



УНИВЕРЗИТЕТ У НИШУ
ЕКОНОМСКИ ФАКУЛТЕТ



Јован Његић

**ПРИМЕНА РЕГРЕСИОНЕ АНАЛИЗЕ ФИНАНСИЈСКИХ ВРЕМЕНСКИХ СЕРИЈА
У УПРАВЉАЊУ ПОРТФОЛИО РИЗИЦИМА**

докторска дисертација

Ниш, 2014.



УНИВЕРЗИТЕТ У НИШУ
ЕКОНОМСКИ ФАКУЛТЕТ



**ПРИМЕНА РЕГРЕСИОНЕ АНАЛИЗЕ ФИНАНСИЈСКИХ ВРЕМЕНСКИХ СЕРИЈА
У УПРАВЉАЊУ ПОРТФОЛИО РИЗИЦИМА**
докторска дисертација

Ментор:

Проф. др Вера Ђорђевић

Кандидат:

мр Јован Његић

Ниш, 2014.



UNIVERSITY OF NIŠ
FACULTY OF ECONOMICS



**APPLICATION OF THE REGRESSION ANALYSIS OF FINANCIAL TIME SERIES IN
PORTFOLIO RISK MANAGEMENT**

doctoral dissertation

Mentor:

Prof. Vera Đorđević, PhD

Candidate:

Jovan Njegić, Msc

Niš, 2014.

Комисија за оцену и одбрану докторске дисертације

Ментор:

Др Вера Ђорђевић, редовни професор Економског факултета у Нишу

Чланови комисије:

1. Др Весна Јанковић-Милић, доцент Економског факултета у Нишу

**2. Др Дејан Ерић, редовни професор, Београдска банкарска академија, Институт
економских наука**

Датум одбране: _____

Научни допринос докторске дисертације

Допринос рада огледа се и у предлозима нових начина примене познатих метода и модела у моделовању волатилности финансијских тржишта и решавању проблема минимализације ризика у процесу оптимизације портфолија хартија од вредности у условима слабије развијених тржишта хартија од вредности. Такође, тежи се изналажењу могућности комбиновања различитих метода и модела у процесу мерења и моделовања ризика у посматраним земљама кандидатима за улазак у Европску унију, развијању адекватног инструментаријума за процену и смањивање ризика, као и давању подстицаја за што већом применом математичких метода у процесу улагања у хартије од вредности и креирања портфолија. Очекује се да ће спроведене анализе омогућити боље упознавање постојећих и будућих приватних и институционалних инвеститора са финансијским тржиштима региона, као и разумевање динамике финансијских тржишта Југоисточне Европе са аспекта приближавања Европској унији.

Scientific contribution of PhD dissertation

Contribution of the paper reflects in suggestions of new ways of application and implementation of known methods and models in volatility modelling of financial markets, in order to propose solution of risk minimization problem in portfolio optimization in terms of less developed securities markets. It also aims to investigate the possibilities of combining different methods and models in order to measure and model risk of observed candidate countries for accession to the European Union, as well as to contribute to the development of adequate instruments for assessing and reducing risks, and to provide incentives for a greater application of mathematical methods in the process of investing in securities and portfolio creation. It is expected that the analysis will provide a better understanding of financial markets in the region for current and future private and institutional investors, as well as an understanding of the dynamics of the financial markets of South-Eastern Europe in terms of accession to the European Union.

**ИЗЈАВА МЕНТОРА О САГЛАСНОСТИ ЗА ПРЕДАЈУ
УРАЂЕНЕ ДОКТОРСКЕ ДИСЕРТАЦИЈЕ**

Овим изјављујем да сам сагласан да кандидат **ЈОВАН ЊЕГИЋ** може да преда Реферату за последипломско образовање Факултета урађену докторску дисертацију под називом **ПРИМЕНА РЕГРЕСИОНЕ АНАЛИЗЕ ФИНАНСИЈСКИХ ВРЕМЕНСКИХ СЕРИЈА У УПРАВЉАЊУ ПОРТФОЛИО РИЗИЦИМА**, ради организације њене оцене и одбране.

(Потпис ментора: проф. Вера Ђорђевић)

**STATEMENT OF MENTOR'S CONSENT FOR SUBMISSION OF COMPLETED
DOCTORAL DISSERTATION**

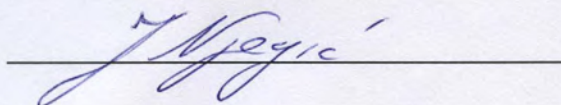
Hereby, I declare that I agree that the candidate **JOVAN NJEGIĆ**, can submit completed doctoral dissertation to the officer for postgraduate education of the Faculty under the name of: **Application of the Regression Analysis of Financial Time Series in Portfolio Risk Management** for the purpose of its evaluation and defense.

(mentor's signature: prof. Vera Đorđević)

ИЗЈАВА

Под пуном материјалном и моралном одговорношћу изјављујем да је приложена докторска дисертација резултат сопственог научног истраживања и да је коришћена литература на адекватан начин цитирана, без преузимања идеја, резултата и текста других аутора на начин којим се прикрива оригиналност извора. У потпуности преузимам одговорност за спроведено истраживање, анализу, интерпретацију података и закључке.

Својеручни потпис:

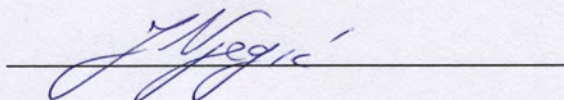


У Нишу, дана _____ године

S T A T E M E N T

With due material and moral responsibility, hereby I declare that the doctoral dissertation is the result of personal scientific research and that the references used are cited adequately without use of ideas, results and texts of other authors in the way that hides the source's originality. I take the full responsibility for conducted research, analysis, data interpretation and conclusions.

Signature:



Niš, _____

Примена регресионе анализе финансијских временских серија у управљању портфолио ризицима

Сажетак

На развијеним финансијским тржиштима постоји изражена потреба учесника за испитивањем, упоређивањем и предвиђањем волатилности приликом инвестиционог одлучивања. Наведена потреба условила је значајан број истраживања финансијских тржишта. За разлику од развијених финансијских тржишта за које се везују бројна веома опсежна и детаљна истраживања о кретању волатилности, ова област је још увек прилично неиспитана како на финансијском тржишту Србије, тако и у региону. Према сазнањима аутора, до сада није рађено истраживање волатилности финансијских тржишта земаља Југоисточне Европе са аспекта њиховог приближавања Европској унији. С обзиром на опредељеност посматраних земаља за приближавања Европској унији, претпоставка је да ће процес усклађивања прописа везаних за финансијска тржишта, као и ближе повезивање финансијских тржишта ових земаља са тржиштима Европске уније, довести до трансформације посматраних финансијских тржишта, што говори у прилог значају оваквих истраживања.

Предмет овог рада је испитивање утицаја процеса приближавања наведених земаља Европској унији на динамику волатилности и карактеристике њихових финансијских тржишта са циљем испитивања утицаја на портфолио ризик. Наведени утицај испитује се моделовањем волатилности берзанских индекса посматраних земаља Југоисточне Европе и применом различитих метода за креирање оптималног портфолија.

Кључне речи: регресиона анализа, управљање портфолиом, моделирање финансијских временских серија, управљање ризицима

Научна област: Економија

Ужа научна област: Економска статистика, примена математичких и статистичких метода у економским истраживањима

УДК: 336.76:005.334(4-12)

Application of the Regression Analysis of Financial Time Series in Portfolio Risk Management

Summary

In developed financial markets, there is an urgent need of the participants for examination, comparison and prediction of volatility in the process of the investment decision making. The above requirements have caused a significant number of studies of financial markets. Unlike the developed financial markets which are connected with numerous very detailed and extensive research on the movement of volatility, this area is still quite unexplored in the financial markets of Serbia and in the region. According to the authors' knowledge, there is still no research of volatility of the financial markets of South Eastern Europe in the terms of their accession to the European Union. Given the fact of accession of the observed countries to The European Union, the assumption is that the process of harmonization of regulations on financial markets, as well as closer linkage of these markets to the markets of the European Union, will result in the transformation of financial markets themselves, which indicates the importance of such research. The subject of the thesis is to investigate the effect of accession of these countries to the EU and the dynamics of the volatility characteristics of their financial markets in order to investigate the influence on portfolio risk. These influences are investigated by modelling the volatility of stock market indices of the observed countries in Eastern Europe and by application of various methods for the creation of optimal portfolio.

Key words: regression analysis, portfolio management, financial time series modeling, risk management

Scientific field: Economics

Field of Academic Expertise: Economic statistics, the application of mathematical and statistical methods in economic research

UDC: 336.76:005.334(4-12)

Списак скраћеница:

ADF – Augmented Dickey-Fuller

AIC – Akaike Information Criterion

APARCH – Asymmetric Power AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity

AR – AutoRegressive

ARCH – AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity

ARCH-M – AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity in Mean

ARMA – AutoRegressive Moving Average

BEKK GARCH - Baba, Engle, Kraft and Kroner Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity

BEVAK - Beleggingsvennootschap met vast kapitaal

BEVEK - Beleggingsvennootschap met veranderlijk kapitaal

BIC - Bayesian Information Criterion

CAPM – Capital Asset Pricing Model

CCC GARCH – Constant Conditional Correlation Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity

CDaR – Conditional Drawdown at Risk

COBOS - Client Order Book Online System

CVaR – Conditional Value at Risk

EFAMA – European Fund and Asset Management Association

EGARCH – Exponential Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity

ES – Expected Shortfall

ETF - Exchange-Traded Fund

EW – Equally Weighted

FF – Free Float

FCP - Fond commun de placement

GARCH - Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity

GARCH-M – Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity in Mean

GED – Generalized Error Distribution

GJR GARCH – GJosten-Jagannathan-Runkle Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity

GMV – Global Minimum Variance

GO GARCH – Generalized Orthogonal Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity

HANFA - Hrvatska agencija za nadzor financijskih usluga

HQIC – Hannan-Quinn Information Criterion

ICB - Industry Classification Benchmark

ICVC - Investment Company With Variable Capital

MA – Moving Average

MACD – Moving Average Convergence Divergence

MGARCH – Multivariate Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity

MLP – Multi-Layer Perception

OEIC - Open-Ended Investment Company

PRIVAK – Private Equity Beleggingsvennootschap met vast kapitaal

RVU – Relative Value Units

SICAF - Sociedad de inversión de capital fijo or société d'investissement à capital fixe

SICAV – Société d'investissement à capital variable

SPCC GARCH - Semi-Parametric Conditional Correlation Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity

TGARCH – Threshold Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity

UCITS – The Undertakings for Collective Investment in Transferable Securities

VaR – Value at Risk

VEC MGARCH – Vector Multivariate Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity

VC MGARCH – Varying-Correlation Multivariate Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity

Списак табела:

Табела 1.1. Број периода после којих GARCH(1,1) губи могућност предвиђања

Табела 2.1. Распоред броја инвестиционих фондова по регионима у свету (извор: *Investment Company Institute*)

Табела 2.2. Структура инвестиционих фондова по регионима у свету, у милионима долара (извор: *Investment Company Institute*)

Табела 2.3. Нето имовина инвестиционих фондова по земљама ЕУ за 2013. годину, у милионима евра (извор: EFAMA)

Табела 2.4. Број фондова и вредност имовине инвестиционих фондова у Хрватској у периоду 2001-2012. година, у хиљадама куна (извор: HANFA)

Табела 2.5. Вредност имовине инвестиционих фондова у Србији, за 2012. годину, у милионима динара

Табела 2.6. Класификација систематских и несистематских ризика

Табела 3.1. Промет и тржишна капитализација Београдске берзе у периоду 2010-2013. година

Табела 3.2. Промет и тржишна капитализација Загребачке берзе у периоду 2010-2013. година

Табела 3.3. Промет и тржишна капитализација Македонске берзе у периоду 2010-2013. година

Табела 3.4. Промет и тржишна капитализација Монтенегроберзе у периоду 2010-2013. година

Табела 3.5. Промет и тржишна капитализација Атинске берзе у периоду 2010-2013. година

Табела 3.6. Промет и тржишна капитализација Букурештанске берзе у периоду 2010-2013. година

Табела 3.7. Промет и тржишна капитализација Љубљанске берзе у периоду 2010-2013. година

Табела 3.8. Динамичка и статичка ограничења цена финансијских инструмената према врстама инструмената и тржишним сегментима

Табела 3.9. Промет и тржишна капитализација Бугарске берзе у периоду од 2010-2013. година

Табела 4.1. Приказ модела волатилности приноса индекса BELEXline у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Табела 4.2. Приказ ARMA(1,1)-GARCH(1,1) модела са Студентовом t расподелом и календарским ефектима за моделовање BELEXline индекса

Табела 4.3. Приказ модела волатилности приноса индекса CROBEX у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Табела 4.4. Приказ ARMA(0,1)-EGARCH(1,1) модела са GED расподелом и календарским ефектима за моделовање CROBEX индекса

Табела 4.5. Приказ модела волатилности приноса индекса MBI10 у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Табела 4.6. Приказ ARMA(0,1)-GARCH-M(1,1) модела са Студентовом расподелом за моделовање MBI10 индекса

Табела 4.7. Приказ модела волатилности приноса индекса MONEX у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Табела 4.8. Приказ EGARCH(2,3) модела са Студентовом расподелом за моделовање MONEX20 индекса

Табела 4.9. Приказ модела волатилности приноса индекса ASE у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Табела 4.10. Приказ EGARCH(3,3) модела са Студентовом расподелом за моделовање ASE индекса

Табела 4.11. Приказ модела волатилности приноса индекса BET у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Табела 4.12. Приказ GARCH(1,1) модела са Студентовом расподелом за моделовање BET индекса

Табела 4.13. Приказ модела волатилности приноса индекса SBI TOP у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Табела 4.14. Приказ GARCH(1,1) модела са GED расподелом за моделовање SBI TOP индекса

Табела 4.15. Приказ модела волатилности приноса индекса SOFIX у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Табела 4.16. Приказ GARCH(1,1) модела са GED расподелом за моделовање SOFIX индекса

Табела 4.17. Приказ модела волатилности приноса индекса ASE у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године

Табела 4.18. Приказ ARMA(0,1)-TGARCH(1,1) модела са GED расподелом за моделовање ASE индекса у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године

Табела 4.19. Приказ модела волатилности приноса индекса BET у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године

Табела 4.20. Приказ ARMA(1,0)-GARCH(1,1) модела са Студентовом расподелом за моделовање BET индекса у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године

Табела 4.21. Приказ модела волатилности приноса индекса SBI TOP у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године

Табела 4.22. Приказ GARCH(1,1) модела са GED расподелом за моделовање SBI TOP индекса у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године

Табела 4.23. Приказ ARMA(1,0)-EGARCH(2,3) модела са нормалном расподелом за моделовање SOFIX индекса у периоду од 21.10.2000. до 01.01.2003. године

Табела 4.24. Коефицијенти линеарног модела логистичке регресије за предвиђање кретања посматраних индекса

Табела 5.1. Показатељи основне статистике посматраних берзанских индекса у периодима 2000-2003. и 2010-2013. година

Табела 5.2. Вредности коефицијената левериџ ефекта, премије ризика и викенд ефекта код посматраних берзанских индекса у периодима 2000-2003. и 2010-2013. година

Табела 5.3. Показатељи ризичности и исплативости портфолија добијених применом EW, GMV, CVaR, CDaR и ARMA-GARCH модела

Табела 5.4. Показатељи ризичности и исплативости портфолија добијеног применом ARMA-GARCH/GMV модела

Списак слика:

Слика 1.1. Хомоскедастична (лево) и хетероскедастична (десно) временска серија

Слика 1.2. Кретање цена индекса BELEXline у периоду од 11.01.2010. до 31.12.2012. године

Слика 1.3. Кретање приноса индекса BELEXline у периоду од 11.01.2010. до 31.12.2012.

Слика 1.4. Аутокорелациона функција приноса и квадрата приноса индекса BELEXline у периоду од 11.01.2010. до 31.12.2012. године.

Слика 1.5. Приказ расподеле дневних приноса BELEXline индекса и нормалне Гаусове расподеле са просечном вредношћу и варијансом једнаком просечној вредности и варијанси серије BELEXline.

Слика 1.6. Утицај „*dummy*“ варијабли одсечка и „*dummy*“ варијабли нагиба на линију регресије

Слика 1.7. Пример криве утицаја вести за GARCH и TGARCH моделе

Слика 1.8. Приказ 3-2-1 „*feed-forward*“ неуронске мреже

Слика 2.1. Удео вредности нето имовине инвестиционих фондова по регионима за 2013. годину

Слика 2.2. Нето имовина инвестиционих фондова приказана по земљама ЕУ за 2013. годину (извор: ЕФАМА)

Слика 2.3. Диверзификација портфолио ризика

Слика 2.4. Однос вредности коефицијента корелације и портфолио ризика

Слика 2.5. GMV портфолио и гранична ефикасност

Слика 2.6. Приказ VaR и ES мера ризика

Слика 3.1. Сегменти Београдске берзе у оквиру којих се врши трговање хартијама од вредности

Слика 3.2. Функције X-Stream NASDAQ OMX трговинске платформе Загребачке берзе

Слика 3.3. Сегменти тржишта Монтенегроберзе

Слика 3.4. Структура Букурештанске берзе према финансијским инструментима којима се тргује

Слика 3.5. Структура Љубљанске берзе

Слика 4.1. Кретање цена и приноса индекса BELEXline у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Слика 4.2. Основна статистика серије приноса индекса BELEXline у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Слика 4.3. Аутокорелациона функција квадрата резидуала ARMA(1,0) модела за серију приноса BELEXline индекса

Слика 4.4. а) Кретање квадрата приноса индекса BELEXline и условне варијансе модела; б) Кретање приноса индекса BELEXline и предвиђања модела у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Слика 4.5. Кретање вредности и приноса CROBEX индекса у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Слика 4.6. Основна статистика серије приноса индекса CROBEX у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Слика 4.7. Аутокорелациона функција квадрата резидуала ARMA(0,1) модела за серију приноса CROBEX индекса

Слика 4.8. Крива утицаја вести за приносе CROBEX индекса моделираног GARCH и EGARCH моделима са t расподелом

Слика 4.9. а) Кретање квадрата приноса индекса CROBEX и условне варијансе модела; б) Кретање приноса индекса CROBEX и предвиђања модела у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Слика 4.10. Кретање вредности и приноса MBI10 индекса у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Слика 4.11. Основна статистика серије приноса индекса MBI10 у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Слика 4.12. Аутокорелациона функција квадрата резидуала ARMA(0,1) модела за серију приноса MBI10 индекса

Слика 4.13. а) Кретање квадрата приноса индекса MBI10 и условне варијансе модела; б) Кретање приноса индекса MBI10 и предвиђања модела у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Слика 4.14. Кретање вредности и приноса MONEX20 индекса у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Слика 4.15. Основна статистика серије приноса индекса MONEX20 у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Слика 4.16. Аутокорелациона функција квадрата приноса MONEX20 индекса

Слика 4.17. Крива утицаја вести за приносе MONEX индекса моделираног GARCH и EGARCH моделима са t расподелом

Слика 4.18. а) Кретање квадрата приноса индекса MONEX20 и условне варијансе модела; б) Кретање приноса индекса MONEX20 и предвиђања модела у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Слика 4.19. Кретање вредности и приноса ASE *General* индекса у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Слика 4.20. Основна статистика серије приноса индекса ASE *General* у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Слика 4.21. Аутокорелациона функција квадрата приноса ASE *General* индекса

Слика 4.22. Крива утицаја вести за приносе ASE индекса моделираног GARCH и EGARCH моделима са t расподелом

Слика 4.23. а) Кретање квадрата приноса индекса ASE и условне варијансе модела; б) Кретање приноса индекса ASE и предвиђања модела у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Слика 4.24. Кретање вредности и приноса BET индекса у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Слика 4.25. Основна статистика серије приноса индекса BET у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Слика 4.26. Аутокорелациона функција квадрата приноса BET индекса

Слика 4.27. а) Кретање квадрата приноса индекса BET и условне варијансе модела; б) Кретање приноса индекса BET и предвиђања модела у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Слика 4.28. Кретање вредности и приноса SBI TOP индекса у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Слика 4.29. Основна статистика серије приноса индекса SBI TOP у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Слика 4.30. Аутокорелациона функција квадрата приноса SBI TOP индекса

