001944
31.1.2005	0,001449	0,000036	0,007258	0,001793	0,001389	0,001793	0,001790
1.2.2005	0,000048	0,001449	0,007639	0,002173	0,001909	0,002177	0,002166
2.2.2005	0,002083	0,000048	0,007261	0,001948	0,001581	0,001950	0,001943
3.2.2005	0,000318	0,002083	0,007810	0,002492	0,002338	0,002487	0,002498
4.2.2005	0,006292	0,000318	0,007334	0,002147	0,001746	0,002144	0,002151
7.2.2005	0,000374	0,006292	0,008946	0,003536	0,003385	0,003526	0,003561
9.2.2005	0,000007	0,000374	0,007349	0,002874	0,002649	0,002868	0,002890
10.2.2005	0,004625	0,000007	0,007250	0,002431	0,002143	0,002428	0,002441
11.2.2005	0,000851	0,004625	0,008496	0,003480	0,003406	0,003483	0,003472
14.2.2005	0,001682	0,000851	0,007478	0,002814	0,002507	0,002817	0,002809
15.2.2005	0,000014	0,001682	0,007702	0,002645	0,002521	0,002649	0,002638
16.2.2005	0,000004	0,000014	0,007252	0,002355	0,002273	0,002356	0,002352
17.2.2005	0,004875	0,000004	0,007250	0,002059	0,001755	0,002059	0,002056
18.2.2005	0,002442	0,004875	0,008564	0,003379	0,003306	0,003372	0,003398
21.2.2005	0,000453	0,002442	0,007907	0,002917	0,002934	0,002909	0,002931
22.2.2005	0,000065	0,000453	0,007371	0,002435	0,002182	0,002429	0,002444
23.2.2005	0,000020	0,000065	0,007266	0,002185	0,001948	0,002182	0,002190
24.2.2005	0,000005	0,000020	0,007254	0,001958	0,001612	0,001955	0,001962
25.2.2005	0,008027	0,000005	0,007250	0,001794	0,001306	0,001792	0,001796
28.2.2005	0,001904	0,008027	0,009414	0,004175	0,003928	0,004164	0,004210

1.3.2005	0,002373	0,001904	0,007762	0,003311	0,003004	0,003302	0,003334
2.3.2005	0,000112	0,002373	0,007889	0,003025	0,002975	0,003015	0,003044
3.3.2005	0,000054	0,000112	0,007278	0,002519	0,002315	0,002513	0,002532
4.3.2005	0,000010	0,000054	0,007263	0,002169	0,001783	0,002164	0,002177
7.3.2005	0,000564	0,000010	0,007251	0,001941	0,001463	0,001938	0,001946
8.3.2005	0,000020	0,000564	0,007401	0,001933	0,001548	0,001934	0,001935
9.3.2005	0,000172	0,000020	0,007254	0,001825	0,001436	0,001824	0,001827
10.3.2005	0,000003	0,000172	0,007295	0,001741	0,001317	0,001738	0,001742
11.3.2005	0,004604	0,000003	0,007249	0,001647	0,001087	0,001645	0,001648
14.3.2005	0,021377	0,004604	0,008491	0,002964	0,002603	0,002955	0,002983
15.3.2005	0,008806	0,021377	0,013017	0,006974	0,006778	0,006954	0,007046
16.3.2005	0,000052	0,008806	0,009625	0,005652	0,005792	0,005635	0,005705
17.3.2005	0,000273	0,000052	0,007262	0,004786	0,005220	0,004779	0,004817
18.3.2005	0,000007	0,000273	0,007322	0,003795	0,004102	0,003788	0,003817
21.3.2005	0,026729	0,000007	0,007250	0,003023	0,002952	0,003019	0,003037
22.3.2005	0,000256	0,026729	0,014461	0,010577	0,010600	0,010553	0,010694
23.3.2005	0,000611	0,000256	0,007318	0,008140	0,008438	0,008128	0,008212
24.3.2005	0,000012	0,000611	0,007413	0,006038	0,006099	0,006029	0,006087
25.3.2005	0,001320	0,000012	0,007252	0,004569	0,004453	0,004564	0,004601
29.3.2005	0,002197	0,001320	0,007604	0,003913	0,004055	0,003913	0,003930
30.3.2005	0,004371	0,002197	0,007841	0,003444	0,003723	0,003448	0,003452
31.3.2005	0,006091	0,004371	0,008428	0,003520	0,003977	0,003526	0,003517