Слика 4.31. а) Кретање квадрата приноса индекса SBI TOP и условне варијансе модела; б) Кретање приноса индекса SBI TOP и предвиђања модела у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Слика 4.32. Кретање вредности и приноса SOFIX индекса у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Слика 4.33. Основна статистика серије приноса индекса SOFIX у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Слика 4.34. Аутокорелациона функција квадрата приноса SOFIX индекса

Слика 4.35. а) Кретање квадрата приноса индекса SOFIX и условне варијансе модела; б) Кретање приноса индекса SOFIX и предвиђања модела у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године

Слика 4.36. Кретање вредности и приноса ASE *General* индекса у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године

Слика 4.37. Основна статистика серије приноса индекса ASE *General* у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године

Слика 4.38. Аутокорелациона функција квадрата приноса ASE *General* индекса у периоду од 1. јануара 2000 до 1. јануара 2003. године

Слика 4.39. Крива утицаја вести за приносе ASE индекса моделисаног GARCH и TGARCH моделима са GED расподелом, у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године

Слика 4.40. а) Кретање квадрата приноса индекса ASE и условне варијансе модела; б) Кретање приноса индекса ASE и предвиђања модела у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године

Слика 4.41. Кретање вредности и приноса BET индекса у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године

Слика 4.42. Основна статистика серије приноса индекса BET у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године

Слика 4.43. Аутокорелациона функција квадрата приноса BET индекса у периоду од 1. јануара 2000 до 1. јануара 2003. године

Слика 4.44. а) Кретање квадрата приноса индекса ВЕТ и условне варијансе модела; б) Кретање приноса индекса ВЕТ и предвиђања модела у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године

Слика 4.45. Кретање вредности и приноса SBI TOP индекса у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године

Слика 4.46. Основна статистика серије приноса индекса SBI TOP у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године

Слика 4.47. Аутокорелациона функција квадрата приноса SBI TOP индекса у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године

Слика 4.48. а) Кретање квадрата приноса индекса SBI TOP и условне варијансе модела; б) Кретање приноса индекса SBI TOP и предвиђања модела у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године

Слика 4.49. Кретање вредности и приноса SOFIX индекса у периоду од 21.10.2000. до 01.01.2003. године

Слика 4.50. Основна статистика серије приноса индекса SOFIX у периоду од 21.10.2000. до 01.01.2003. године

Слика 4.51. Аутокорелациона функција квадрата приноса SOFIX индекса у периоду од 21.10.2000. до 01.01.2003. године

Слика 4.52. Крива утицаја вести за приносе SOFIX индекса моделираног GARCH и EGARCH моделима са нормалном расподелом

Слика 4.53. а) Кретање квадрата приноса индекса SOFIX и условне варијансе модела; б) Кретање приноса индекса SOFIX и предвиђања модела у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године

Слика 4.54. Динамика кретања α_{12} и β_{12} коефицијената ограниченог биваријантног *rolling* BEKK-GARCH(1,1) модела примењеног на STOXX Europe TMI и индексима посматраних берзи

Слика 5.1. Тржишна капитализација посматраних берзи на крају 2010, 2011. и 2012. године (EUR) (извор: World Data Atlas, <http://knoema.com/atlas>)

Слика 5.2. Удео тржишне капитализације у бруто друштвеном производу посматраних земаља у периоду од 2010. до 2012. године. (извор: World Data Atlas, <http://knoema.com/atlas>)

Слика 5.3. Укупан промет посматраних берзи у периоду од 2010. до 2012. године. (извор: World Data Atlas, <http://knoema.com/atlas>)

Слика 5.4. Рацио укупног промета у бруто друштвеном производу посматраних земаља у периоду од 2010. до 2012. године (извор: World Data Atlas, <http://knoema.com/atlas>)

Слика 5.5. Рацио обрта за посматране земље у периоду од 2010. до 2012. године (извор: World Data Atlas, <http://knoema.com/atlas>)

Слика 5.6. Рангирање испитиваних финансијских тржишта на основу посматраних показатеља (извор: аутор)

Слика 5.7. Динамика кретања удела индекса у EW, CVaR, CDaR, GMV, ARMA-GARCH и комбинованом ARMA-GARCH портфолију

Слика 5.8. Кретање вредности портфолија добијених применом EW, GMV, CVaR, CDaR, ARMA-GARCH и ARMA-GARCH/GMV модела

САДРЖАЈ

САДРЖАЈ	xix
УВОД	1
1. ТЕОРИЈСКИ АСПЕКТИ МОДЕЛОВАЊА ФИНАНСИЈСКИХ ВРЕМЕНСКИХ СЕРИЈА	5
1.1. Анализа финансијских временских серија	6
1.1.1. Опште особине временских серија	6
1.1.2. Стилизоване чињенице финансијских временских серија	9
1.1.3. Регресиона и корелациона анализа	16
1.1.4. Униваријантно моделовање временских серија	17
1.1.5. Моделовање волатилности	20
1.2. Мултиваријациона анализа финансијских временских серија	30
1.2.1. Мултиваријациони GARCH модели	30
1.2.2. Неуронска мрежа	33
1.3. Преглед владајућих ставова и схватања	37
2. БЕРЗАНСКИ ИНДЕКСИ И ПОРТФОЛИО ОПТИМИЗАЦИЈА	45
2.1. Берзански индекси и начини њиховог креирања	45
2.1.1. Берзански индекси посматраних земаља кандидата за улазак у ЕУ	45
2.1.2. Берзански индекси посматраних земаља чланица ЕУ	53
2.2. Инвестициони фондови	59
2.2.1. Историјат и класификација	59
2.2.2. Значај инвестиционих фондова и фактори развоја	68
2.3. Портфолио оптимизација	79
2.3.1. Систематски и несистематски ризик хартија од вредности	79

2.3.2.	Критеријуми за одређивање удела хартија од вредности приликом креирања портфолија.....	82
2.3.3.	Ребалансирање портфолија.....	87
3.	КАРАКТЕРИСТИКЕ ПОСМАТРАНИХ ФИНАНСИЈСКИХ ТРЖИШТА.....	91
3.1.	Финансијска тржишта одабраних земаља кандидата за улазак у Европску унију	91
3.1.1.	Историјат и карактеристике Београдске берзе.....	91
3.1.2.	Историјат и карактеристике Загребачке берзе.....	95
3.1.3.	Историјат и карактеристике Македонске берзе.....	97
3.1.4.	Историјат и карактеристике Монтенегроберзе.....	98
3.2.	Финансијска тржишта одабраних земаља чланица Европске уније.....	102
3.2.1.	Историјат и карактеристике Атинске берзе.....	102
3.2.2.	Историјат и карактеристике Букурештанске берзе.....	105
3.2.3.	Историјат и карактеристике Љубљанске берзе.....	108
3.2.4.	Историјат и карактеристике Бугарске берзе.....	111
4.	АНАЛИЗА, МОДЕЛОВАЊЕ И ПРЕДВИЂАЊЕ ВОЛАТИЛНОСТИ ФИНАНСИЈСКИХ ТРЖИШТА ОДАБРАНИХ ЗЕМАЉА ЈУГОИСТОЧНЕ ЕВРОПЕ	115
4.1.	Анализа волатилности посматраних финансијских тржишта.....	116
4.2.	Анализа финансијских тржишта земаља кандидата за улазак у Европску унију	118
4.2.1.	Анализа и моделовање BELEXline индекса.....	118
4.2.2.	Анализа и моделовање CROBEX индекса.....	123
4.2.3.	Анализа и моделовање MBI10 индекса.....	130
4.2.4.	Анализа и моделовање MONEX20 индекса.....	136
4.3.	Анализа финансијских тржишта земаља чланица Европске уније.....	142
4.3.1.	Анализа и моделовање ASE General индекса.....	142
4.3.2.	Анализа и моделовање BET индекса.....	149

4.3.3.	Анализа и моделовање SBI TOP индекса	155
4.3.4.	Анализа и моделовање SOFIX индекса	160
4.4.	Анализа финансијских тржишта земаља чланица Европске уније из периода када су биле у статусу кандидата за улазак у Европску унију	165
4.4.1.	Анализа и моделовање ASE General индекса у претходном периоду	165
4.4.2.	Анализа и моделовање BET индекса у претходном периоду	172
4.4.3.	Анализа и моделовање SBI TOP индекса у претходном периоду	177
4.4.4.	Анализа и моделовање SOFIX индекса у претходном периоду	183
4.5.	Предвиђање кретања волатилности и ефекат преливања волатилности	189
4.5.1.	Испитивање ефеката преливања волатилности	189
4.5.2.	Предвиђање кретања волатилности применом неуронске мреже	193
5.	УТИЦАЈ ПОСМАТРАНИХ КАРАКТЕРИСТИКА НА ПОРТФОЛИО РИЗИК	198
5.1.	Преглед испитаних карактеристика које могу утицати на портфолио ризик	198
5.1.1.	Карактеристике тржишта	198
5.1.2.	Основна статистика индекса, календарски ефекти, левериџ и ефекти премије ризика	204
5.2.	Примена регресије у оптимизацији портфолио ризика	207
	ЗАКЉУЧАК	215
	ЛИТЕРАТУРА:	224
	БИОГРАФИЈА	242

УВОД

Предмет ове докторске дисертације је примена регресионе анализе финансијских временских серија у управљању портфолио ризицима. Циљеви истраживања потичу из чињенице да на развијеним финансијским тржиштима постоји изражена потреба учесника за испитивањем, упоређивањем и предвиђањем волатилности приликом пословног одлучивања. Наведена потреба условила је значајан број истраживања финансијских тржишта, на основу којих су дефинисане „стилизоване чињенице“, термин који у економији означава емпиријске налазе чија конзистентност кроз велики број истраживања омогућава прихватање ових налаза као општеважећих. Стилизоване чињенице финансијских временских серија тичу се њихових следећих карактеристика:

- зависности (аутокорелација у приносима, апсолутним приносима, квадратима приноса),
- расподеле,
- хетерогености,
- нелинеарности,
- календарских ефеката,
- волатилности и
- ефекта кашњења при уграђивању информација.

За разлику од развијених финансијских тржишта за које се везују бројна веома опсежна и детаљна истраживања о кретању волатилности, ова област је још увек прилично неиспитана како на финансијском тржишту Србије, тако и у региону. Према томе, у овом раду се врши испитивање утицаја процеса приближавања анализираних земаља (земаља Југоисточне Европе) Европској унији на динамику волатилности и карактеристике њихових финансијских тржишта, као и утицај ових фактора на портфолио ризик. Тај утицај испитује се моделовањем волатилности берзанских индекса посматраних земаља и применом различитих метода за креирање оптималног портфолија. У раду аутор настоји да као резултат оствари решавање следећих проблема:

- Стицање нових сазнања о карактеристикама проблема мерења и моделовања ризика у процесу доношења инвестиционих одлука приликом креирања и инвестирања у портфолија хартија од вредности,
- Побољшање методологије утврђивања ризика у условима ближег повезивања финансијских тржишта Југоисточне Европе са тржиштима Европске уније и усклађивања прописа који се тичу наведених тржишта, тако да се циљеви остварују на ефикасан и ефикасан начин,
- Нови начин примене познатих метода и модела у моделовању волатилности финансијских тржишта и решавању проблема минимализације ризика у процесу оптимизације портфолија хартија од вредности у условима слабије развијених тржишта хартија од вредности,
- Изналажење могућности комбиновања различитих метода и модела у процесу мерења и моделовања ризика у посматраним земљама кандидатима за улазак у Европску унију,
- Развијање адекватног инструментаријума за процену и смањивање ризика и
- Давање подстицаја што већој примени статистичких метода у процесу улагања у хартије од вредности и креирању портфолија.

Изложени скуп проблема је комплексан и вишедимензионалан. Имајући у виду ову ситуацију, основни циљеви истраживања су ограничени и постављени на следећи начин:

- Процена ефеката примене регресионе анализе финансијских временских серија у управљању портфолио ризицима код посматраних земаља у условима приближавања Европској унији,
- Истраживање процеса доношења одлука у условима неизвесности,
- Развијање нових приступа и комбиновање постојећих метода за моделовање и решавање проблема минимализације ризика у процесу оптимизације портфолија хартија од вредности у условима слабије развијених тржишта хартија од вредности и
- Избор одговарајућих метода ради смањења ризика у процесу доношења одлука.

Полазећи од основних циљева, постављени су изведени циљеви ове докторске дисертације, који су усмерени на вршење систематизације, класификације и компарације познатих метода и модела, предлагање метода којима се могу смањити непрецизности у одлучивању, усавршавање и развијање метода за мерење и процену ризика ради његовог смањења, као и повећање ефикасности процеса доношења инвестиционих одлука приликом креирања и инвестирања у портфолије хартија од вредности. Поред наведених циљева, дисертација је усмерена и на критичку анализу степена успешности комбиновања различитих модела и метода, откривање нових међузависности познатих метода у области испитивања финансијских временских серија и испитивање могућности практичне примене предложених метода и модела у процесу доношења одлука у условима неизвесности и ризика.

Основна хипотеза полази од става да примена метода и модела за испитивање и моделовање волатилности у условима ближег повезивања финансијских тржишта Југоисточне Европе са тржиштима Европске уније може допринети смањењу ризика приликом креирања и инвестирања у портфолија хартија од вредности.

Наведена основна хипотеза ослања се на следеће помоћне хипотезе:

- На посматраним тржиштима хартија од вредности могу се идентификовати општеприхваћене стилизоване чињенице.
- Одређеним варијантама GARCH модела и модела неуронске мреже, могуће је са прихватљивом прецизношћу извршити краткорочно предвиђање посматраних временских серија.
- Анализом међузависности посматраних временских серија могуће је утврдити постојање ефекта преливања волатилности са других финансијских тржишта.
- Добијене резултате могуће је применити за потребе минимизовања ризика приликом инвестирања у портфолио хартија од вредности.

Наведени предмет истраживања и постављени циљеви, као и сложеност разматране проблематике, подразумевају примену различитих научних метода:

историјско-компаративне, дедуктивне, индуктивне и статистичке методе, као и методе анализе, синтезе, компилације и моделовања.

За потребе истраживања коришћени су следећи софтвери:

- R, верзија 3.0.2, (<http://www.r-project.org/>);
- E-views, верзија 8.0, (<http://www.eviews.com/>);
- Microsoft Excel 2013, (<http://office.microsoft.com/en-us/excel/>).

Узорци су формиран на основу два критеријума. Први критеријум за креирање узорка је припадност посматране земље Југоисточне Европе групи земаља кандидата за улазак у Европску унију, односно групи земаља чланица Европске уније. У том смислу, креиране су финансијске серије које прате кретање берзанских индекса одабраних земаља кандидата за улазак у Европску унију из подручја Југоисточне Европе (Црна Гора, Хрватска¹, Македонија, Србија), као и финансијске серије на основу кретања берзанских индекса одабраних земаља чланица Европске уније из подручја Југоисточне Европе (Бугарска, Грчка, Румунија, Словенија). Други критеријум представља период у коме су посматране земље у наведеном статусу. За потребе анализе посматраних временских серија, у раду се користе ARMA модели и асиметрични и симетрични GARCH модели.

За анализу међузависности финансијских временских серија примењују се: коефицијенти корелације, корелационе матрице, мултиваријациони GARCH модели и неуронска мрежа.

Приликом оптимизације портфолија коришћени су Марковицев модел оптимизације портфолија, модел оптимизације заснован на минимализацији условне ризичне вредности (*Conditional Value-at-Risk*), модел оптимизације заснован на минимализацији условних падова вредности (*Conditional Drawdown*) и модел оптимизације заснован на резултатима униваријантних GARCH модела.

Поред наведеног, у раду је извршена и анализа тржишне капитализације и основна анализа посматраних финансијских тржишта.

¹ Истраживање се односи на период када је Хрватска била кандидат за чланство

1. ТЕОРИЈСКИ АСПЕКТИ МОДЕЛОВАЊА ФИНАНСИЈСКИХ ВРЕМЕНСКИХ СЕРИЈА

Први део рада усмерен је на теоријске аспекте моделовања волатилности. Овај део се састоји из три главе. Прва глава бави се теоријским основама анализе финансијских временских серија. Представљене су опште особине временских серија, добро познате стилизоване чињенице које карактеришу финансијске временске серије попут хетероскедастичности, одсуства нормалности уз појаву такозваних „дебелих репова“ (*fat tails*), присуства корелације у приносима временских серија, асиметричности реакције приноса на позитивне и негативне вести. У поглављу које следи приказане су теоријске основе ауторегресионих модела покретних просека (ARMA). Такође, дефинисани су и GARCH модели, који су заступљени код испитивања и предвиђања временских серија приноса, апсолутних приноса и квадрата приноса добијених са финансијских тржишта. Финансијске временске серије приноса берзанских индекса често су карактерисане календарским ефектима, који представљају различит интензитет волатилности у појединим данима, односно месецима трговања. Поред наведеног, приноси берзанских индекса често поседују и такозвани левериџ (*leverage*) ефекат, који имплицира различит интензитет волатилности посматраних индекса узрокованих добрим, односно лошим вестима. У ту сврху, класификовани су и представљени најчешће коришћени асиметрични и симетрични GARCH модели, уз посебан осврт на могућности коришћења такозваних „*dummy*“ варијабли за потребе моделовања календарских ефеката. Такође, код ових серија је повећана вероватноћа појављивања екстремних вредности у поређењу са нормалном расподелом, што се у литератури која се бави финансијским временским серијама често означава појмом дебелих репова. У ту сврху, изложени су различити тестови који се користе за потребе испитивања особина финансијских серија, уз објашњење најчешће примењиваних поступака тестирања модела. На крају, ово поглавље пружа теоретски осврт на могућности коришћења наведених модела за потребе краткорочног предвиђања. У наставку овог дела, друга глава посвећена је теоретским аспектима анализе међузависности финансијских временских серија. За потребе планираног истраживања, овај део рада посвећен је основама испитивања корелисаности временских серија. Такође,

приказани су мултиваријациони GARCH модели који се најчешће примењују при тестирању преношења волатилности између финансијских тржишта, као и модел неуронске мреже за потребе предвиђања посматране временске серије приноса другом временском периоду. У трећој глави пружен је преглед владајућих ставова и схватања.

1.1. Анализа финансијских временских серија

1.1.1. Опште особине временских серија

Моделовање волатилности приноса подразумева детаљну анализу посматране временске серије, при чему је неопходно испитати и уважити њене опште карактеристике, као и одређене специфичности које се јављају код финансијских временских серија.

Стационарност представља базичну претпоставку приликом моделовања временских серија употребом ARMA модела. Временска серија може се окарактерисати као *стриктно*, односно *слабо стационарна*. Стриктна стационарност временске серије $\{r_t\}$ подразумева да функција распореда серије $F(r_{t1}, \dots, r_{tn})$ остаје непромењена приликом translације у времену за произвољно k , односно једнака је функцији распореда $F(r_{t1+k}, \dots, r_{tn+k})$. Далеко већу практичну примену у испитивању финансијских временских серија има слаба стационарност, која подразумева да временска серија испуњава три услова. Први услов је да је аритметичка средина временске серије непроменљива у времену, односно $E(r_t) = \mu$, где μ представља константу. Други услов подразумева константну и коначну варијансу посматране временске серије, док је трећи услов који мора испунити слабо стационарна временска серија да се коваријанса између r_t и r_{t-l} не мења током времена, односно $Cov(r_t, r_{t-l}) = \gamma_l$, при чему γ_l зависи само од l .

С обзиром на то да је слаба стационарност дефинисана коваријансом, за потребе анализе временске серије неопходно је испитати кретање вредности коваријансе, односно корелације током посматраног периода. Код униваријантне анализе, наведено испитивање се спроводи помоћу аутокорелационе и аутоковаријационе функције. Коваријанса између r_t и r_{t-k} је:

$$\gamma_k = Cov(r_t, r_{t-k}) = E(r_t - \mu)(r_{t-k} - \mu),$$

где су r_t и r_{t-k} приноси у тренутку t и $t-k$, док је μ просечна вредност.

док се корелација може изразити формулом:

$$\rho_k = \frac{\text{Cov}(r_t, r_{t-k})}{\sqrt{\text{Var}(r_t)}\sqrt{\text{Var}(r_{t-k})}} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0},$$

где су r_t и r_{t-k} приноси у тренутку t и $t-k$, док је γ коваријанса.

С обзиром на то да су у питању функције од k и да се односе на коваријансу, односно корелацију унутар једне временске серије, γ_k представља аутоковаријациону функцију, док је ρ_k аутокорелациона функција временске серије r_t са доцњом k . Када су у питању стационарне временске серије², аутоковаријациона и аутокорелациона функција имају следеће особине:

- $\gamma_0 = \text{Var}(r_t), \rho_0 = 1,$
- $\gamma_k = \gamma_{-k}, \rho_k = \rho_{-k},$
- $|\gamma_k| \leq \gamma_0, |\rho_k| \leq 1,$
- Аутоковаријациона матрица је позитивно семидефинитна.

Методу за испитивање постојања аутокорелације у временској серији предложили су Бокс и Пирс (Box & Pierce, 1970), а заснива се на процени $Q^*(m)$ статистике:

$$Q^*(m) = T \sum_{i=1}^m \hat{\rho}_i^2,$$

где је T број обсервација, док је $\hat{\rho}_i$ процењена корелација.

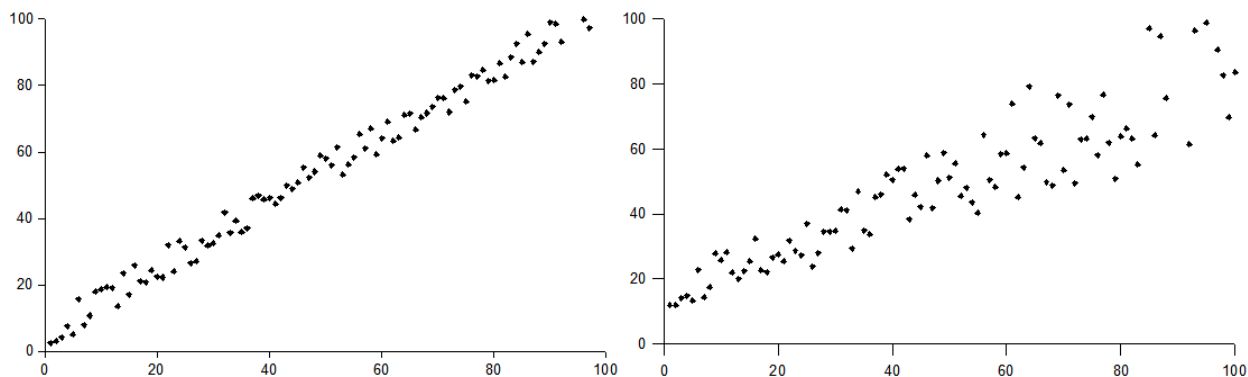
² У даљем тексту дисертације појам стационарности односи се на слабу стационарност.

Нулта хипотеза овог теста је да су у посматраној временској серији коефицијенти корелације за све доцње једнаки нули. Ширу примену у финансијама налази модификована верзија ове статистике, коју су у свом раду изложили Љунг и Бокс (Ljung & Box, 1978), са циљем унапређења теста код коначних узорака:

$$Q(m) = T(T+2) \sum_{i=1}^m \frac{\hat{\rho}_i^2}{T-i},$$

где је T број обсервација, док је $\hat{\rho}_i$ процењена корелација.

Скедастичност у теорији вероватноће и статистици представља кретање условне варијансе временске серије. За временску серију се може рећи да је карактерише хомогеност варијансе, односно хомоскедастичност, уколико све случајне променљиве посматране временске серије имају исту коначну варијансу. За испитивање хомоскедастичности временске серије може се користити Бројш-Паганов тест (Breusch, Pagan, 1979). У случају да нулта хипотеза о хомоскедастичности буде одбачена, за временску серију се каже да је хетероскедастична. Приказ хомоскедастичне и хетероскедастичне временске серије може се видети на Слици 1.1.



Слика 1.1. Хомоскедастична (лево) и хетероскедастична (десно) временска серија (извор: рад аутора).

Вероватноћа појаве одређене опсервације унутар временске серије дефинише се функцијом расподеле. Велики значај у теорији вероватноће има нормална, односно Гаусова расподела.

Функција нормалне расподеле има следећи облик:

$$f(r) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(r-\mu)^2}{2\sigma^2}}.$$

где је σ стандардна девијација, r принос, а μ средња вредност. У случају када је средња вредност једнака нули, а стандардна девијација износи један, наведена расподела се назива стандардизованом нормалном расподелом, коју такође карактерише коефицијент спљоштености у вредности три. У анализи временских серија, стандардизована нормална расподела има значајну примену приликом дефинисања насумичног кретања познатог као Брауново кретање, односно „бели шум“. Бели шум представља стационарну временску серију некорелисаних случајних променљивих са нултом средњом вредношћу и стабилном варијансом:

$$E(r_t) = 0, t = 1, 2, \dots$$

$$\text{var}(r_t) = E(r_t)^2 = \sigma^2 = \text{const}, t = 1, 2, \dots$$

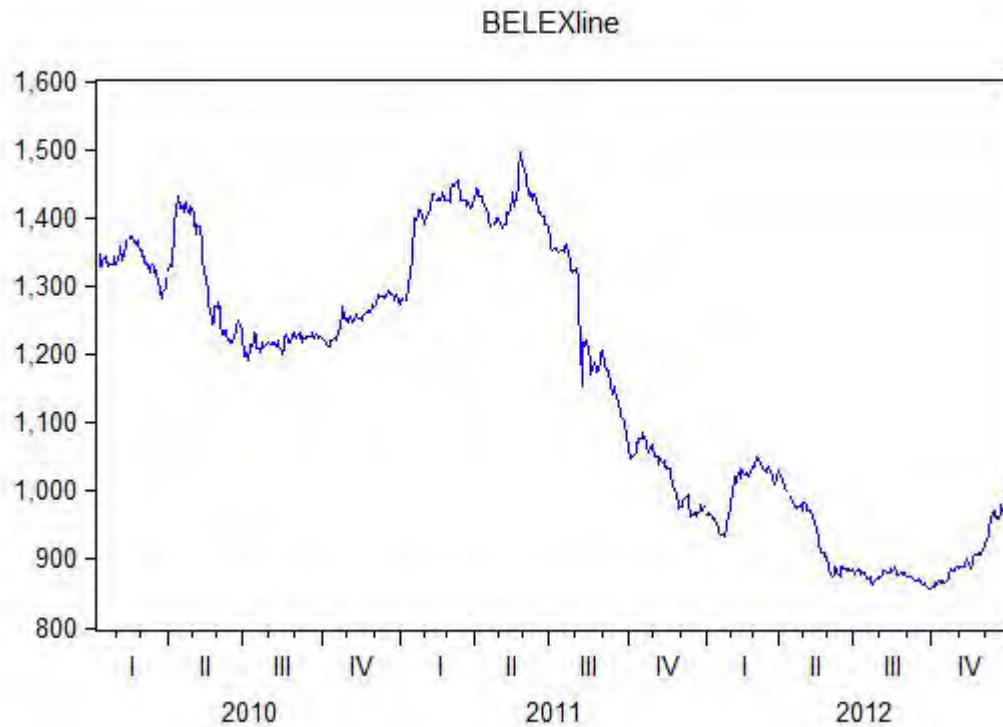
$$\text{cov}(r_t, r_{t-i}) = E(r_t r_{t-i}) = 0, t = 1, 2, \dots, i = 1, 2, \dots$$

У случају када су случајне променљиве процеса белог шума нормално расподељене, тада је у питању Гаусов бели шум.

1.1.2. Стилизоване чињенице финансијских временских серија

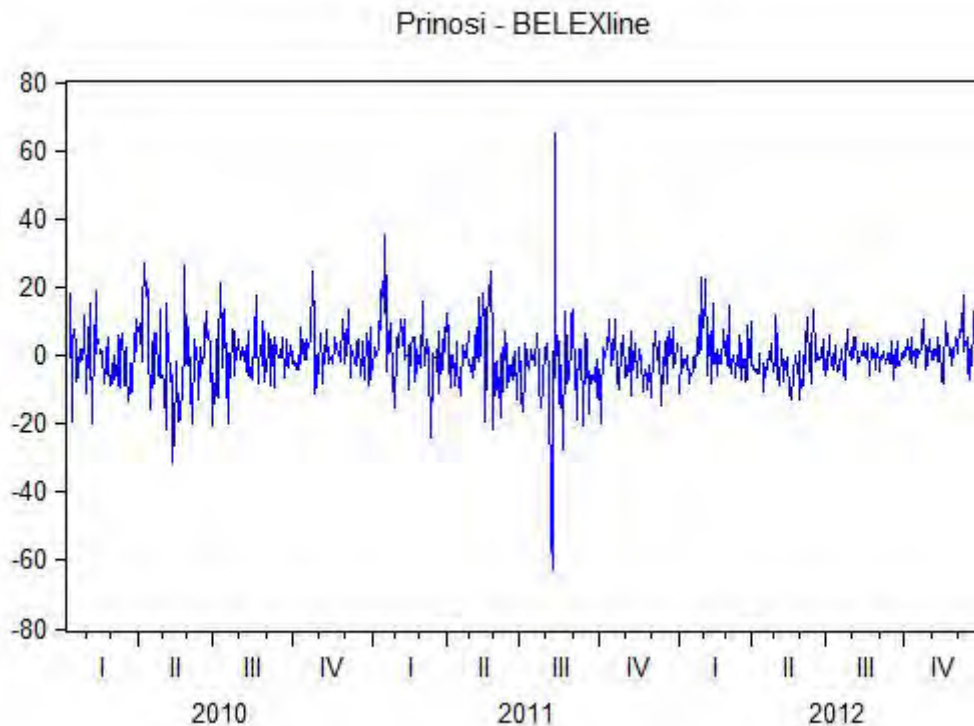
Испитивање временских серија приноса указује на постојање одређених правилности заједничких за велики број ових серија, које се у економској теорији често означавају као стилизоване чињенице финансијских временских серија. Првобитно испитивање стилизованих чињеница у својим радовима спровели су Манделброт и Фама (Mandelbrot, 1963; Fama, 1965). Стилизоване чињенице посматраних финансијских временских серија пре свега зависе од саме природе серија и њихове учесталости. С обзиром на то да су предмет истраживања спроведеног у овој дисертацији дневни приноси берзанских индекса, наведене стилизоване чињенице карактеристичне су пре свега за ову врсту финансијских временских серија.

- *Стационарност временских серија цена.* Кретање цена прати путању насумичног Брауновог кретања, што се може уочити на Слици 1.2.



Слика 1.2. Кретање цена индекса BELEXline у периоду од 11.01.2010. до 31.12.2012. године (извор: www.belex.rs).

Наведено кретање није стационарно, за разлику од кретања приноса. Временске серије приноса генерално задовољавају услов стационарности, што се може уочити на Слици 1.3, при чему волатилност приноса представља степен осцилација приноса од средње вредности.



Слика 1.3. Кретање приноса индекса BELEXline у периоду од 11.01.2010. до 31.12.2012. године (извор: рад аутора).

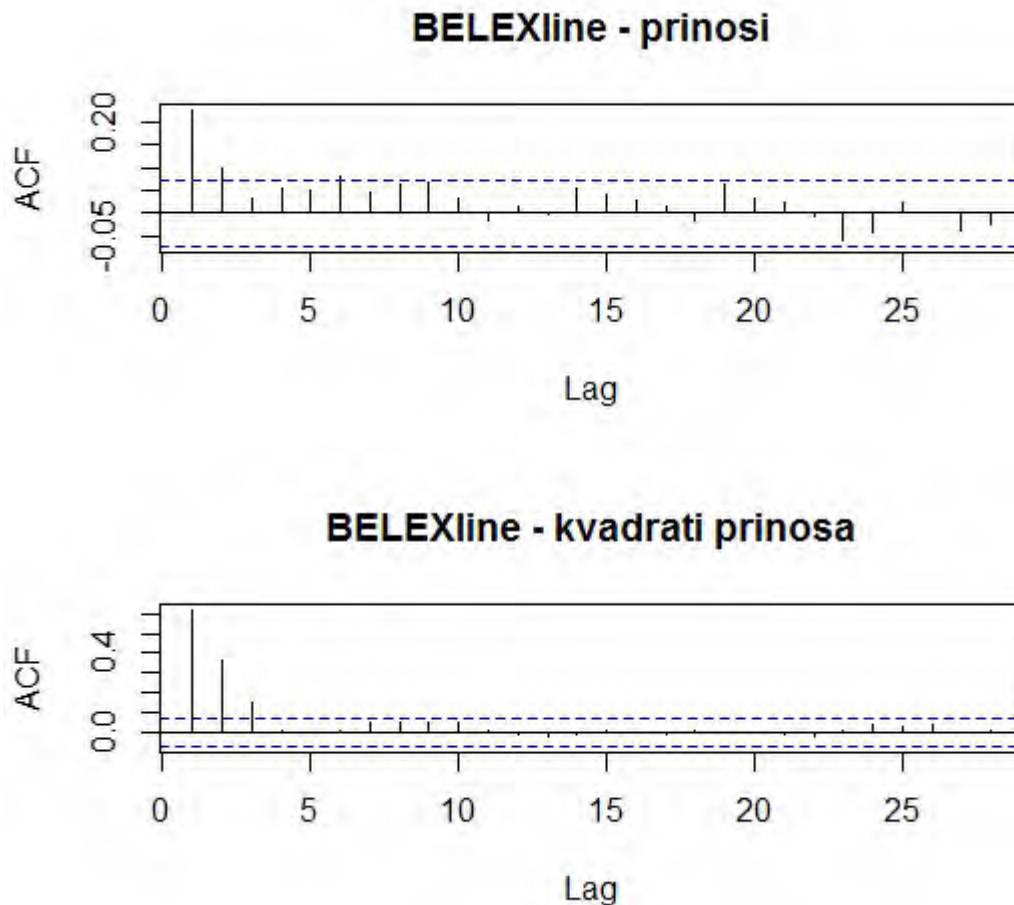
- Аутокорелација у временским серијама приноса и аутокорелација квадрата приноса. Финансијске временске серије које прате кретање дневних приноса генерално показују мали степен аутокорелације, који се већином креће у распону статистичке грешке, и поистовећује се са белим шумом. Наведено одсуство аутокорелације може се представити на следећи начин:

$$\text{Corr}(r_t, r_{t-\tau}) \approx 0, \text{ за } \tau=1,2,\dots,100.$$

Квадрати приноса, са друге стране, често имају више или мање изражену аутокорелацију која има тенденцију лаганог опадања.

$$\text{Corr}(r_t, r_{t-\tau}) > 0, \text{ за мале вредности } \tau.$$

Наведене карактеристике могу се уочити на Слици 1.4.

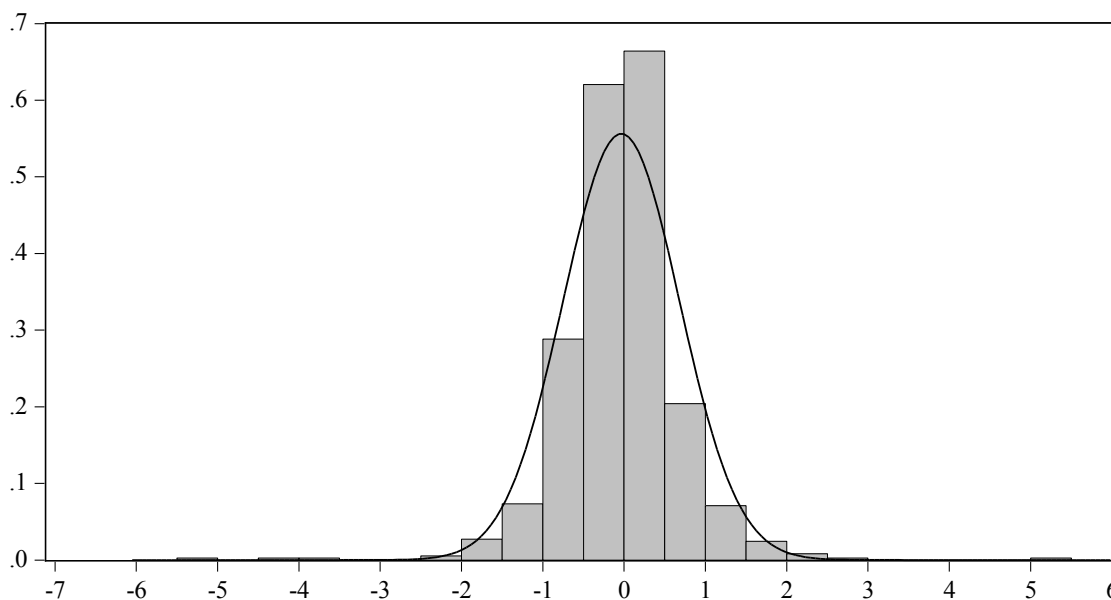


Слика 1.4. Аутокорелациона функција приноса и квадрата приноса индекса BELEXline у периоду од 11.01.2010. до 31.12.2012. године (извор: рад аутора).

- *Хетероскедастичност.* Приноси као финансијске временске серије имају изражену тенденцију груписања волатилности. Током периода које карактерише виша стопа ризика стопе приноса испољавају високу волатилност, да би се у периодима ниже стопе ризика волатилност смањила. Наведена хетероскедастичност може се уочити на Слици 1.2. Испитивање постојања условне хетероскедастичности може се вршити на више начина. Један од најчешће примењиваних метода је путем израчунавања Љунг-Боксове статистике $Q(m)$ за серију квадрата резидуала $\{a^2\}$, који се могу представити као одступања временске серије од средње вредности:

$a_t = r_t - \mu$ (McLeod & Li, 1983). Нулта хипотеза код наведеног теста је да је аутокорељациона функција за првих m доцњи једнака нули.

- *Одступање од нормалне расподеле.* За разлику од нормалне расподеле, чији параметар спљоштености има вредност 3, емпиријска истраживања су показала да финансијске временске серије карактерише расподела која има често далеко вишу вредност параметра спљоштености, што се може уочити на Слици 1.5. Последица оваквог лептокуртичног облика дистрибуције са вредношћу параметра спљоштености вишом од 3 је појава такозваних „тешких“ репова, који указују на већи ризик услед веће вероватноће појаве екстремних вредности. Наведена појава израженија је код дневних приноса, док се расподела недељних и месечних приноса више приближава нормалној расподели.



Слика 1.5. Приказ расподеле дневних приноса BELEXline индекса и нормалне Гаусове расподеле са просечном вредношћу и варијансом једнаком просечној вредности и варијанси серије BELEXline (извор: рад аутора).

- *Левериџ ефекат (leverage effect).* Финансијске временске серије које прате кретање приноса често показују различите реакције на позитивне, односно негативне вести. Појава нове вести утиче на повећање волатилности посматране временске серије, при чему је чест случај да негативне вести у већој мери утичу на волатилност него

што је то случај са позитивним вестима. Овај вид асиметрије када је у питању испитивање финансијских временских серија назива се левериц ефектом.

- *Календарски ефекти.* Честа карактеристика финансијских временских серија је да се приноси могу разликовати у зависности од дана у недељи, дана у месецу, као и месеца у години. Календарски ефекти дана у недељи јављају се као последица чињенице да приноси понедељком, за разлику од осталих радних дана, представљају 72-часовне приносе, па би се могло очекивати да ће овог дана у недељи приноси бити јаче изражени. Емпиријска истраживања, међутим, показују да просечни приноси понедељком често имају нижу вредност од приноса осталим данима (Fields, 1931; Cross, 1973; French, 1980; Rubinstein, 2001). Новија истраживања, са друге стране, указују на ишчезавање ефекта понедељка (Sullivan, Timmermann, White 2001; Schwert 2003).

Истраживање спроведено на временској серији која покрива период од 1963. до 1981. године указује на то да су позитивни просечни приноси остварени само током прве половине месеца, као и последњег радног дана у месецу (Ariel, 1987). До сличних резултата дошли су и Лаконишок и Шмит (Lakonishok, Smidt, 1988), указујући на значајно више приносе који се остварују последњег радног дана у месецу, као и током прва четири радна дана почетком месеца. Објашњење овог ефекта може се пронаћи у чињеници да се наведени дани у месецу поклапају са циклусом исплата зарада, услед чега долази до повећања куповног притиска (Ogden, 1990).