1.4.2005	0,000261	0,006091	0,008892	0,003725	0,004327	0,003735	0,003713
4.4.2005	0,011502	0,000261	0,007319	0,003018	0,003347	0,003024	0,003011
5.4.2005	0,000361	0,011502	0,010352	0,006411	0,006823	0,006401	0,006459
6.4.2005	0,000001	0,000361	0,007346	0,005801	0,006569	0,005800	0,005823
7.4.2005	0,001131	0,000001	0,007249	0,004373	0,004549	0,004372	0,004388
8.4.2005	0,000700	0,001131	0,007553	0,003760	0,004121	0,003756	0,003774
11.4.2005	0,003607	0,000700	0,007437	0,003454	0,003952	0,003454	0,003458
12.4.2005	0,002361	0,003607	0,008222	0,004275	0,005034	0,004268	0,004299
13.4.2005	0,000875	0,002361	0,007886	0,003559	0,004192	0,003552	0,003577
14.4.2005	0,001878	0,000875	0,007485	0,002905	0,003211	0,002898	0,002917
15.4.2005	0,003128	0,001878	0,007755	0,002747	0,003122	0,002740	0,002759
18.4.2005	0,014932	0,003128	0,008093	0,002810	0,003284	0,002801	0,002824
19.4.2005	0,009913	0,014932	0,011278	0,005529	0,006050	0,005511	0,005580
20.4.2005	0,001795	0,009913	0,009923	0,005107	0,005877	0,005090	0,005152
21.4.2005	0,005311	0,001795	0,007733	0,003909	0,004097	0,003897	0,003939
22.4.2005	0,009697	0,005311	0,008682	0,005479	0,005896	0,005478	0,005475
25.4.2005	0,001001	0,009697	0,009865	0,005729	0,006426	0,005735	0,005709
26.4.2005	0,002320	0,001001	0,007518	0,005706	0,006777	0,005703	0,005712
28.4.2005	0,000757	0,002320	0,007874	0,005388	0,006570	0,005391	0,005380
29.4.2005	0,003561	0,000757	0,007453	0,004116	0,004644	0,004120	0,004111
3.5.2005	0,000003	0,003561	0,008209	0,003988	0,004671	0,003995	0,003976
4.5.2005	0,000887	0,000003	0,007249	0,003315	0,003888	0,003317	0,003309
5.5.2005	0,001408	0,000887	0,007488	0,002958	0,003510	0,002957	0,002958
6.5.2005	0,000063	0,001408	0,007628	0,002677	0,003164	0,002673	0,002679
9.5.2005	0,001095	0,000063	0,007266	0,002280	0,002404	0,002278	0,002281
10.5.2005	0,004760	0,001095	0,007544	0,002283	0,002468	0,002279	0,002288
11.5.2005	0,000082	0,004760	0,008533	0,002998	0,003348	0,002989	0,003014
12.5.2005	0,000023	0,000082	0,007271	0,002564	0,002781	0,002559	0,002574
13.5.2005	0,000123	0,000023	0,007255	0,002215	0,002195	0,002213	0,002222
16.5.2005	0,000593	0,000123	0,007282	0,002012	0,001898	0,002009	0,002017

17.5.2005	0,000003	0,000593	0,007408	0,001952	0,001843	0,001947	0,001956
18.5.2005	0,000148	0,000003	0,007249	0,001801	0,001534	0,001798	0,001804
19.5.2005	0,000923	0,000148	0,007288	0,001734	0,001408	0,001733	0,001735
20.5.2005	0,000314	0,000923	0,007498	0,002010	0,001812	0,002005	0,002015
23.5.2005	0,000434	0,000314	0,007333	0,001837	0,001494	0,001833	0,001841
24.5.2005	0,000011	0,000434	0,007366	0,001772	0,001412	0,001767	0,001775
25.5.2005	0,000040	0,000011	0,007251	0,001701	0,001288	0,001699	0,001703
26.5.2005	0,000008	0,000040	0,007259	0,001625	0,001093	0,001624	0,001626
27.5.2005	0,000088	0,000008	0,007251	0,001574	0,000954	0,001573	0,001575
30.5.2005	0,000198	0,000088	0,007272	0,001565	0,000925	0,001565	0,001565
31.5.2005	0,000012	0,000198	0,007302	0,001619	0,001029	0,001617	0,001621

Vir: Lastni izračuni.