Поред наведених, трећи значајан календарски ефекат који се јавља у серијама приноса је ефекат месеца у години, који указује на статистички значајно веће просечне приносе који се остварују у јануару, у поређењу са осталим месецима у години. Ефекат месеца у години у серијама индекса Сједињених америчких држава регистровани су Розеф и Кини (Rozeff, Kinney, 1976) у свом истраживању, док је у међународној студији спроведеној на серијама приноса у седамнаест земаља у периоду од 1959. до 1979. године установљен значајан ефекат у тринаест земаља (Gultekin, Gultekin, 1983).

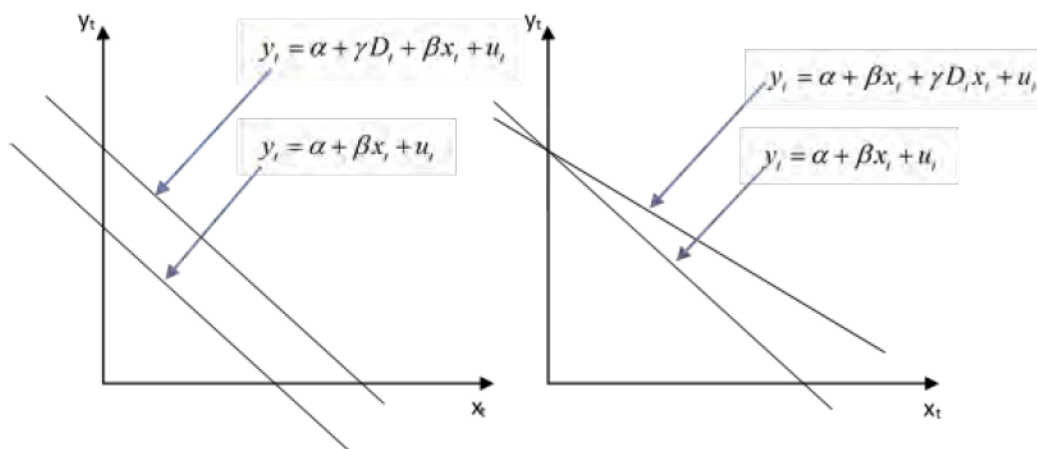
Испитивање статистичког значаја календарских ефеката спроводи се применом „*dummy*“ варијабле у регресионој анализи. Наведене варијабле могу узети две вредности: вредност један за дан, односно месец за који се жели испитати постојање календарског ефекта, и вредност нула за остале дане. Пример коришћења „*dummy*“ варијабле за испитивање календарског ефекта применом просте регресије може се представити на следећи начин:

$$y_t = \alpha + \gamma_1 D1_t + \gamma_2 D2_t + \gamma_3 D3_t + \gamma_4 D4_t + \gamma_5 D5_t + \beta x_t + u_t,$$

где $D1$, $D2$, $D3$, $D4$ и $D5$ представљају „*dummy*“ варијабле за радне дане у недељи, при чему код испитивања ефекта понедељка варијабла $D1$ има вредност 1, док остале „*dummy*“ варијабле имају вредност 0. Применом представљене „*dummy*“ варијабле долази до промене величине одсечка код линије регресије. Други начин испитивања календарских ефеката је коришћењем варијабле нагиба, која се може представити формулом:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \gamma D_t x_t + u_t,$$

где додељивањем варијабле вредности 1, уместо промене величине одсечка, долази до промене степена нагиба линије регресије. Графички приказ разлике између наведених „*dummy*“ варијабли дат је Сликаом 1.6.



Слика 1.6. Утицај „*dummy*“ варијабле одсечка и „*dummy*“ варијабле нагиба на линију регресије (извор: рад аутора, према Brooks, 2008).

1.1.3. Регресиона и корелациона анализа

Регресиона анализа обухвата скуп статистичких метода које имају за циљ да открију постојање везе између посматраних појава, као и да утврде какве су везе по облику и смеру. Основни скуп у регресионој анализи најчешће се истражује испитивањем узорка, како би се утврдио регресиони модел којим се најпрецизније може утврдити квантитативно слагање варијација посматраних појава. Линеарна регресија подразумева примену логичке анализе са циљем да се утврде зависна и независна променљива, након чега се, уколико се утврди постојање везе између посматраних променљивих, утврђују облик и смер везе. По облику, веза може бити:

- линеарна,
- нелинеарна и
- просторна.

Смер везе може бити:

- позитиван, или
- негативан.

Корелациона анализа, са друге стране, представља скуп статистичких метода које имају за циљ да утврде јачину везе између посматраних појава. Корелација представља међусобну повезаност обележја посматраних појава, и може се класификовати по:

- смеру – позитивна, односно негативна корелација,
- броју посматраних појава – проста, односно вишеструка корелација и
- облику везе – линеарна или нелинеарна корелација.

Регресиона и корелациона анализа имају велики значај у финансијама. Изражена је примена ове анализе код моделовања и предвиђања вредности макроекономских показатеља, као и финансијских серија приноса.

1.1.4. Униваријантно моделовање временских серија

Под униваријантним моделовањем временских серија подразумева се моделовање и предвиђање вредности финансијских варијабли на основу информација садржаних унутар посматране временске серије. Најширу употребу код моделовања финансијских и макроекономских временских серија имају ауторегресиони (AR) модели, модели покретних просека (*Moving Average* – MA), као и комбиновани ARMA модели. Ауторегресиони процес реда p је процес који има регресију на сопствене вредности, односно садашња вредност процеса представља линеарну комбинацију прошлих вредности, уз додатак случајног поремећаја:

$$r_t = \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} + a_t.$$

где r_t представља серију приноса, ϕ_i су параметри модела, док је a_t серија резидуала.

Први корак код моделовања подразумева испитивање стационарности временске серије. Слабо стационарни процеси, као што је раније изложено, подразумевају да временска серија има константну средњу вредност, варијансу и аутоковаријансу. За потребе овог испитивања може се користити проширена верзија Дики-Фулеровог теста (Dickey, Fuller, 1981). Проширени Дики-Фулеров тест (*Augmented Dickey-Fuller* – ADF) примењује се за испитивање постојања јединичног корена код временске серије код AR и ARMA модела. Наведеном моделу може се приписати карактеристична једначина:

$$g^p - \phi_1 g^{p-1} - \phi_2 g^{p-2} - \dots - \phi_p = 0,$$

где g_1, g_2, \dots, g_p представљају корене карактеристичне једначине. За временску серију се може рећи да је стационарна уколико су сви корени у апсолутној вредности строго мањи од један. У случају да постоји бар један корен карактеристичне једначине чија је апсолутна вредност једнака један, временска серија је нестационарна и представља серију са јединичним кореном.

Избор реда AR процеса врши се на основу аутокорелационе функције. Аутокорелациона функција AR(p) процеса дата је изразом:

$$\rho_k = \sum_{i=1}^p \phi_i \rho_{k-i}, k > 0,$$

при чему се понашање аутокорелационе функције може представити изразом:

$$\rho_k = \sum_{i=1}^p A_i (g_i^{-1})^k, k = 0, 1, 2, \dots$$

где A_i представљају константе. Може се закључити да аутокорелациона функција AR процеса p -ог реда опада током времена по експоненцијалној, осцилаторној или синусоидној путањи.

Испитивање аутокорелације између r_t и r_{t-k} применом аутокорелационе функције суочава се са проблемом утицаја корелације са $r_{t-1}, r_{t-2}, \dots, r_{t-k+1}$. Како би се добио коефицијент ϕ_{kk} који испитује чисту корелисаност између r_t и r_{t-k} , користи се парцијална аутокорелациона функција, која елиминисе утицаје корелисаности са члановима временске серије на доцњама између тренутака t и $t-k$. Низ коефицијената $\phi_{11}, \phi_{22}, \dots$ може се добити применом Дарбинове рекурзивне формуле:

$$\phi_{kk} = \frac{\rho_k - \sum_{i=1}^{k-1} \phi_{k-1,i} \rho_{k-i}}{1 - \rho_k - \sum_{i=1}^{k-1} \phi_{k-1,i} \rho_{k-i}}, \phi_{ki} = \phi_{k-i,j} - \phi_{kk} \phi_{k-1,k-i}.$$

Наведени низ представља парцијалну аутокорелациону функцију, и коефицијенти ове функције једнаки су нули за доцње веће од реда модела.

MA(q) модели користе се за моделовање процеса покретних просека, који се могу приказати изразом:

$$r_t = c_o + a_t - \sum_{i=1}^q \theta_i a_{t-i},$$

где је r_t серија приноса, θ_i су параметри модела, c_0 представља константу, док је a_t серија резидуала.

Наведени модели користе се при моделовању појава код којих су ефекти изазвани догађајима тренутни и краткотрајни. За разлику од AR процеса, процеси покретних просека имају коначну варијансу, на основу чега се може закључити да су у питању стационарни процеси. Аутокорелациона функција MA(q) процеса изражава се следећим изразом:

$$\rho_k = \frac{-\theta_k + \theta_1\theta_{k+1} + \dots + \theta_{q-k}\theta_q}{1 + \theta_1^2 + \dots + \theta_q^2}, k = 1, 2, \dots, q, \rho_k = 0 \text{ за } k > q.$$

Функција има нулте вредности за доцње веће од реда модела (q), док парцијална аутокорелациона функција опада по експоненцијалној, осцилаторној или синусоидној путањи. Путања којом ће доћи до опадања зависи од природе корена карактеристичне једначине.

На крају, комбинација претходна два модела користи се при моделовању ауторегресивних процеса покретних просека (ARMA). Општи израз за моделовање ARMA(p,q) процеса може се записати на следећи начин:

$$r_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} - \sum_{j=1}^q \theta_j a_{t-j} + a_t.$$

где је r_t серија приноса, θ_i и ϕ_i су параметри модела, ϕ_0 представља константу, док је a_t серија резидуала.

Инвертибилност и стационарност процеса остварена је уколико су апсолутне вредности корена карактеристичне једначине већи од јединичне вредности. Аутокорелациона функција ARMA(1,1) процеса приказана је следећим изразом:

$$\rho_1 = \frac{(\phi_1 - \theta_1)(1 - \phi_1\theta_1)}{1 + \theta_1^2 - 2\phi_1\theta_1}, \rho_k = \phi_1\rho_{k-1}, k \geq 2.$$

Потребно је нагласити да на аутокорелациону функцију ARMA процеса утичу како Φ , тако и θ коефицијенти, што у великој мери отежава утврђивање реда ARMA модела. За поређење различитих ARMA(p,q) модела могу се користити информациони критеријуми, о којима ће више речи бити у наредном поглављу.

1.1.5. Моделовање волатилности

Велики значај који ризик има при доношењу финансијских одлука утицао је на то да се значајна пажња посвети анализи волатилности приноса, као и развоју модела за потребе испитивања и предвиђања волатилности. Постоји широка литература на енглеском језику која се бави овом тематиком, у оквиру које посебно треба поменути ауторе као што су Цеј (Tsay, 2010, поглавље 3), Тејлор (Taylor, 2007, поглавља 8, 9 и 10), Брукс (Brooks, 2008, поглавље 8), Ендерс (Enders, 2009, поглавље 3), Кристоферсен (Christoffersen, 2011, поглавље 2), Френч и остали (Francq et al, 2010), као и Андерсен (Andersen, 2009).

Узмимо у разматрање стандардни ARMA(1,1) модел за финансијске временске серије приноса:

$$r_t = \mu + \phi_1 r_{t-1} + a_t + \theta_1 a_{t-1},$$

где је $\{r_t\}$ серија приноса, μ средња вредност, ϕ_1 и θ_1 параметри модела, док је $\{a_t\}$ серија резидуала. Наведено имплицира да је:

$$Var_{t-1}(r_t) = Var_{t-1}(\mu + \phi_1 r_{t-1} + a_t + \theta_1 a_{t-1}) = Var_{t-1}(a_t) = \sigma^2,$$

што би значило да је варијанса посматраног модела константна.

Уколико се у разматрање узме временска серија квадрата резидуала $\{a_t^2\}$, наведена серија се може декомпоновати на два дела: условну варијансу и нову серију белог шума са средњом вредношћу нула и варијансом један:

$$a_t^2 = \sigma^2 + \eta_t.$$

Ако би условна варијанса заиста била константна, аутокорелациона функција (АЦФ) серије квадрата резидуала $\{a_t^2\}$ била би једнака нули:

$$\begin{aligned}\gamma_j &= \text{Cov}[a_t^2, a_{t-j}^2] \\ &= E[(a_t^2 - E[a_t^2])(a_{t-j}^2 - E[a_{t-j}^2])] \\ &= E[(a_t^2 - \sigma^2)(a_{t-j}^2 - \sigma^2)] \\ &= [\eta_t \cdot \eta_{t-j}] \\ &= 0 \forall j \neq 0\end{aligned}$$

Емпиријска истраживања, међутим, показују да аутокорелациона функција серије квадрата резидуала код временских серија приноса сведочи о постојању значајних серијских корелација.

Први пут је на ову карактеристику финансијских временских серија усмерио пажњу Енгл (Engle, 1982), што је у теорији прихваћено као стилизована чињеница о финансијским временским серијама приноса, која указује на значајну могућност предвиђања у испитивању волатилности приноса. Модел који је у свом раду представио Енгл представља модел ауторегресивне условне хетероскедастичности (ARCH(1)):

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha a_{t-1}^2 .$$

где је σ_t^2 варијанса у тренутку t , ω је константа, α је параметар модела, док је a_{t-1}^2 квадрат резидуала из претходног периода.

Наведени модел указује на то да условна варијанса у тренутку t није константна, већ представља збир константе и квадрата резидуала у тренутку $t-1$. Генерализацију ARCH(1) модела извршио је Болерслев (Bollerslev, 1986), представљајући добро познати GARCH(1,1) модел:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha a_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 ,$$

где је σ_t^2 варијанса у тренутку t , ω је константа, α и β су параметри модела, док су a_{t-1}^2 и σ_{t-1}^2 квадрат резидуала, односно варијанса из претходног периода.

Комбинујући изложене ARMA(m,s) и GARCH(p,q) моделе, добија се модел који се користи при анализи финансијских временских серија:

$$r_t = \mu + \sum_{i=1}^m \phi_i r_{t-i} + \sum_{j=1}^s \theta_j a_{t-j},$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i a_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

где је r_t серија приноса, θ_i и ϕ_i су параметри модела, μ представља средњу вредност, док је a_t серија резидуала, σ_t^2 варијанса у тренутку t , ω је константа, α и β су параметри модела, док су a_{t-1}^2 и σ_{t-1}^2 квадрат резидуала, односно варијанса из претходног периода.

Као основни модел примењује се ARMA(1,1)-GARCH(1,1). Услови које овај модел мора испунити су:

$$\omega > 0,$$

$$\alpha_i \geq 0,$$

$$\beta_j \geq 0,$$

Процес a_t је стационаран у коваријанси ако и само ако:

$$\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j < 1.$$

Први услов обезбеђује позитивну варијансу, док други услов гарантује стационарност коваријансе. Сума коефицијената α и β представља такозвану меморију GARCH модела, и указује на време које је потребно да модел изгуби способност предвиђања. Уколико је $(\alpha+\beta)$ близу вредности нула, модел ће брзо изгубити способност предвиђања, док ће временски хоризонт предвидљивости модела код којих је $(\alpha+\beta)$ близу вредности један бити далеко дужи. Уколико се са h обележи број периода после којих GARCH(1,1) губи способност предвиђања, у Табели 1.1 се могу видети вредности h за одређене вредности $(\alpha+\beta)$.

Tabela 1.1. Број периода после којих GARCH(1,1) губи могућност предвиђања.

$(\alpha+\beta)$	h
0,80	4,11
0,85	5,27
0,90	7,58
0,95	14,51
0,99	69,97
0,999	693,80

(извор: Francq, 2010)

Процена параметара GARCH модела може се релативно једноставно извршити максимизацијом функције веродостојности, уз претпоставку о дистрибуцији резидуала a_t . Најчешћа претпоставка је да резидуали прате нормалан распоред са аритметичком средином нула и варијансом σ_t . Функција веродостојности за посматрани модел гласи:

$$L(r_1, r_2, \dots, r_T | \theta) = \prod_{t=2}^T f(r_t | r_{t-1}; \theta) = \prod_{t=2}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_t^2}} e^{-\frac{a_t^2}{2\sigma_t^2}}$$

За максимизацију ове функције користе се нумеричке методе, при чему постоје различити начини за постављање почетних параметара a_1 и σ_1^2 , као на пример постављање почетних вредности ових параметара на њихове очекиване вредности θ и $\omega/(1-\alpha-\beta)$. Бројна истраживања, међутим, указују на то да, када су у питању финансијске временске серије приноса, посматране вредности обично не прате нормалну расподелу, већ показују такозвана задебљања у реповима дистрибуције. Из наведених разлога, често се у анализи финансијских временских серија користи Студентова t расподела, односно GED (*generalized error distribution*). За процену модела са наведеним расподелама врши се максимизација следећих функција веродостојности:

$$L(r_1, r_2, \dots, r_T | \theta, k) = \prod_{t=2}^T f(r_t | r_{t-1}; \theta, k),$$

$$\log L(r_1, r_2, \dots, r_T | \theta, k) = \sum_{t=2}^T \log f(r_t | r_{t-1}; \theta, k).$$

Основни недостатак наведеног GARCH модела, који представља најчешће коришћену проширену верзију ARCH модела, је немогућност да открије левериц ефекат. Блек (Black, 1976) је установио да су приноси на акције негативно корелисани са променама у волатилности. Лоше вести, које представљају негативне приносе, имају за последицу раст волатилности, док су добре вести, односно позитивни приноси, праћени падом волатилности. За објашњење ове појаве искоришћена је могућност компанија да користе левериц. Уколико одређена компанија користи и сопствене и позајмљене изворе финансирања, пад цена акција компаније изазваће пораст ратија дуга и сопственог капитала, што изазива пораст волатилности приноса, у случају непромењених токова готовине. Наведени однос указује да се након негативних приноса може очекивати виша волатилност у поређењу са волатилношћу која следи након позитивних приноса. У каснијим истраживањима установљено је да коришћење леверица од стране компанија само делимично објашњава описану појаву; међутим, назив левериц ефекат је и даље у употреби.

Чињеница да GARCH модел у потпуности на исти начин третира позитивне и негативне приносе, овај модел сврстава у групу симетричних модела и није погодан за процену левериц ефекта. Из наведеног разлога, извршено је проширење GARCH модела, додајући коефицијент који има за циљ процену левериц ефекта (Glosten, Jagannathan & Runkle, 1993). Поменути модел познат је у теорији као GJR-GARCH по именима аутора:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p a_{t-i}^2 (\alpha_i + \gamma_i N_{t-i}^-) + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2,$$

$$N_{t-i}^- = \begin{cases} 1 & \text{уколико је } a_{t-i} < 0, \\ 0 & \text{уколико је } a_{t-i} \geq 0. \end{cases}$$

где α_i , β_i и γ_i представљају ненегативне параметре који задовољавају услове наведене за GARCH модел. TGARCH модел помоћу N_{t-i}^- користи нулу као праг, укључујући и део модела уз γ_i само негативне приносе. Захваљујући овом проширењу модела, може се закључити да вредност γ_i већа од нуле указује на постојање левериц ефекта у посматраној временској серији.

Наведени модел веома је близак асиметричном *Threshold* GARCH, односно TGARCH моделу (Zakoïan, 1994):

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p |a_{t-i}| (\alpha_i + \gamma_i N_{t-i}^-) + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2,$$

Разлика између два наведена модела је у условима које морају да испуне параметри модела. У случају GJR модела, условна волатилност је позитивна када параметри модела задовољавају услове:

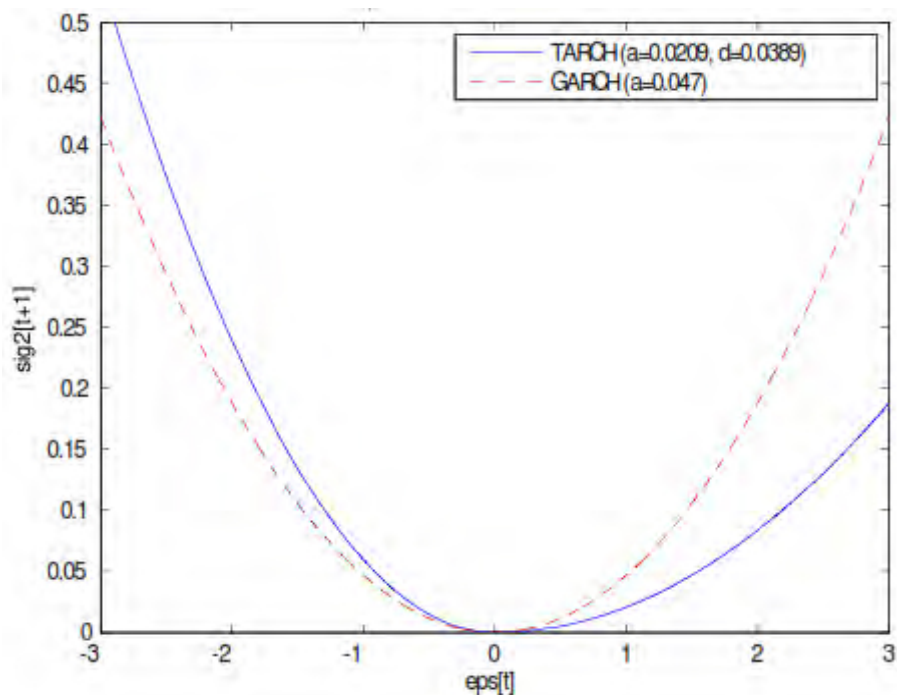
$$\begin{aligned} \omega &> 0, \\ \alpha_i &\geq 0, \\ \alpha_i + \gamma_i &\geq 0, \\ \beta_j &\geq 0, \end{aligned}$$

Процес је стационаран у коваријанси ако и само ако:

$$\sum_{i=1}^p \left(\alpha_i + \frac{\gamma_i}{2} \right) + \sum_{j=1}^q \beta_j < 1 \text{ (Hentschel, 1995)}$$

Када је реч о TGARCH моделу, сви наведени услови важе и у овом случају осим услова стационарности коваријансе, чије обезбеђење код овог модела захтева нелинеарна ограничења. Из наведеног разлога, код TGARCH модела није уобичајено обезбеђење стационарности коваријансе.

Један од често примењиваних начина илустровања утицаја левериџ ефекта и разлике између симетричних и асиметричних модела волатилности јесте приказ криве утицаја вести (*news impact curve*) (Engle, Ng, 1993). Крива утицаја вести приказује σ_t^2 у зависности од кретања a_t , под претпоставком да су сви остали параметри модела фиксни, као и да је функција нормализована у вредности нула за $a_t=0$. Пример криве утицаја вести за GARCH и TGARCH модел може се видети на Слици 1.7. На приказаној слици може се уочити да је крива утицаја вести за стандардни GARCH модел функција αa_t^2 , док у случају TGARCH модела она представља функцију $\alpha a_t^2 + \gamma a_t^2 N_t, N_t = \begin{cases} 1 & \text{уколико је } a_{t-i} < 0 \\ 0 & \text{уколико је } a_{t-i} \geq 0 \end{cases}$.



Слика 1.7. Пример криве утицаја вести за GARCH и TGARCH modele (извор: рад аутора).

Поред наведеног TGARCH модела, међу асиметричним моделима широку примену има и експоненцијални GARCH модел (EGARCH), којег је предложио Нелсон (Nelson, 1991):

$$\ln \sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \left| \frac{a_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| (\alpha_i + \gamma_i) + \sum_{j=1}^q \beta_j \ln \sigma_{t-j}^2,$$

Основна идеја овог модела је да отклони два битна недостатка GARCH модела. Први недостатак представља немогућност GARCH модела да ухвати левериц ефекат, док се други односи на услове позитивности које вредности параметара модела морају да испуне. EGARCH модел успева да се избори са наведеним недостацима. Моделовање $\ln \sigma_t^2$ уместо σ_t^2 омогућава добијање позитивне процењене вредности σ_t^2 , док коефицијент γ омогућава моделу да ухвати левериц ефекат.

Процес a_t је стационаран у коваријанси ако, и само ако: $\sum_{j=1}^q \beta_j < 1$.

Сви приказани модели заснивају се на претпоставци да су кретања приноса независна од њихове волатилности. Међутим, за очекивати је да приноси одређене ризичне хартије од вредности буду корелисани са ризиком посматране хартије од вредности, што се код анализе финансијских временских серија назива ефектом премије ризика. Модел који су развили Енгл, Лилијен и Робинс (Engle, Lilien & Robins, 1987) представља проширење класичног ARCH модела, и познат је под називом „ARCH *in mean*“, односно „ARCH-M“ модел. Поменуто проширење односи се на увођење функције условне средње вредности, условне варијансе, или условне стандардне девијације, у једначину средње вредности. Једноставан ARMA(m,s)-GARCH-M(p,q) модел са функцијом условне стандардне девијације може се представити следећим једначинама:

$$r_t = \mu + \sum_{i=1}^m \phi_i r_{t-i} + \sum_{j=1}^s \theta_j a_{t-j} + \delta \sigma_{t-1},$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i a_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2.$$

Коефицијент δ представља параметар премије ризика, чија позитивна вредност указује на постојање позитивне корелације између приноса и волатилности.

На крају, треба поменути да је код моделовања приноса на акције веома добре резултате показао асиметрични степеновани GARCH (APARCH) модел. Он је компликован за практичну примену, а може се приказати следећом једначином:

$$\sigma_t^\delta = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i (|a_{t-i}| - \gamma_i a_{t-i})^\delta + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^\delta.$$

Модел APARCH поред левериц ефекта има и могућност да користи чињеницу да је серијска корелација код апсолутних вредности приноса степенованих степеном δ јача него код квадрираних приноса.

За избор адекватног модела волатилности веома је важно да се добро процени динамика кретања условне аритметичке средине одговарајућим ARMA моделом. Након тога, потребно је извршити тестирање резидуала ARMA модела на постојање

хетероскедастичности. Један од најчешће коришћених тестова је Љунг-Боксов тест примењен на квадрате резидуала. Хипотезе Љунг-Боксовог теста су следеће:

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_L = 0$$

$$H_a : \rho_j \neq 0 \text{ за неко } j = 1, 2, \dots, L.$$

Статистика Љунг-Боксовог теста обележава се са $Q_{LB}(L)$, и износи:

$$Q_{LB}(L) = T(T+2) \sum_{j=1}^L \left(\frac{1}{T-j} \right) \hat{\rho}_j^2.$$

Нулта хипотеза Љунг-Боксовог теста одбацује се уколико је р-вредност кореспондирајуће $Q_{LB}(m)$ статистике мања од 5%.

Након избора модела за кретање условне аритметичке средине и моделовања волатилности, потребно је проверити адекватност коришћених модела. Начин избора најбољег модела зависи пре свега од сврхе у коју ће се модел користити. У случају када је основна сврха модела да се утврди постојање одређених ефеката унутар испитиване временске серије, један од правилних начина избора је путем поређења основних и проширених модела. Уколико се за пример узму следећа два модела:

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

$$\text{TGARCH}(1,1): \quad \sigma_t^2 = \omega + \alpha a_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma a_{t-1}^2 1\{a_{t-1} < 0\}.$$

може се закључити да TGARCH(1,1) модел представља проширену верзију модела GARCH(1,1). У случају да коефицијент γ није статистички значајан, проширени TGARCH модел свео би се на своју основну верзију GARCH. Избор између ова два модела може се у том случају извршити постављањем следећих хипотеза:

$$H_0 : \gamma = 0,$$

$$H_a : \gamma \neq 0.$$

У случају да је посматрани коефицијент статистички значајно различит од вредности нула, може се одбацити нулта хипотеза и закључити да је проширени TGARCH модел знатно бољи од основног GARCH модела.

За потребе избора између модела различитих параметара (на пример, између GARCH(1,1) и GARCH(2,2) модела) најширу примену имају три информациона критеријума: Акаикев информациони критеријум - AIC (Akaike, 1974), Шварцов Бајесов информациони критеријум – BIC (Schwarz, 1978) и Хана-Квинов информациони критеријум – HQIC (Hannan, Quinn, 1979). Наведени критеријуми представљају функције аритметичке средине оптималне функције логаритамске веродостојности, ζ , величине узорка, T , и броја параметара, k :

$$\begin{aligned}AIC &= -2\zeta + \frac{2}{T}k, \\BIC &= -2\zeta + \frac{\log(T)}{T}k, \\HQIC &= -2\zeta + \frac{2\log(\log(T))}{T}k.\end{aligned}$$

Први део информационих критеријума представља меру у којој модел одговара посматраној временској серији, док су други део пенали за додатне параметре. Приликом избора адекватног модела помоћу ових критеријума, преферирају се модели чији информациони критеријуми имају нижу вредност. Може се закључити да, у поређењу са Акаикеовим информационим критеријумом, BIC и HQIC имају веће пенале за велики број параметара, што значи да ови информациони критеријуми преферирају моделе са мањим бројем параметара.

1.2. Мултиваријациона анализа финансијских временских серија

1.2.1. Мултиваријациони GARCH модели

Последњих четрдесет година, од увођења ARCH модела (Engle, 1982), значајна пажња посвећена је униваријантном моделовању волатилности финансијских временских серија. Међутим, разумевање заједничких кретања финансијских приноса показало се као изузетно значајно у практичној примени. Широку примену код оваквих истраживања су нашли мултиваријациони GARCH (MGARCH) модели. Међутим, дефинисање адекватног MGARCH модела није једноставан задатак. Са једне стране, спецификације модела треба да омогуће флексибилност у представљању динамике варијанси и коваријанси, док се са друге стране број параметара драстично повећава са повећањем броја димензија. Наведени разлози условили су појаву различитих MGARCH модела.

Мултиваријантни GARCH модели могу се разврстати у четири категорије. Прву категорију чине модели који се баве директним моделовањем матрице условних коваријанси, у коју спадају VEC и BEKK MGARCH модели. Другу категорију чине факторски модели, као што је генерализовани ортогонални GARCH (GO-GARCH). У трећој категорији налазе се модели који се, уместо моделовања матрице условних коваријанси, баве моделовањем условних коваријанси и корелација. Ова категорија укључује моделе као што су GARCH са константном условном корелацијом (CCC-GARCH) и GARCH са променљивом условном варијансом (VC-MGARCH). На крају, у последњој категорији налазе се модели са полупараметарским и непараметарским приступом, као што је на пример SPCC-GARCH.

Мултиваријантни VEC-GARCH модел (Bollerslev, Engle, и Wooldridge, 1988) представља генерализацију униваријантног GARCH модела, и може се приказати изразом:

$$vech(H_t) = c + \sum_{i=1}^q A_i vech(r_{t-i} r'_{t-i}) + \sum_{i=1}^p B_i vech(H_{t-i}).$$

где $vech(\cdot)$ представља оператор који садржи елементе доње троугаоне матрице, H_t је матрица условне варијансе, c је $N(N+1)/2 \times 1$ вектор, док A_i и B_i представљају $N(N+1)/2 \times N(N+1)/2$ матрице параметара. Предложени модел пружа значајну флексибилност. Значајни недостаци модела, међутим, огледају се у веома рестриктивним условима који су последица захтева да елементи матрице условних варијанси имају позитивне коначне вредности, као и у великом броју параметара. Број параметара модела износи $(p+q)(N(N+1)/2)^2 + N(N+1)/2$, што у великој мери повећава рачунарску захтевност модела са повећањем вредности N . Наведени недостаци могу се ублажити применом поједностављеног модела, који подразумева да су A_i и B_i дијагоналне матрице, што знатно олакшава достизање услова да су сви елементи H_t позитивни и коначни (Bollerslev, Engle & Nelson, 1994). Недостатак ове верзије модела, међутим, огледа се у немогућности моделовања међусобног утицаја између различитих условних варијанси.

За разлику од VEC-GARCH модела, Енгл и Кронер (Engle & Kroner, 1995) су у свом раду дефинисали Баба-Енгл-Крафт-Кронер (BEKK) GARCH модел, који карактерише матрица условних варијанси са свим позитивним и коначним елементима. Модел се може изразити на следећи начин:

$$H_t = CC' + \sum_{i=1}^q \sum_{k=1}^K A_{ki}' r_{t-i} r_{t-i}' A_{ki} + \sum_{i=1}^p \sum_{k=1}^K B_{ki}' H_{t-i} B_{ki},$$

где су A_{ki} , B_{ki} и C матрице параметара димензија $N \times N$, при чему C представља доњу троугаону матрицу. За модел се може рећи да је стационаран у коваријанси уколико испуњава услов да су својствене вредности следеће једначине у апсолутном износу мање од један:

$$\sum_{i=1}^q \sum_{k=1}^K A_{ki} \otimes A_{ki} + \sum_{i=1}^p \sum_{k=1}^K B_{ki} \otimes B_{ki},$$

при чему \otimes означава Кронекеров производ две матрице. Као и код VEC-GARCH модела, поједностављена верзија BEKK модела може се добити уз претпоставку да су A и B дијагоналне матрице. Наведеним поједностављењем модела смањује се број параметара са $(p+q)KN^2 + N(N+1)/2$ на $(p+q)KN + N(N+1)/2$, што и даље представља прилично велики

број. Са друге стране, чињеница да структура код БЕКК модела обезбеђује позитивне и коначне вредности матрице коваријанси представља предност у односу на VEC-GARCH модел.

Насупрот VEC и БЕКК моделима, који директно моделују матрицу условних коваријанси, факторски модели се заснивају на претпоставци да је матрица условних коваријанси генерисана на бази основних фактора. Први факторски модел (Engle, Ng & Rothschild, 1990) може се изразити на следећи начин:

$$H_t = \Omega + \sum_{k=1}^K \omega_k \omega_k' f_{k,t},$$

где је Ω полуодређена матрица димензија $N \times N$, ω_k су линеарно независни вектори пондера основних фактора, док су $f_{k,t}$ фактори, који имају следећу GARCH(1,1) структуру:

$$f_{k,t} = \omega_k + \alpha_k (\gamma_k' r_{t-1})^2 + \beta_k f_{k,t-1}.$$

Први модел који се бави моделовањем условних коваријанси и корелација представио је Болерслев (Bollerslev, 1990). У питању је модел константне условне корелације (CCC-GARCH), који се може представити следећим изразом:

$$H_t = D_t P D_t,$$

где је $D_t = \text{diag}(h_{1t}^{1/2}, \dots, h_{Nt}^{1/2})$, а P је позитивна коначна матрица корелација $[\rho_{ij}]$. С обзиром на то да се серије $\{r_{it}\}$ најчешће моделују GARCH(p,q) моделом, условне варијансе се могу записати у форми вектора:

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^q A_i r_{t-i}^{(2)} + \sum_{i=1}^p B_i h_{t-i},$$

где је ω вектор дужине N , A_i и B_i дијагоналне матрице димензија $N \times N$ и $r_t^{(2)} = r_t \odot r_t$. Матрица условних коваријанси је позитивна и коначна када је позитивна и коначна матрица условних корелација и када су позитивни елементи вектора ω и дијагонални елементи матрица A_i и B_i .

Наведени CCC-GARCH модел може се посматрати и као посебан случај мултиваријантног GARCH модела код кога је матрица условних корелација константна у времену. У раду који су представили Це и Цуи (Tse & Tsui, 2002) предлаже се VC-GARCH модел са променљивом условном корелацијом, чија се динамика може исказати изразом:

$$P_t = (1 - a - b)S + aS_{t-1} + bP_{t-1},$$

где је S константна позитивна матрица параметара чија дијагонала износи један, a и b су ненегативни параметри чији је збир мањи од један.

На крају треба поменути непараметарске и полупараметарске моделе као алтернативу досад изложеним моделима. За разлику од параметарских модела, предност је у ненаметању структуре подацима, која може бити потенцијално погрешна. Са друге стране, предности параметарских модела су у тумачењу динамике матрица условних коваријанси и корелација, као и у конзистентности процењених вредности функцијом квазимаксималне веродостојности у случајевима када су грешке нормално распоређене. Како полупараметарски модели комбинују предности параметарских и непараметарских модела, Хафнер, Ван Дијк и Френсис (Hafner, van Dijk & Franses, 2005) предлажу полупараметарски GARCH модел условне корелације (SPCC-GARCH). Код наведеног модела, условне варијансе се моделују униваријантним параметарским GARCH моделом по избору, где $\hat{\varepsilon}_t = \hat{D}_t^{-1}r_t$ представља вектор стандардизованих резидуала. Условне корелације процењују се следећим изразом:

$$P_t = (I \odot Q_t)^{-1/2} Q_t (I \odot Q_t)^{-1/2}, \text{ где је } Q_t = \frac{\sum_{\tau=1}^T \hat{\varepsilon}_\tau \hat{\varepsilon}_\tau' K_h(s_\tau - s_t)}{\sum_{\tau=1}^T K_h(s_\tau - s_t)}.$$

где су s_t условне варијабле, $K_h(\cdot) = K(\cdot/h)/h$, $K(\cdot)$ кернел функција и h параметар протока.

1.2.2. Неуронска мрежа

Неуронска мрежа представља модеран приступ анализи података, који се може сврстати у полупараметарске моделе. Основну разлику у односу на друге моделе представља

постојање скривених слојева између улазних и излазних променљивих, у којима се одређеном функцијом врши трансформација улазних променљивих.

Широка примена неуронских мрежа омогућила је дефинисање различитих типова ових модела. Према врстама веза, неуронске мреже се могу класификовати на следећи начин:

- слојевите мреже – представљају мреже код којих су неурони распоређени у повезане слојеве,
- потпуно повезане мреже – код наведених мрежа постоји међусобна веза између свих неурона и
- целуларне мреже – карактерише их локална повезаност суседних неурона.

У односу на смер простирања информација, неуронске мреже се могу поделити у следеће групе:

- нерекурзивне мреже – једносмерно простирање информација од нижих ка вишим слојевима неурона и
- рекурзивне мреже – двосмерно простирање информација, како од нижих ка вишим, тако и од виших ка нижим слојевима неурона.

Нерекурзивне неуронске мреже представљају модел код којег се простирање сигнала врши једносмерно од улазних ка излазним варијаблама. Наведене мреже имају широку примену у финансијама, што је условило појаву различитих варијанти ових модела. Једна од модификација нерекурзивне мреже добија се када се линеарне комбинације улазних података трансформишу лог-сигмоидном активационом функцијом. Тај модел познат је као MLP неуронска мрежа – (*multi-layer perception network*). Оправданост у примени лог-сигмоидне активационе функције проистиче из њеног граничног понашања карактеристичног и за економске појаве, у смислу да у случају екстремних вредности економских варијабли промене у вредностима варијабли изазивају слабију економску реакцију. Линеарне комбинације улазних података такође се могу трансформисати хиперболичком тангенс активационом (*tansig*), или кумулативном Гаусовом функцијом.

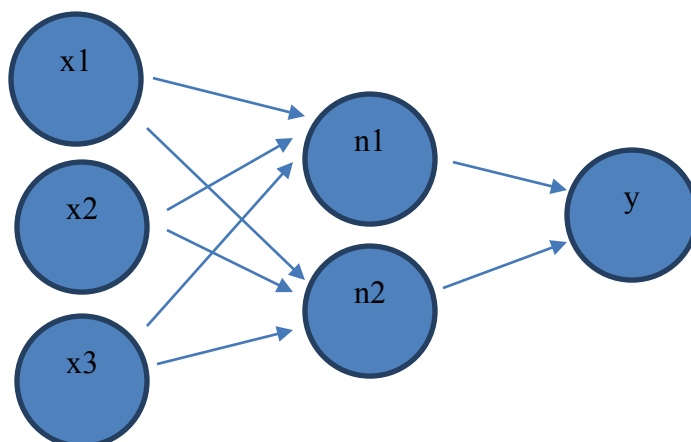
За разлику од хиперболичке тангенс функције, Гаусова функција је адекватнија у ситуацијама када екстремне вредности варијабли прати потпуно одсуство економске реакције.