Tabela 7: Napovedi nestanovitnosti za obdobje od 1.1 2005 do 31. 5. 2005 (σ^2_t predstavlja nestanovitnost realizirane donosnosti)

datum	σ^2_t	RW	OLS	GARCH	E-GARCH	A-GARCH	GJR
3.1.2005	0,000047	0,000569	0,004438	0,004223	0,004571	0,003847	0,004202
4.1.2005	0,000105	0,000047	0,004187	0,003867	0,004227	0,003580	0,003849
5.1.2005	0,000012	0,000105	0,004215	0,003535	0,003874	0,003259	0,003518
6.1.2005	0,000003	0,000012	0,004170	0,003227	0,003477	0,002990	0,003211
7.1.2005	0,000186	0,000003	0,004166	0,002951	0,003123	0,002744	0,002936
10.1.2005	0,000000	0,000186	0,004254	0,002729	0,002940	0,002507	0,002714
11.1.2005	0,000003	0,000000	0,004164	0,002505	0,002666	0,002302	0,002491
12.1.2005	0,012743	0,000003	0,004166	0,002303	0,002412	0,002124	0,002289
13.1.2005	0,005214	0,012743	0,010295	0,003776	0,003509	0,003950	0,003843
14.1.2005	0,000190	0,005214	0,006673	0,004809	0,004414	0,005299	0,004948
17.1.2005	0,000012	0,000190	0,004256	0,004513	0,004315	0,005070	0,004647
18.1.2005	0,000027	0,000012	0,004170	0,004112	0,003930	0,004644	0,004232
19.1.2005	0,001706	0,000027	0,004177	0,003748	0,003560	0,004221	0,003855
20.1.2005	0,010717	0,001706	0,004985	0,003657	0,003659	0,003955	0,003744
21.1.2005	0,038366	0,010717	0,009320	0,004458	0,004546	0,005000	0,004585
24.1.2005	0,000747	0,038366	0,022621	0,007770	0,006706	0,007662	0,007729
25.1.2005	0,000047	0,000747	0,004524	0,007852	0,007004	0,007535	0,007802
26.1.2005	0,000000	0,000047	0,004187	0,007103	0,006219	0,006827	0,007058
27.1.2005	0,003359	0,000000	0,004164	0,006431	0,005539	0,006200	0,006390
28.1.2005	0,000012	0,003359	0,005781	0,006268	0,005732	0,005884	0,006214
31.1.2005	0,000003	0,000012	0,004170	0,005699	0,005210	0,005327	0,005651
1.2.2005	0,001407	0,000003	0,004166	0,005172	0,004668	0,004855	0,005127
2.2.2005	0,000047	0,001407	0,004841	0,004885	0,004673	0,004726	0,004854
3.2.2005	0,000744	0,000047	0,004187	0,004441	0,004179	0,004318	0,004413
4.2.2005	0,002448	0,000744	0,004522	0,004151	0,004068	0,003958	0,004122
7.2.2005	0,000947	0,002448	0,005342	0,004014	0,004194	0,003975	0,003997
9.2.2005	0,000026	0,000947	0,004620	0,003910	0,004279	0,004022	0,003908
10.2.2005	0,000237	0,000026	0,004177	0,003565	0,003836	0,003685	0,003563
11.2.2005	0,000012	0,000237	0,004279	0,003280	0,003599	0,003439	0,003279
14.2.2005	0,000143	0,000012	0,004170	0,002999	0,003222	0,003152	0,002997
15.2.2005	0,000026	0,000143	0,004233	0,002767	0,003016	0,002873	0,002764
16.2.2005	0,000292	0,000026	0,004177	0,002547	0,002781	0,002624	0,002543
17.2.2005	0,000003	0,000292	0,004305	0,002385	0,002671	0,002404	0,002379