Поред чистог модела нерекурзивне неуронске мреже, алтернативни модел представља мрежа са „дамп“ конекцијама. Код ове мреже, улазне варијабле, поред индиректних конекција кроз неуроне у скривеним слојевима, имају и директне конекције са излазним варијаблама. Наведене мреже примењују се као тест за евентуалне занемарене нелинеарности између улазних и излазних варијабли.

Поред наведених, постоје и сложенији, вишеслојни модели неуронских мрежа, као и модели са више излазних варијабли. У зависности од потреба истраживања, ти модели могу да имају значајне предности, при чему треба имати у виду да се повећањем варијабли у моделу значајно повећава време тренинга неуронске мреже, као и да се јавља ризик од конвергирања процењених параметара ка локалним, уместо глобалном оптимуму.

На крају, модел неуронске мреже може се проширити и на начин да неурони мреже не зависе само од улазних варијабли, већ и од сопствених заосталих вредности. Наведени модел по структури подсећа на моделе покретних просека и представља динамичку неуронску мрежу. Могућност да неурони из претходних периода снабдевају информацијама неуроне у садашњем тренутку представља добар начин за хватање меморије финансијских тржишта са високофреквентним подацима.

Графички приказ 3-2-1 „*feed-forward*“, односно нерекурзивне неуронске мреже, може се видети на Слици 1.8.



Слика 1.8. Приказ 3-2-1 „*feed-forward*“ неуронске мреже (извор: рад аутора).

На слици је представљена мрежа са једним скривеним слојем, која има најчешћу примену у финансијама. Назив „неуронска мрежа“ потекло је од начина обраде података и конекција унутар мреже, које у великој мери подсећају на синоптичке везе унутар мозга. Примена неуронске мреже заснива се на два принципа. Принцип функционалне сегрегације подразумева да се не извршавају све функције мозга коришћењем целог мозга, док принцип функционалне интеграције подразумева да се за извршавање различитих функција користе различити делови мреже, уз преплитање код делова заједничких за више мрежа (Rustichini, Dickhaut, Ghirardato, Smith & Pardo 2002). За разлику од линеарних система који се за потребе предвиђања базирају на секвенцијалној обради посматраних варијабли, неуронска мрежа користи чворишта (неуроне) у скривеном слоју, како би паралелном обрадом података унапредила процес предвиђања. Неурони скривеног слоја, као и излазни неурони који повезују скривени слој са излазним варијаблима, називају се синапсама. Неурони скривеног слоја могу се представити изразом:

$$h_j = f_j \left(\alpha_{0j} + \sum_{i \rightarrow j} \omega_{ij} x_i \right),$$

где су x_i вредности улазних неурона, док је $f(\cdot)$ активациона функција, која обично има облик $f_j(z) = e^z / (1 + e^z)$. Излазни неурони дефинисани су изразом:

$$o = f_o \left(\alpha_{0j} + \sum_{i \rightarrow o} \omega_{jo} h_j \right),$$

при чему функција $f(\cdot)$ може бити линеарна, или облика: $f_o(z) = \begin{cases} 1, & \text{ako je } z > 0 \\ 0, & \text{ako je } z \leq 0 \end{cases}$.

Наведена функција назива се хевисајд (*Heaviside*) функција.

Примена неуронских мрежа подразумева процес који се састоји од изградње мреже и предвиђања. Код поменутог процеса подаци се обично деле у два непреклапајућа узорка, при чему први узорак служи за изградњу модела, док се други узорак користи за предвиђање. Изградња мреже подразумева избор архитектуре мреже, одређивање броја неурона и процену њихове пристрасности и пондера. У фази предвиђања прогнозирају се вредности варијабли, процењује се тачност предвиђања, и на основу добијених резултата бира се одговарајући модел неуронске мреже.

1.3. Преглед владајућих ставова и схватања

Преглед владајућих ставова и схватања у литератури из посматране области указује на велики број досадашњих истраживања спроведених у земљама са развијеним финансијским тржиштима.

Када је реч о *зависности у приносима*, Фама (Fama, 1970) је открио да 22 од 30 акција *Dow Jones Industrial Average* (DJIА) индекса поседују позитивну серијску корелацију посматрано на дневној бази. Ло и Меккинли (Lo & MacKinlay, 1990) указали су у свом истраживању на негативну аутокорелацију када су у питању приноси индивидуалних акција, док се код приноса портфолија јавља веома изражена позитивна аутокорелација, при чему је истраживање вршено на недељним приносима. Значајна негативна серијска корелација откривена је у приносима појединачних акција на месечном нивоу, док се на годишњем нивоу за исте акције јавља снажна позитивна корелација (Jegadeesh, 1990). Пронађена је позитивна аутокорелација у дневним приносима DJIА индекса (Brock et al, 1992). Такође, утврђена је позитивна аутокорелација како дневних, тако и недељних и месечних приноса индекса (Longin, 1996). На примеру азијских финансијских тржишта у развоју, утврђено је да све серије приноса имају нелинеарну серијску зависност

(Lim et al, 2008). Сва наведена истраживања указују на то да су серије недељних и месечних приноса индивидуалних акција слабо негативно корелисане. Дневни, недељни и месечни приноси индекса имају позитивну аутокорелацију, што, према Кембелу (Campbell, 1996), указује на високу позитивну међусобну аутокорелацију између појединачних акција. Са друге стране, апсолутни приноси, као и квадрати приноса, увек показују високу позитивну аутокорелацију.

Расподеле приноса обично карактеришу симетричност и издуженост, уз појаву такозваних „дебелих репова“ (*fat tails*) у поређењу са нормалном Гаусовом дистрибуцијом. Оваква расподела идентификована је први пут у радовима Мичела (Mitchell, 1915, 1921). Наведене карактеристике расподеле приноса потврдио је Оливије (Olivier, 1926) у својој докторској дисертацији, затим Мајлс (Mills, 1927) у истраживању везаном за понашање цена. Даља потврда може се наћи у радовима Озборна (Osborne, 1959) приликом испитивања постојања Брауновог кретања у ценама на тржиштима акција, као и Александра (Alexander, 1961), код испитивања насумичног кретања цена на спекулативним тржиштима. Конт (Cont, 2001) у свом истраживању емпиријских особина приноса на различите врсте имовине (активе) потврђује да безусловна дистрибуција приноса има репове које је тешко прецизно утврдити, при чему је за већину испитиваних временских серија индекс репова коначан и креће се у распону између два и пет, што искључује постојање нормалне расподеле.

Наредна стилизована чињеница јесте *хетерогеност* у финансијским временским серијама. Она указује на одсуство стационарности у дистрибуцији финансијских временских серија које прате кретање приноса. Кендал (Kendall, 1953) је ову чињеницу уочио приликом анализе различитих економских временских серија, да би иста била потврђена приликом испитивања системских и случајних елемената у краткорочним кретањима цена (Houthakker, 1961), а затим и испитивањем периодичности код Брауновог кретања цена акција (Osborne, 1962). За финансијске серије приноса карактеристична је појава груписања волатилности у кластере, услед чега су код њиховог моделовања често у употреби ARCH (Engle, 1982) модел ауторегресивне условне хетероскедастичности, као и његова генерализована верзија GARCH (Bollerslev, 1986). Битно је још нагласити и

резултате истраживања која су спровели Ли и остали (Lee et al, 2010) у већем броју развијених земаља и земаља у развоју у периоду од осам година које претходе финансијској кризи 2008. године, где је – насупротив већине резултата у досадашњој литератури – уочена стационарност у реалним индексима цена акција, како у развијеним, тако и у земљама у развоју.

Нелинеарност је још једна уобичајена карактеристика када су у питању финансијске временске серије. Присуство нелинеарне зависности уочено је у истраживању спроведеном на недељним приносима чикашког Центра за истраживање цена хартија од вредности (Center for Research in Security Prices – CRSP) вредносно пондерисаног индекса (Scheinkman & LeBaron, 1989; Abhyankar et al, 1995) приликом испитивања интрадневних приноса

FTSE 1000 индекса. Нелинеарна зависност уочена је и код S&P 500, DAX, Nikkei 225 и FTSE-100 индекса (Abhyankar et al, 1997), као и приликом испитивања зависности између шест берзанских индекса из различитих делова света (Ammermanna и Patterson, 2003). Када је реч о финансијским тржиштима у развоју, истраживања на Атинској берзи која су спровели Барколуас и Травлос (Barkoulas & Travlos, 1998), као и на десет азијских берзи у развоју (Lim et al, 2008), такође потврђују присуство нелинеарности.

Следећа често испитивана стилизована чињеница финансијских временских серија су *календарски ефекти*. Под календарским ефектима подразумевају се аномалије у приносима које се могу јавити на интрадневном, недељном, или месечном нивоу. Такође, ове аномалије карактеристичне су за месец јануар, празнике, као и код преласка са летњег на зимско рачунање времена, и обратно. Поред наведених, познат је и такозвани „индикатор Ноћи вештица“, који се заснива на веровању да се током периода између новембра и априла могу остварити знатно већи просечни приноси у односу на остале месеце у току године.

Од поменутих календарских ефеката, највећи значај придаје се јануарском ефекту, који означава веће приносе на обичне акције у јануару у поређењу са осталим месецима. Бројна истраживања потврђују постојање овог ефекта, почев од оног које је спровео Вочел (Wachtel, 1942). Наведени календарски ефекти потврђени су и на Аустралијској берзи

(Officer, 1975), испитивањем утицаја овог фактора на ефикасност тржишта капитала. Такође, јануарски ефекти идентификовани су и на Њујоршкој берзи (Rozeff & Kinney, 1976), као и у већини финансијских тржишта развијених земаља (Gultekin & Gultekin, 1983). Истраживање спроведено на финансијским серијама осамнаест земаља указује на повишене приносе у јануару у већини посматраних земаља (Agrawal & Tandon, 1994). До занимљивих резултата у свом истраживању дошли су Џабаров и Зиџа (Dzhabarov & Ziemba, 2010), који су утврдили да календарски ефекат и даље постоји, али да се са јануара померио на децембар.

Други значајан ефекат је такозвани „викенд ефекат“, којег је најпре уочио Филдс (Fields, 1931). Потврђен је кроз различита истраживања, спроведена на дневним приносима акција САД, УК, Јапана, Канаде, Аустралије (Jaffe & Westerfield, 1985), Малезије, Тајланда (Lim & Chia, 2010). Испитивања која су спровели Лаконишок и Шмит (Lakonishok & Smidt, 1988), као и Хававини и Кејм (Hawawini & Keim, 1995) потврђују да, историјски посматрано, приносе – како на акције тако и на индексе –понедељком у просеку карактеришу негативне вредности. Са друге стране, треба напоменути да су Агравал и Тандон (Agrawal & Tandon, 1994) у свом истраживању успели да идентификују викенд ефекат само у девет од осамнаест посматраних земаља. Истраживање спроведено у источноевропским земљама у развоју није утврдило постојање доказа о статистички значајним календарским ефектима (Ajayi et al, 2004), док су докази постојања ових ефеката пронађени на већим европским тржиштима капитала (Apolinario et al, 2006).

Волатилност представља меру варијације цена одређеног финансијског инструмента изражену кроз стандардну девијацију, и сматра се мером ризика. За финансијске временске серије карактеристично је да аутокорељационе функције код волатилности показују дугорочну зависност, а њена дистрибуција одговара лог-нормалној расподели, при чему се облик расподеле мења у зависности од избора посматраног временског интервала (Andersen et al., 2001a, 2001b). Такође, Кендал (Kendall, 1953) је уочио карактеристику да се волатилност групише у кластере, што указује на нестационарност временске серије, док Френсис и Ван Дијк (Franses & Van Dijk, 1996) предочавају могућност побољшања предвиђања волатилности применом нелинеарних модела.

Последња овде разматрана стилизована чињеница тиче се меморије процеса. *Дуга меморија (дугорочна зависност)* одређеног процеса представља појаву спорог опадања статистичке зависности унутар одређене временске серије. Када је о финансијским приносима реч, R/S статистику (Rescaled range statistics) за тестирање присуства дугорочне зависности први пут је применио Манделброт (Mandelbrot, 1972). Каснија истраживања спровођена на приносима појединачних акција и индекса давала су различите резултате.

Грин и Филиц (Greene & Fielitz, 1977) су установили дугорочну зависност у дневним приносима на акције, док друга истраживања нису дошла до потврде постојања овог ефекта (Aydogan & Booth, 1988). Ло и Мајлс (Lo, 1991; Mills, 1993) су различитим методама дошли до закључка да постоје слаби докази о присуству дугорочне зависности у приносима акција берзи у Сједињеним Државама, односно Великој Британији. До сличних резултата дошли су и Хемстра и Џонс (Hemstra & Jones, 1997), који су на узорку од скоро 2000 различитих акција у ретким случајевима утврдили појаву дуге меморије, док Лобато и Савин (Lobato & Savin, 1998) у свом истраживању ову појаву нису идентификовали.

Када је реч о приносима на индексе, Навроцки (Nawrocki, 1995) долази до закључка о постојању константне коначне меморије код CRSP месечног индекса и S&P 500 дневног индекса. Истраживања која су спроведена на индексима двадесет два међународна тржишта (Chow et al, 1996), Немачкој берзи (Lux, 1996), S&P 500 и DJIA (Grau-Carles, 2005; Elder & Serletis, 2007), нису успела да пронађу доказе о постојању дугорочне зависности. Са друге стране, Хенри (Henry, 2002) је у свом истраживању приноса девет међународних индекса установио постојање дуге меморије у случају Немачке, Јапана, Јужне Кореје и Тајвана. До потврде о постојању овог ефекта дошло се и у истраживањима тржишта акција у Финској, Данској и Ирској (Tolvi, 2003a, 2003b), односно Хонг Конгу, Сингапуру и Кини (Cajueiro & Tabak, 2004). Такође, закључено је да је појава дуге меморије везана за мала тржишта (Limam, 2003).

За разлику од испитивања приноса финансијских серија која су показала неусаглашене резултате, код квадрата приноса и апсолутних приноса као мере волатилности сва спроведена истраживања неспорно указују на појаву дугорочне зависности. Први је на дугорочну зависност апсолутних приноса указао Тејлор (Taylor, 1986), да би овај ефекат

био потврђен код условне варијансе приноса на индексе акција САД (Crato & de Lima, 1994). Дугорочна зависност уочена је и у волатилности како S&P 500 (Bollerslev & Mikkelsen, 1996), тако и других берзанских индекса (Breidt et al., 1998). Истраживање Лобата и Савина (Lobato & Savin, 1998) потврђује појаву дуге меморије у квадратима приноса акција, док Гренџер и остали (Granger et al, 2000) проналазе овај ефекат не само у дневним приносима појединачних акција и индекса, већ и у резидуалима CAPM модела, ценама роба и каматним стопама.

Насупрот приказаним бројним веома опсежним и детаљним истраживањима о кретању волатилности на развијеним финансијским тржиштима, па и тржиштима у развоју када је реч о подручју Азије, ова област је још увек прилично неиспитана како на финансијском тржишту Србије, тако и у региону. У истраживању заснованом на униваријантним и мултиваријантним GARCH моделима у сврху испитивања волатилности тржишта централне Европе, дошло се до сазнања о преливању волатилности између појединих посматраних држава, док нема доказа о појави асиметричности (Kasch-Naroutounian & Price, 2001). Истраживање које су на дневним вредностима индекса Мађарске и Пољске берзе спровели Пошаквале и Муринда (Poshakwale & Murinde, 2001) указује на присуство нелинеарности и хетероскедастичности, док ефекат викенда на овим берзама није уочен. Егерт и Куба (Égert & Koubaa, 2004) баве се моделовањем приноса акција одабраних земаља централне и источне Европе нелинеарним GARCH моделом, при чему на примеру Словеније долазе до суме параметара GARCH(1,1) модела веће од један, док се други GARCH модели показују адекватним за моделовање волатилности овог индекса. Анализом интеграције Словеначке и Хрватске берзе са европским финансијским тржиштима није откривено постојање дугорочне везе, али није у потпуности ни одбачен утицај спољних догађаја на поменуте две берзе (Hasan & Quayes, 2005). Анатољев је (Anatolyev, 2006) развио алате за секвенцијално тестирање предвиђања финансијских приноса, при чему се наведена методологија примењује на берзама источне Европе. Ово истраживање одбацује независност условне средње вредности на Хрватској берзи, као и могућност предвиђања средње вредности Словеначког индекса. Применом Марковљевог модела „пребацивања“ (*switching*) указује се на постојање повезаности између развијених тржишта хартија од вредности и тржишта Србије, Црне Горе и Македоније (Samitas,

Kenourgios & Paltalidis, 2007). Миљковић и Радовић (2006) у свом раду идентификују најважније стилизоване чињенице на финансијском тржишту Србије.

Са друге стране, применом мултиваријантног GARCH модела, идентификовани су утицаји кризе у Русији на Словеначку берзу (Syllignakis & Kouretas, 2006). Кристијансен и Раналдо (Christiansen & Ranaldo, 2009) истраживали су интеграцију финансијских тржишта нових и старих чланица Европске уније након проширења 2004. године, указујући на већу повезаност тржишта нових чланица са тржиштима западне Европе. Хасанов и Омеј (Hasanov & Omay, 2008) бавили су се појавом нелинеарности у месечним приносима индекса Грчке и Турске берзе, при чему су дошли до закључка да прихватање нелинеарности условне средње вредности доприноси бољем предвиђању изван узорка („out-of-the-sample“). Сириопулос и Роумпис су спровели истраживање којим је установљена висока корелисаност финансијских тржишта Балкана, док је повезаност ових тржишта са развијеним берзама релативно скромна (Sygiouroulos & Roumpis, 2009).

Испитивана су и преливања просечних приноса и волатилности на узорку 41 тржишта у развоју. Резултати указују на постојање преливања у великој већини посматраних земаља, при чему на тржиштима у развоју Европе доминира преливање варијанси (Beirne, Caporale, Schulze-Ghattas & Spagnolo, 2010). Истраживање спроведено на високофреквентним подацима Чешке, Мађарске и Пољске берзе указује на јаку повезаност ових берзи са развијеним тржиштима хартија од вредности (Kocenda & Napousek, 2010). Истраживања присуства календарских ефеката у више земаља указују на различите резултате: када су у питању Грчка и Турска, поједини календарски ефекти су идентификовани, док у Румунији, Бугарској и Хрватској није уочено присуство ових ефеката (Georgantopoulos, Kenourgios & Tsamis, 2011). Идентификовани су јануарски и викенд ефекти и на Македонској берзи (Georgantopoulos & Tsamis, 2011). Његић, Савин и Живков (2012) у свом истраживању спроведеном на индексу Београдске берзе, и Стокс (*Stoxx*) индексу за Балкан и источну Европу потврдили су већину стилизованих чињеница, при чему нису пронашли доказе о присуству левериц ефекта, осим у случају индекса Балкана. Такође, аутори су овим радом указали на могућност коришћења неуронске мреже за предвиђање индекса Србије коришћењем поменутих Стокс индекса. Ерић и остали су у

свом истраживању испитали могућности оптимизације инвестиционе стратегије применом MACD и RVU индикатора (Erić et al., 2009).

Према сазнањима аутора, до сада није рађено истраживање волатилности финансијских тржишта земаља Југоисточне Европе са аспекта њиховог приближавања Европској унији. Овим радом ће се настојати да се учини помак и да се укаже на потребе и могућности истраживања у за сада мало истраживаној области.

Пракса доказује оправданост формализованог системског стратегијског управљања, као и одлучивања – за шта је потребно развијати адекватан инструментаријум егзактнијег квалитативног моделовања, те динамички усклађивати стратегијско и оперативно одлучивање. Истраживањима у овој тези жели се постићи:

- истраживање процеса доношења пословних одлука у условима неизвесности,
- развијање нових приступа за анализу и решавање појединих проблема одлучивања у управљању ризицима код креирања и оптимизације портфолија хартија од вредности и
- побољшање методологије анализа ризика у условима ближег повезивања финансијских тржишта Југоисточне Европе са тржиштима Европске уније и усклађивања прописа који се тичу наведених тржишта.