18.2.2005	0,000003	0,000003	0,004166	0,002200	0,002450	0,002206	0,002194
21.2.2005	0,002445	0,000003	0,004166	0,002029	0,002223	0,002035	0,002023
22.2.2005	0,000490	0,002445	0,005341	0,002201	0,002462	0,002055	0,002183
23.2.2005	0,000652	0,000490	0,004400	0,002192	0,002518	0,001960	0,002171
24.2.2005	0,000104	0,000652	0,004478	0,002072	0,002471	0,001930	0,002055
25.2.2005	0,000142	0,000104	0,004215	0,001916	0,002266	0,001785	0,001899
28.2.2005	0,001535	0,000142	0,004233	0,001801	0,002163	0,001646	0,001785
1.3.2005	0,000026	0,001535	0,004903	0,001841	0,002301	0,001817	0,001833
2.3.2005	0,000142	0,000026	0,004177	0,001738	0,002198	0,001774	0,001732
3.3.2005	0,000418	0,000142	0,004233	0,001628	0,002073	0,001635	0,001622
4.3.2005	0,000012	0,000418	0,004365	0,001588	0,002063	0,001528	0,001579
7.3.2005	0,000046	0,000012	0,004170	0,001489	0,001925	0,001415	0,001480
8.3.2005	0,000026	0,000046	0,004187	0,001399	0,001798	0,001315	0,001389
9.3.2005	0,000012	0,000026	0,004177	0,001311	0,001655	0,001253	0,001301
10.3.2005	0,000012	0,000012	0,004170	0,001233	0,001534	0,001203	0,001224
11.3.2005	0,003143	0,000012	0,004170	0,001161	0,001409	0,001134	0,001153
14.3.2005	0,000233	0,003143	0,005676	0,001521	0,001717	0,001321	0,001497
15.3.2005	0,000184	0,000233	0,004277	0,001419	0,001580	0,001247	0,001397
16.3.2005	0,000026	0,000184	0,004253	0,001339	0,001506	0,001162	0,001318
17.3.2005	0,000000	0,000026	0,004177	0,001266	0,001422	0,001087	0,001245
18.3.2005	0,000000	0,000000	0,004164	0,001190	0,001297	0,001032	0,001171
21.3.2005	0,000000	0,000000	0,004164	0,001122	0,001179	0,000987	0,001104
22.3.2005	0,001526	0,000000	0,004164	0,001061	0,001073	0,000947	0,001044
23.3.2005	0,000012	0,001526	0,004899	0,001206	0,001255	0,001229	0,001199
24.3.2005	0,000289	0,000012	0,004170	0,001142	0,001174	0,001194	0,001136
25.3.2005	0,000104	0,000289	0,004304	0,001113	0,001181	0,001216	0,001108
29.3.2005	0,003363	0,000104	0,004215	0,001081	0,001169	0,001227	0,001078
30.3.2005	0,000012	0,003363	0,005782	0,001506	0,001537	0,001828	0,001526
31.3.2005	0,001817	0,000012	0,004170	0,001424	0,001461	0,001761	0,001444
1.4.2005	0,000046	0,001817	0,005039	0,001580	0,001653	0,001752	0,001588
4.4.2005	0,000142	0,000046	0,004187	0,001475	0,001513	0,001622	0,001481
5.4.2005	0,000235	0,000142	0,004233	0,001391	0,001445	0,001499	0,001395
6.4.2005	0,000418	0,000235	0,004278	0,001322	0,001407	0,001463	0,001326
7.4.2005	0,000000	0,000418	0,004365	0,001275	0,001396	0,001358	0,001276
8.4.2005	0,001406	0,000000	0,004164	0,001202	0,001297	0,001266	0,001202