У реалном окружењу процес креирања портфолија и инвестирања у хартије од вредности не може се заснивати искључиво на интуицији и слободном дизајнирању и избору портфолија. Управо из наведеног разлога, очекује се да ће резултати истраживања моћи да се примене у сврху смањења ризика приликом пословног инвестиционог одлучивања.

2. БЕРЗАНСКИ ИНДЕКСИ И ПОРТФОЛИО ОПТИМИЗАЦИЈА

Након приказа основних теоријских аспеката моделовања финансијских временских серија, овај део рада посвећен је представљању основних карактеристика испитиваних берзанских индекса и најбитнијим аспектима оптимизације портфолија хартија од вредности и састоји се из три главе. Прва глава обрађује посматране берзанске индексе и методологију њиховог креирања, и сачињавају је два поглавља, посвећена индексима земаља кандидата за улазак у ЕУ и индексима земаља чланица ЕУ. Друга глава приказује најзначајније аспекте индустрије инвестиционих фондова. У оквиру првог поглавља приказан је историјат настанка и најшире прихваћене класификације инвестиционих фондова, док је друго поглавље окренуто значају инвестиционих фондова у свету и региону. Трећа глава усмерена је на портфолио оптимизацију. У првом поглављу бави се дефинисањем систематског и несистематског ризика. Наредно поглавље усмерено је на представљање одабраних критеријума за избор хартија од вредности приликом креирања портфолија, са посебним освртом на Марковицеву *mean-variance* оптимизацију. На крају, наведено поглавље посвећено је проблематици ребалансирања портфолија. У ту сврху, представљени су појмови Бернштајновог бонуса и његове побољшане верзије, као и неки методи утврђивања периодичности ребалансирања.

2.1. Берзански индекси и начини њиховог креирања

2.1.1. Берзански индекси посматраних земаља кандидата за улазак у ЕУ

Општи индекс акција Београдске берзе – **BELEXline** – представља основни бенчмарк (*benchmark*) индекс, који је пондерисан тржишном капитализацијом која се налази у слободном промету (*free float*). BELEXline се не прилагођава за исплаћене дивиденде. Основна намена индекса је да, мерењем промена цена акција којима се тргује на Београдској берзи, служи као основни бенчмарк за кретање цена на тржишту капитала Србије. Такође, BELEXline је намењен за праћење и описивање укупних тржишних кретања.

Израчунавање BELEXline индекса врши се радним данима по завршетку свих заказаних трговања, при чему се користи преовлађујућа, односно цена затварања која је формирана у трговању акцијама које улазе у индексну корпу.

Пондерисање тржишном капитализацијом која се налази у слободном промету врши се применом *free float* фактора (FFc), који представља разлику између укупног броја акција и акција које се не налазе у слободном промету. Акцијама које се не налазе у слободном промету сматрају се акције које су у власништву³:

- лица која појединачно поседују више од 5% акција од укупно издатих акција издаваоца, изузимајући акције које се налазе у власништву инвестиционих и пензионих фондова, друштава за управљање фондовима, осигуравајућих друштава, брокерско-дилерских друштава, као и друге акције на кастоди рачунима, и акције у власништву других инвестиционих компанија са краткорочним инвестиционим стратегијама,
- акције које поседују међународне и стране организације и институције за развој уколико поседују више од 5% акција од укупно издатих акција издаваоца и
- акције које поседује Република Србија, укључујући и акције које поседују републички органи, организације и установе основане посебним законима (агенције, фондови и сл.) уколико поседују више од 5% акција од укупно издатих акција издаваоца.

Ради спречавања доминантног утицаја појединачних издавалаца у индексној корпи, уведено је ограничавање броја акција којима одређени издавалац може учествовати у индексној корпи. Наведено ограничавање спроводи се применом пондера⁴:

- ако је учешће слободне тржишне капитализације поједине акције мање или једнако 10% од укупне слободне тржишне капитализације индекса, онда је пондер једнак 1,

³ Преузето из „Методологије за израчунавање индекса Belexline“, Вер.2.2, Београдска берза, август 2012.

⁴ Преузето из „Методологије за израчунавање индекса Belexline“, Вер.2.2, Београдска берза, август 2012

- ако је учешће слободне тржишне капитализације поједине акције веће од 10% од укупне слободне тржишне капитализације, онда се пондер прилагођава до момента када је учешће сваке компоненте индексне корпе мање или једнако 10%,
- тако добијеним пондером множи се број акција и резултат представља број акција које ће бити укључене у индексну корпу,
- након поступка ограничавања тежине учешћа за издаваоце чија је иницијална тежина већа од 10%, тежине учешћа осталих издаваоца се увећавају, те, уколико је тада њихова тежина учешћа већа од 10%, на описани начин врши се ограничавање и њихове тежине учешћа, све до тренутка док учешће тежине свих издавалаца није мање или једнако 10%,
- број акција које учествују у индексној корпи је непроменљив до следеће ревизије индексне корпе.

Поред наведеног, ограничава се и доминација индустријских сектора, доношењем одлуке од стране Индексног комитета, на начин да ниједан индустријски сектор не може имати више од 40% процената од укупног броја издавалаца чије су хартије укључене у индексну корпу. Индексну корпу чине обичне акције са правом гласа којима се тргује на Београдској берзи, при чему су превасходни критеријуми фреквентност у откривању цене и тржишна капитализација хартије, која се налази у слободном промету.

BELEXline индекс израчунава се применом следеће формуле:

$$BELEXline_t = \frac{\sum_{i=1}^n C_{i,t} \cdot K_{i,t} \cdot FF_{i,t} \cdot A_i}{d_t},$$

где су: $BELEXline_t$ – вредност индекса у тренутку t , n – број издавалаца акција које улазе у индексну корпу, $C_{i,t}$ – цена акција издаваоца i у тренутку t , $K_{i,t}$ – број акција издаваоца i у тренутку t , d_t – вредност делиоца у тренутку t , $FF_{i,t}$ – *free float* фактор издаваоца i у тренутку t , A_i – прилагођавајући фактор издаваоца i .

Загребачка берза Хрватске представљена је индексом **CROBEX**, који обухвата акције којима се на уређеном тржишту трговало више од 90% укупног броја трговинских дана у шестомесечном периоду који претходи ревизији индекса. Рангирање акција које улазе у састав индекса одређује се на основу два критеријума:

- удео у слободној тржишној капитализацији и
- удео у књизи промета током шестомесечног периода који претходи ревизији индекса.

На основу наведених удела израчунава се средњи удео, који представља аритметичку средину поменутих удела, при чему у састав CROBEX индекса улази двадесет пет акција са највећим средњим уделом. У случају да издавалац емитује више врста акција које испуњавају услове прописане за улазак у састав индекса, укључује се само једна врста акција која има највећи ранг.

Специфичност CROBEX индекса у односу на индекс Београдске берзе је у постојању зоне толеранције приликом избора акција које улазе у састав индекса, а рангиране су између 23. и 28. места. Зона толеранције подразумева да прве двадесет две акције рангиране по средњем уделу улазе у нови састав индекса, док се преостале три акције бирају између акција рангираних од 23. до 28. места, при чему предност имају акције које су се налазиле у претходном саставу индекса са већим рангом.

Методологија израчунавања CROBEX индекса подразумева израчунавање односа слободне тржишне капитализације и слободне тржишне капитализације у базном периоду, при чему је удео слободне тржишне капитализације поједине акције у укупној тржишној капитализацији индекса ограничен на максималних 10%. До слободне тржишне капитализације одређене акције долази се множењем броја емитованих акција, фактора слободне тржишне капитализације и последње цене акције. У случају да се посматраном акцијом није трговало одређеног дана, за цену акције се узима претходна последња цена трговања.

Слободну тржишну капитализацију не чине акције које поседују лица која располажу са више од 5% од укупног броја емитованих акција, осим у случају када је у питању субјект за заједничка улагања или пензиони фонд. Такође, у слободну тржишну капитализацију не укључују се ни сопствене акције издаваоца. Фактор слободне тржишне капитализације израчунава се заокруживањем вредности слободне тржишне капитализације на први већи цели број у случају акција чија је слободна тржишна капитализација мања од 20%, док се код осталих акција фактор тржишне капитализације добија заокруживањем вредности тржишне капитализације на први већи множилац броја пет.

Према наведеној процедури врши се континуирано рачунање индекса током трговине по следећој формули:

$$CROBEX_t^j = \frac{\sum_{i=1}^n p_{i,t}^j \cdot q_{i,T} \cdot f_{i,T}}{K_T \cdot \sum_{i=1}^n p_{i,T} \cdot q_{i,T} \cdot f_{i,T}} \cdot B,$$

где $p_{i,t}^j$ представља последњу цену акције i на дан t у тренутку j , $q_{i,T}$ је број емитованих акција i или њихов део на дан ревизије T , $f_{i,T}$ је фактор слободне тржишне капитализације акције i последњег дана месеца који претходи дану ревизије T , B представља базну вредност индекса која износи 1000 на дан 01.01.1997. год, $p_{i,T}$ је последња цена акције i на базни датум, односно на дан који претходи укључењу акције у индекс, док K_T представља коефицијент прилагођавања базе индекса на дан ревизије T .

Коефицијент прилагођавања базе индекса рачуна се у случају укључивања нових акција у састав индекса, односно искључивања постојећих акција из индекса, или због промене броја емитованих акција које улазе у састав индекса, као и у случају промене фактора слободне тржишне капитализације. Коефицијент се израчунава по следећој формули:

$$K_{T+1} = K_T \cdot \frac{I(T')}{I(T)},$$

где $I(T')$ представља вредност индекса након промене на дан T , $I(T)$ је вредност индекса пре промене на дан T , док T представља дан ревизије.

Званични индекс Монтенегро берзе је **MONEX20**. У питању је тежински индекс којег сачињавају акције 20 емитената којима се тргује на берзанском и слободном тржишту, и које испуњавају прописане услове. Удео сваке акције у MONEX20 индексу одређује се тежински, на основу капитализације издаваоца, при чему се у капитализацију укључују само редовне акције у слободном промету. Слично са Загребачком берзом, под слободним прометом се подразумевају акције које не прелазе 5% у власништву појединачног акционара, осим у случају инвестиционих и пензионих фондова, осигуравајућих компанија и брокерско-дилерских друштава. Такође, може се приметити да MONEX20 представља ценовни индекс, за који се не врши прилагођавање за исплаћене дивиденде.

Као што је наведено, индекс сачињавају акције 20 емитената, при чему је удео појединог издаваоца у индексу ограничен на 20%. Избор акција које ће бити укључене у састав индекса врши се рангирањем акција по коефицијенту ликвидности, који се може представити формулом:

$$L_c = (0.5 \cdot \frac{p_i}{P} + 0.5 \cdot \frac{n_i}{N}) \cdot \frac{t_i}{T},$$

где L_c представља коефицијент ликвидности, p_i проценат учешћа промета акције i у укупном промету, P је укупан промет током посматраног периода, n_i је процентуално учешће броја послова појединачне акције у укупном броју закључених послова, N је укупан број закључених послова у посматраном периоду, t_i је број дана којима се трговало акцијом i , док T представља укупан број радних дана током посматраног периода.

У састав индекса улазе акције које су рангиране међу првих двадесет по коефицијенту ликвидности, док Берза задржава право да у индекс укључи и неку од акција које се налазе између 20. и 30. места, уколико закључи да је таква одлука оправдана.

Удео појединачне акције у индексу одређује се на основу удела слободне тржишне капитализације у укупној капитализацији индекса. Слободна тржишна капитализација се добија као производ фактора слободне тржишне капитализације и укупне тржишне капитализације. Приликом рачунања, фактор слободне тржишне капитализације се

заокружује на најближу вредност дељиву са пет. Израчунавање MONEX20 индекса може се представити следећом формулом:

$$MONEX20 = \frac{\sum_{i=1}^n p_{i,t} \cdot q_{i,R}}{\sum_{i=1}^n p_{i,0} \cdot q_{i,R}} \cdot 1000 \cdot C_T,$$

где је $i=1, \dots, n$, $n=20$, t – дан трговања, R – дан ревизије индекса, T – тренутак који претходи калкулацији индекса по новом саставу, $p_{i,t}$ – цена акције i на дан t , $p_{i,0}$ – цена акције i у базном периоду, $q_{i,R}$ – број акција у слободном помету и C_T – корекциони фактор који се примењује у случају промене састава индекса, како би се осигурао континуитет индекса. Наведена методологија користи се за рачунање индекса у реалном времену.

Када је о Македонској берзи реч, званични индекс ове берзе је Индекс Македонске берзе – **МБИ10**. У питању је ценовни индекс код којег се не врше корекције за исплаћене дивиденде, док се пондерисање акција у индексу врши на основу слободне тржишне капитализације, при чему удео појединачне акције не може бити већи од 20%. Индекс се рачуна по следећој формули:

$$MBI10_t = \frac{\sum_{i=1}^n p_{i,t} \cdot q_{i,R} \cdot FF_i}{\sum_{i=1}^n p_{i,0} \cdot q_{i,R} \cdot FF_i} \cdot 1000 \cdot C_t,$$

где је $i=1, \dots, n$, $n=20$, t – дан трговања, R – дан ревизије индекса, T – тренутак који претходи калкулацији индекса по новом саставу, $p_{i,t}$ – цена акције i на дан t , $p_{i,0}$ – цена акције i у базном периоду, $q_{i,R}$ – број акција у слободном помету и C_T – корекциони фактор који се примењује у случају промене састава индекса како би се осигурао континуитет индекса, FF_i – фактор слободне тржишне капитализације акције i .

Слободна тржишна капитализација код одређивања МБИ10 индекса не обухвата:

- акције у власништву чланова управних одбора издаваоца у случају када прелазе 5% укупно издатих акција те врсте,

- акције које се налазе у власништву значајних инвеститора који поседују више од 10% укупно издатих акција те врсте и
- акције које се налазе у власништву државе и државних институција Републике Македоније, уколико прелазе 10% укупно издатих акција те врсте.

Корекциони фактор C_T рачуна се приликом промене састава индекса и представља производ претходног корекционог фактора и односа вредности индекса са старом композицијом и индекса са новом композицијом, израчунатим на дан који претходи дану преласка на нови састав индекса. За почетну вредност корективног фактора узима се вредност један.

Акције могу бити укључене у индекс уколико су биле излистане на званичном тржишту Македонске берзе најмање 30 дана пре ревизије индекса. Избор за укључивање у индекс врши се на основу три критеријума:

- слободне тржишне капитализације акције на дан ревизије индекса, која се добија као производ цене акције на дан ревизије, броја емитованих акција и фактора слободне тржишне капитализације,
- просечног дневног обрта акције у периоду од последњих 6 месеци пре ревизије индекса, који се добија као количник обрта акције у периоду од првог дана након претходне ревизије до дана нове ревизије индекса и укупног броја радних дана у наведеном периоду и
- односа броја дана током којих се трговало акцијом и укупног броја радних дана Берзе у периоду од првог дана након претходне ревизије до дана нове ревизије индекса.

Рангирање акција обавља се по основу наведена три критеријума на следећи начин:

$$AR_i = R_1 \cdot 0,5 + R_2 \cdot 0,3 + R_3 \cdot 0,2,$$

где R_1 , R_2 и R_3 представљају рангове за сваки појединачни критеријум. У индекс се укључују десет акција са највишим просечним рангом, при чему се, у случају када више

акција има једнак просечан ранг, предност даје акцијама са нижим рангом по трећем критеријуму. Приликом ревизије, у индекс се укључују седам прворанжираних акција, док се преостале три бирају између акција ранжираних од 8. до 13. места, при чему се предност даје акцијама које су се налазиле у претходном саставу индекса.

Удео појединачне акције у индексу одређује се на основу односа слободне тржишне капитализације акције и укупне тржишне капитализације на дан ревизије и не може прећи 20%. У случају да нека од акција прелази прописани максимални удео, врши се корекција удела наведене акције на 20%, док се удели осталих акција у индексу рачунају по следећој формули:

$$D_{i,R} = T_{i,R} \cdot \frac{((1 - (k + m)) \cdot 0.20)}{T_R},$$

где је $D_{i,R}$ кориговани удео акције i у индексу, $i=1, \dots, n-m-k$, n је број акција у индексу, $T_{i,R}$ је првобитни удео акције i у индексу, пре увођења ограничења од 20%, k је број акција чији удео није прелазио лимит од 20%, док је T_R примарни удео акција у индексу који пре увођења лимита од 20% није прелазио 20%.

2.1.2. Берзански индекси посматраних земаља чланица ЕУ

Званични представник Букурештанске берзе је **ВЕТ** индекс. У питању је индекс састављен од десет акција којима се тргује на наведеној берзи, при чему се њихов удео одређује на основу тржишне капитализације. Калкулација индекса врши се у националној валути у реалном времену, док се деноминоване вредности у валутама EUR и USD објављују сваког дана након затварања берзе. Као и код претходно приказаних индекса, ни код ВЕТ индекса се не врше прилагођавања за исплаћене дивиденде, док се код одређивања пондера за акције које улазе у састав индекса узима у обзир слободна тржишна капитализација. У састав индекса могу ући акције I и II категорије, осим уколико су у питању акције финансијских инвестиционих компанија и инвестиционих фондова. Такође, у индекс се не могу укључити ваучери емитовани по основу приватизације, нити инвестиционе јединице фондова.

Основни критеријум за избор акција које улазе у састав индекса представља висина коефицијента ликвидности, који се рачуна према следећој формули:

$$C_L = \frac{\sum_{\substack{i=1,N \\ j=\{1,3,6,9,12\}}} Av_{i,j} \cdot j}{31},$$

где $Av_{i,j}$ представља тржишне капитализације компаније i у укупној капитализацији у временском интервалу j , док j представља временски интервал у којем се врши калкулација $Av_{i,j}$ и обухвата један, три, шест, девет, односно 12 месеци. Наведени коефицијент се рачуна полугодишње, при чему се у индекс укључују акције са највећом вредношћу коефицијента.

Удео појединачне акције у индексу одређује се на основу тржишне капитализације посматране акције, кориговане коефицијентом слободне тржишне капитализације, фактором репрезентације и фактором корекције цена. Фактор слободне тржишне капитализације служи да из тржишне капитализације посматране хартије од вредности искључи акције које се налазе у власништву државе и државних агенција, стратешких инвеститора и већинских власника који поседују више од 5%, искључујући осигуравајуће куће, пензионе и инвестиционе фондове. Вредност фактора слободне тржишне капитализације креће се од 0 до 1, уз заокруживање вредности на прву децималу. Фактор репрезентације има за циљ да ограничи удео појединачне хартије од вредности у индексу на највише 20%, док се његова вредност фактора креће између 0,001 и 1.

Селекцијом хартија од вредности које улазе у састав индекса и применом наведених фактора, спроводи се калкулација ВЕТ индекса по следећој формули:

$$BET_T = BET_{T-1} \cdot \frac{\sum_{i=1}^N p_{i,T} \cdot q_{i,T} \cdot FF_i \cdot R_i \cdot c_{i,T}}{\sum_{i=1}^N p_{i,T-1} \cdot q_{i,T} \cdot FF_i \cdot R_i \cdot c_{i,T-1}},$$

где $p_{i,T}$ и $p_{i,T-1}$ представљају цене акција i у тренутку T , односно $T-1$, $c_{i,T}$ и $c_{i,T-1}$ су фактори корекције цена у тренутку T , односно $T-1$, N је број хартија од вредности укључених у

индекс, $q_{i,T}$ је број акција i у тренутку T , док су FF_i и R_i фактори слободне тржишне капитализације, односно репрезентације акције i .

Званични индекс Бугарске берзе у Софији је **SOFIX**. У питању је индекс слободне тржишне капитализације, који садржи 15 најзаступљенијих акција на Бугарској берзи. Акције које улазе у састав индекса морају испунити следеће услове:

- морају бити предмет трговања на Бугарској берзи;
- потребно је да се конкретном акцијом трговало најмање три месеца пре укључивања у састав SOFIX индекса,
- тржишна капитализација акције не може бити мања од 40 милиона лева, при чему слободна тржишна капитализација не сме бити мања од 25% од укупне тржишне капитализације посматране акције, односно од 10 милиона лева и
- број акционара не сме бити мањи од 500.