11.4.2005	0,000003	0,001406	0,004841	0,001317	0,001465	0,001496	0,001325
12.4.2005	0,000941	0,000003	0,004166	0,001254	0,001401	0,001459	0,001261
13.4.2005	0,000012	0,000941	0,004617	0,001299	0,001489	0,001395	0,001300
14.4.2005	0,000417	0,000012	0,004170	0,001222	0,001372	0,001301	0,001223
15.4.2005	0,000012	0,000417	0,004365	0,001201	0,001381	0,001217	0,001199
18.4.2005	0,000000	0,000012	0,004170	0,001142	0,001306	0,001136	0,001139
19.4.2005	0,011573	0,000000	0,004164	0,001079	0,001191	0,001078	0,001075
20.4.2005	0,000496	0,011573	0,009732	0,002537	0,002081	0,002858	0,002606
21.4.2005	0,000294	0,000496	0,004403	0,002668	0,002310	0,003132	0,002753
22.4.2005	0,008498	0,000294	0,004306	0,002466	0,002188	0,002855	0,002540
25.4.2005	0,000003	0,008498	0,008253	0,003492	0,002940	0,003536	0,003515
26.4.2005	0,000072	0,000003	0,004166	0,003278	0,002848	0,003247	0,003298
28.4.2005	0,000186	0,000072	0,004199	0,003007	0,002642	0,002959	0,003024
29.4.2005	0,000938	0,000186	0,004254	0,002770	0,002492	0,002770	0,002785
3.5.2005	0,000185	0,000938	0,004616	0,002636	0,002499	0,002559	0,002645
4.5.2005	0,003970	0,000185	0,004253	0,002482	0,002431	0,002353	0,002488
5.5.2005	0,000047	0,003970	0,006074	0,002744	0,002825	0,002812	0,002769

6.5.2005	0,000000	0,000047	0,004187	0,002589	0,002747	0,002735	0,002617
9.5.2005	0,000047	0,000000	0,004164	0,002379	0,002483	0,002524	0,002403
10.5.2005	0,000073	0,000047	0,004187	0,002195	0,002299	0,002354	0,002216
11.5.2005	0,005937	0,000073	0,004200	0,002039	0,002164	0,002222	0,002057
12.5.2005	0,000144	0,005937	0,007020	0,002707	0,002782	0,003116	0,002764
13.5.2005	0,000074	0,000144	0,004234	0,002622	0,002797	0,003103	0,002682
16.5.2005	0,000003	0,000074	0,004200	0,002425	0,002626	0,002903	0,002480
17.5.2005	0,000027	0,000003	0,004166	0,002231	0,002362	0,002670	0,002279
18.5.2005	0,000000	0,000027	0,004177	0,002061	0,002174	0,002445	0,002103
19.5.2005	0,007620	0,000000	0,004164	0,001904	0,001969	0,002253	0,001941
20.5.2005	0,000000	0,007620	0,007830	0,002760	0,002609	0,002797	0,002756
23.5.2005	0,000105	0,000000	0,004164	0,002602	0,002517	0,002572	0,002597
24.5.2005	0,000000	0,000105	0,004215	0,002403	0,002364	0,002416	0,002399
25.5.2005	0,000493	0,000000	0,004164	0,002212	0,002149	0,002240	0,002208
26.5.2005	0,000493	0,000493	0,004402	0,002104	0,002127	0,002067	0,002097
27.5.2005	0,000003	0,000493	0,004402	0,001977	0,002077	0,002001	0,001972
30.5.2005	0,000003	0,000003	0,004166	0,001831	0,001900	0,001874	0,001825
31.5.2005	0,001417	0,000003	0,004166	0,001698	0,001728	0,001747	0,001692

Vir: Lastni izračuni.