Акције које испуњавају наведене критеријуме рангирају се по два критеријума. Првобитним рангирањем врши се избор 30 акција на основу два фактора: средње вредности недељног обрта и броја трансакција остварених током једне године, при чему се сваком од наведених фактора додељује специфична тежина 0,5. Након тога, од ранжираних 30 акција одабира се 15 акција са највишом слободном тржишном капитализацијом. У случају да две или више акција имају исти ранг, предност се даје акцијама са већим бројем остварених трансакција.

Вредности индекса израчунавају се по следећој формули:

$$SOFIX_t = SOFIX_{t-1} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n N_{i,t} \cdot P_{i,t} \cdot FF_{i,t} \cdot W_{i,t} \cdot D_{i,t}}{\sum_{i=1}^n N_{i,t-1} \cdot P_{i,t-1} \cdot FF_{i,t-1} \cdot W_{i,t-1}} \cdot K,$$

где су $N_{i,t}$ и $N_{i,t-1}$ број акција i у тренутку t , односно $t-1$, $P_{i,t}$ и $P_{i,t-1}$ цене акција i у тренутку t , односно $t-1$, $FF_{i,t}$ и $FF_{i,t-1}$ слободне тржишне капитализације акција i у тренутку t , односно

$t-1$, $W_{i,t}$ и $W_{i,t-1}$ фактори удела акција i у тренутку t , односно $t-1$ који имају вредност 1 уколико удео посматране акције у индексу не прелази 15%, n број акција које улазе у састав индекса, $D_{i,t}$ делилац за текућу трговинску сесију за акцију i , и K корективни фактор који има вредност 1, осим у случају промене базе индекса, када вредност корективног фактора представља однос вредности старе и нове базе индекса.

Приликом ребалансирања индекса, делиоцу се додељује вредност 1. У случају потребе, нова вредност делиоца за следећу трговинску сесију израчунава се применом следеће формуле:

$$D_{i,t} = \frac{N_{i,t-1} \cdot P_{i,t-1}}{N_{i,t-1}^a \cdot P_{i,t-1}^a} \cdot \frac{FF_{i,t-1(stari)}}{FF_{i,t-1(novi)}} \cdot \frac{W_{i,t-1(stari)}}{W_{i,t-1(novi)}},$$

где су $D_{i,t}$ делилац акције i за следећу трговинску сесију, $P_{i,t-1}^a$ коригована цена последње трговине акције i по окончању трговинске сесије у тренутку $t-1$, $N_{i,t-1}^a$ коригован број акција i по окончању трговинске сесије у тренутку $t-1$, $FF_{i,t-1(stari)}$ вредност фактора слободне тржишне капитализације акције i у тренутку $t-1$, $FF_{i,t-1(novi)}$ нова вредност фактора слободне тржишне капитализације акције i у тренутку $t-1$, $W_{i,t-1(stari)}$ вредност фактора удела акције i у тренутку $t-1$, $W_{i,t-1(novi)}$ нова вредност фактора удела акције i у тренутку $t-1$.

Фактори слободне тржишне капитализације одређују се квартално, док се удели појединачних акција у индексу ограничавају по два основа. Акције у индексу се сврставају у односу на економске групе компанија емитената. При томе, ниједна економска група по слободној тржишној капитализацији не може прећи 20% тржишне капитализације индекса. У случају да поменути удео пређе 20%, акције једног или више емитената се искључују из индекса. Други основ ограничења је да ниједна акција не може прећи 15% удела у тржишној капитализацији индекса. Ради одржавања овог ограничења, у случају потребе врши се корекција фактора удела, како би се удео тржишне капитализације посматране акције свео на 15%.

Љубљанска берза представљена је **SBI TOP** индексом. У питању је „*blue-chip*“ бенчмарк индекс, који се израчунава и исказује у валути EUR, на основу слободне тржишне капитализације припадајућих хартија од вредности. У састав индекса укључује се пет до десет хартија од вредности различитих емитената, на основу два критеријума ликвидности:

- минимална слободна тржишна капитализација акције мора бити 50 милиона EUR и
- минималан просечан дневни обим трговања мора износити 50.000 EUR.

За израчунавање вредности индекса примењује се формула:

$$SBI_{TOP} = \frac{\sum p \cdot q \cdot FF \cdot RF}{bazična_vrednost} \cdot 1000 \cdot C,$$

где су p цена, q број акција излистаних на берзи, FF фактор слободне тржишне капитализације посматране акције, RF фактор репрезентације посматране акције, док је C корективни фактор.

Максималан удео слободне тржишне капитализације појединачне акције у тржишној капитализацији индекса ограничен је на 30%. Ревизија састава индекса врши се полугодишње, док се, у случају да учешће поједине акције прелази прописани максимум, корекција врши корекцијом фактора репрезентације, што се чини на кварталном нивоу.

Атинска берза представљена је различитим индексима, у зависности од сегмента тржишта које има за циљ да представи. FTSE/ATHEX Large Cap индекс представља акције 25 предузећа са највећом вредношћу пуне тржишне капитализације, које су прошле тест инвестибилности. У корпусу FTSE/ATHEX Mid Cap индекса улазе следећих 20 акција вреднованих по пуној тржишној капитализацији које су прошле тест инвестибилности. FTSE/ATHEX Banking индекс сачињавају хартије од вредности компанија које су по Индустијском класификационом бенчмарку (ICB) сврстане у банке, а које се налазе у оквиру FTSE/ATHEX Large Cap, FTSE/ATHEX Mid Cap и FTSE/CYSE 20 индекса. Хартије од вредности свих чинилаца Берзе које су прошле тест инвестибилности улазе у састав

FTSE/ATHEX Market индекса, при чему се ове акције разврставају према ICB класификацији, како би за сваки сектор могао да се формира посебан индекс.

Без обзира на то о којем је индексу реч, сви индекси Атинске берзе израчунавају се по истој методологији. Основни услов инвестибилности подразумева да акција има слободну тржишну капитализацију. У случају када део тржишне капитализације није у слободном промету, врши се прилагођавање пондера наведене акције. Ограничење слободне тржишне капитализације обухвата:

- акције које су под директном контролом државне, регионалне, општинске или локалне власти, при чему се овде не укључују независно вођени пензиони фондови за потребе државе.
- акције које су у поседу самосталних фондова капитала, уколико се у власништву налази више од 10% капитализације,
- акције у власништву менаџмента предузећа и повезаних лица,
- акције намењене за план удела запослених
- акције у власништву јавних предузећа и њихових подружница,
- акције промотера, оснивача, бивших директора, оснивачких заједничких капитала и приватних компанија и физичких лица који поседују више од 10% капитализације,
- акције код којих је власник предмет „*lock-in*“ клаузуле,
- акције које су узете у посед ради остварења јавно објављених стратешких циљева и
- акције које су предмет текућих уговора на основу којих се морају третирати као хартије од вредности које нису у слободном промету.

У састав индекса укључују се само акције чија слободна тржишна капитализација прелази 15% укупне капитализације, при чему се слободна тржишна капитализација заокружује на следећи цео проценат.

Хартије које улазе у састав индекса морају да испуњавају и критеријуме ликвидности, који подразумевају да се њима трговало најмање 30 радних дана од дана опточивања њиховог трговања, да се трговина обављала током најмање половине радних дана сваког од претходних шест месеци и да се акцијама трговало у вредности од најмање 20% њихове слободне тржишне капитализације током године.

Вредност индекса рачуна се до нивоа прецизности од два децимална места сваких 30 секунди током радног времена Берзе, а на основу кретања цена акција у реалном времену. Вредност индекса израчунава се према следећој формули:

$$\sum_{i=1}^N \frac{p_i \cdot s_i \cdot f_i}{d},$$

где је $i=1,2,\dots,N$, N број акција у индексу, p_i последња цена акције, s_i количина одређене акције укључене у индекс, f_i фактор могућности инвестирања одређене акције, који објављује Берза за сваку акцију, при чему може имати вредност од 0 до 1, где вредност 1 означава да се сва тржишна капитализација акције налази у слободном промету, и d је делилац неопходан да би се очувао континуитет приликом промена корпе индекса.

2.2. Инвестициони фондови

2.2.1. Историјат и класификација

Зачеци инвестиционих фондова по многим ауторима се везују за рани XIX век. Један од првих оваквих привредних субјеката основао је белгијско-холандски краљ Виљем I, како би сакупио средства за инвестирање у финансијску имовину. У питању је била Сосијете женерал д белжик (*Société Générale de Belgique*), основана 1822. године, која је у потпуности представљала власништво инвеститора ове организације⁵. Са друге стране, неки аутори настанак инвестиционих фондова везују за холандског трговца по имену

⁵ S. Anderson, A. Parvez, *Mutual Funds: Fifty Years of Research Findings*, Springer, USA, стр. 3.

Адриан Ван Кетвиц. Сматра се да је његов фонд ⁶ послужио као идеја краљу Виљему I за формирање поменуте финансијске институције⁷.

Касније се идеја о оснивању оваквих институција раширила пре свега у Великој Британији и Француској, да би преко њих прешла и у остале крајеве Европе. Крајем XIX века идеја о прикупљању средстава ради смањења ризика преко заједничког улагања долази и до Сједињених Америчких Држава. Први пут се тамо испољила кроз оснивање Бостон проперти траста (*Boston Property Trust*) 1893. године ⁸, што је уједно представљало и први затворени фонд у САД.

Даљи развој инвестиционих фондова настављен је током двадесетог века, да би нагли скок овог тренда наступио почетком осамдесетих година. Са развојем инвестиционих фондова, дошло је до повећања броја ових финансијских институција и нето имовине под њиховом контролом. Ова тенденција довела је и до раста значаја инвестиционих фондова на финансијским тржиштима, о чему ће касније бити више речи. Међутим, упоредо са поменутиим развојним тенденцијама, дошло је и до повећања сложености инвестиционих фондова, мењања њихове организације и начина пословања и појаве нових врста.

Према Регулативи ЕЦБ/2007/8 која се односи на статистику имовине и обавеза инвестиционих фондова, Европска централна банка описује ове финансијске институције као заједнички инвестициони подухват дефинисан у оквиру Анекса II, који је формиран ради улагања у финансијску и нефинансијску имовину, при чему за циљ има инвестирање капитала прикупљеног јавном понудом⁹. У великој мери слична дефиниција може се наћи

⁶ У питању је фонд Eendragt Maakt Magt, основан још 1774. године. Назив фонда у преводу гласи „Јединство ствара снагу“ и указивао је на корисност и значај уједињења већег броја инвеститора ради заједничког инвестирања.

⁷ J. McWhinney, *A Brief History of the Mutual Fund*,
<http://www.investopedia.com/articles/mutualfund/05/MFhistory.asp>, (09.02.2014).

⁸ J. McWhinney, *A Brief History of the Mutual Fund*,
<http://www.investopedia.com/articles/mutualfund/05/MFhistory.asp>, (09.02.2014).

⁹ Регулатива ЕЦБ/2007/08, Европска централна банка,
http://www.ecb.int/ecb/legal/pdf/l_21120070811en00080029.pdf, (09.02.2014).

у домаћем Закону о инвестиционим фондовима, који ове институције дефинише као „институције колективног инвестирања у оквиру којих се прикупљају и улажу новчана средства у различите врсте имовине са циљем остварења прихода и смањења ризика улагања“¹⁰.

На основу приказаних дефиниција, може се уочити да је за дефинисање финансијске институције као инвестиционог фонда неопходно да инвестициони подухват има карактер заједничког подухвата. Поменути услов сматра се испуњеним у свим случајевима у којима ови подухвати допуштају инвестирање од стране више од једног инвеститора. То би значило да се институција инвестирања, чак и у случају да је чини само један инвеститор, сматра институцијом колективног инвестирања уколико не постоје правна ограничења која би спречила друге инвеститоре да се прикључе.

Постоји више начина на које се може извршити класификација инвестиционих фондова. Уколико посматрамо природу њиховог улагања, инвестициони фондови се могу класификовати на: фондове акција (*equity funds*), фондове обвезница (*bond funds*), мешовите фондове (*mixed funds*), фондове некретнина (*real-estate funds*) и остале фондове. У случају да фонд дефинише доњи лимит за инвестирање у одређену имовину, врсту фонда ће одредити она имовина у коју је инвестирано најмање 50 процената укупне имовине фонда. Уколико фонд улаже искључиво у акције и обвезнице, при чему је доњи лимит за обе врсте имовине приближно 50 процената укупне имовине фонда, овај фонд се класификује као мешовити. На крају, у случају да фонд дефинише горњи лимит улагања у одређену имовину, класификацију треба извршити са одређеном дозом флексибилности. При томе, смернице би биле следеће:

Ако инвестициони фонд дефинише веома значајан горњи лимит за одређену врсту имовине, тај фонд треба класификовати према тој имовини, без обзира што можда наведена имовина не представља у сваком тренутку више од 50% укупне имовине фонда

¹⁰ Закон о инвестиционим фондовима 46/2006, 51/2009, 31/2011

http://www.sec.gov.rs/index.php?option=com_content&task=view&id=57&Itemid=62&lang=8859-2 (09.02.2014).

(уколико инвестициони фонд одреди горњи лимит за инвестирање у акције на нивоу од 85%, овај фонд се сматра акцијским фондом).

Наведено правило важи и у случају да врста имовине у коју фонд инвестира преко 50% своје укупне имовине није непосредно наведена, али се може закључити на основу ниско одређених горњих лимита за друге врсте имовине (на пример, фонд који је дефинисао горњи лимит за инвестирање у обвезнице у висини од 15%, у инструменте тржишта новца у висини од 20% и у некретнине у висини од 10%, класификоваће се као акцијски фонд, јер се из наведених података може закључити да је горњи лимит овог фонда за инвестирање у акције 55%).

У случају да је инвестициони фонд дефинисао за акције и обвезнице горње лимите који прелазе 50% укупне имовине фонда, овај фонд треба класификовати као хибридни.

Уколико је за више врста имовине одређен горњи лимит за инвестирање на нивоу преко 50%, а при томе је фонд у проспекту дефинисао примарни циљ у нормалним тржишним условима, овај фонд треба класификовати у складу са дефинисаним примарним циљем (на пример, уколико су горњи лимити за улагање у акције и обвезнице одређени на нивоу од 80%, а фонд је у проспекту дефинисао да је његов примарни циљ у нормалним тржишним условима улагање у обвезнице, овај фонд треба класификовати као фонд обвезница)¹¹.

Хедџ фонд (*hedge fund*) се, према Упутству за преглед статистике инвестиционих фондова Европске централне банке, дефинише као „свака институција колективног инвестирања, без обзира на њену правну структуру у оквиру националних закона, која користи релативно слободне инвестиционе стратегије ради остварења позитивних апсолутних поврата, и чији је менаџмент плаћен у складу са перформансама фонда.“ У те сврхе, хедџ фондови имају мали број рестрикција када су у питању врсте финансијских инструмената у које могу улагати и на тај начин користити широк дијапазон финансијских техника,

¹¹ Европска централна банка, „Manual investment fund statistics“, 2009.

укључујући левериц¹², кратку продају (енг. *short selling*)¹³, или било коју другу технику. Ова дефиниција такође покрива фондове који у целини или парцијално инвестирају у друге хец фондове. Наведени критеријуми за идентификацију хец фондова морају бити оцењени наспрам јавног проспекта, као и правила фонда, статута, инвестиционих уговора, тржишних докумената, или било којег другог документа са сличним ефектима по фонд.¹⁴

Ову врсту инвестиционих фондова обично оснива неколицина богатих инвеститора. Захваљујући поменутој слободи при избору инструмената у које ће улагати, хец фондови у пракси често користе мање конвенционалне технике инвестирања, које са собом носе већи ризик, али доносе и већу добит. Неке од техника инвестирања које користе ови фондови, а који нису доступни осталим инвестиционим фондовима, су кратка продаја, левериц, компјутерска трговина (*program trading*)¹⁵, свопови (*swaps*)¹⁶, финансијски деривати (*derivates*)¹⁷ и послови арбитраже (*arbitrage*)¹⁸. Све наведене стратегије у начелу се могу груписати у три групе: стратегије које су вођене трендовима на тржишту, стратегије вођене догађајима и тржишно неутралне стратегије. Регулатива Европске централне банке ЕЦБ/2001/12 дефинише фондове тржишта новца као „заједничке

¹² Левериц представља технику инвестирања у којој се инвеститор приликом улагања у великој мери користи позајмљеним капиталом. Овакав начин инвестирања може довести до повећања поврата на уложени капитал акционара, као и разне видове пореских олакшица.

¹³ Кратка продаја представља позајмљивање одређене хартије од вредности од брокера ради њене продаје, уз разумевање да се та хартија од вредности касније мора поново купити како би се вратила брокеру. Овај посао представља технику инвестирања која се користи у случајевима када се очекује да ће вредност одређене хартије од вредности у наредном периоду пасти.

¹⁴ Manual investment fund statistics, ecb, стр. 8.

¹⁵ Компјутерска трговина представља компјутерски вођену аутоматизовану трговину хартијама од вредности.

¹⁶ Своп у најширем схватању представља размену различитих токова плаћања током времена, у складу са унапред дефинисаним условима.

¹⁷ Финансијски деривати су изведене хартије од вредности, чије карактеристике и вредност зависе од хартија од вредности на које се ови деривати односе.

¹⁸ Послови арбитраже заснивају се на симултаном куповини и продаји истих или сличних финансијских инструмената на различитим тржиштима, са циљем остварења профита услед разлика у цени.

инвестиционе подухвате код којих су инвестиционе јединице, са аспекта ликвидности, блиски супститути депозитима, и који примарно улажу у инструменте тржишта новца и/или у акције и/или остале преносне инструменте дуга са доспећем до једне године, и/или у банкарске депозите, и/или у инструменте који теже стопи поврата приближној каматној стопи инструмената тржишта новца¹⁹. Даље се у наведеној регулативи прецизира да се под примарним улагањем у инструменте тржишта новца подразумева улагање у висини од најмање 85% укупног инвестиционог портфолија.

Такође се може извршити подела фондова, према типу фонда, на отворене и затворене инвестиционе фондове. Отворени инвестициони фондови се дефинишу као „инвестициони фондови чије се инвестиционе јединице, односно акције, морају посредно или непосредно откупити од власника, на његов захтев“. Затворени инвестициони фондови представљају „инвестиционе фондове са фиксним бројем издатих акција, чији власници морају да продају, односно купе постојеће акције како би изашли из фонда, односно ушли у њега“.

У случајевима када инвестициони фонд има одређена ограничења везана за издавање, односно откуп акција, није једноставно утврдити да ли наведени фонд припада типу отвореног, или затвореног фонда. Ограничења могу бити везана за период у коме се обавља откуп акција, или за минимални износ акција који се може откупити од акционара, или продати индивидуалном акционару. И поред наведених ограничења, такве фондове треба сматрати отвореним инвестиционим фондовима, јер постоји могућност продаје, односно откупа инвестиционих јединица од стране фонда.

Према класификацији коју је извршила ЕФАМА²⁰, инвестициони фондови се, на основу врсте имовине у коју улажу, класификују као:

- фондови акција – фондови који инвестирају најмање 85 процената своје имовине у акције,

¹⁹ Регулатива Европске централне банке, ЕСВ/2001/13.

²⁰ ЕФАМА представља Европску асоцијацију за управљање фондовима и имовином (European Fund and Asset Management Association).

- фондови обвезница – фондови који најмање 90 процената своје имовине улажу у преносиве дужничке хартије од вредности, при чему улагање у акције није дозвољено,
- фондови тржишта новца – који се могу посматрати са аспекта периода улагања (од просечног доспећа од 60 дана, до максималног просечног пондерисаног трајања до годину дана), или са аспекта могућности инвестирања (од инструмената тржишта новца ниског ризика, до преносивих дужничких инструмената) и
- мешовити фондови – фондови који врше улагања у акције, обвезнице и тржишта новца.

Даље се наведени фондови класификују на основу следећих критеријума: држава, односно регион у који улажу, сектор у који врше улагања, степен тржишне капитализације, изложеност валутним променама, кредитни квалитет, изложеност каматним променама, изложеност тржиштима у развоју, алокација имовине и структурне карактеристике. Класификација региона наведена је у категоријама Европске класификације фондова из априла 2012. године²¹. На основу наведених критеријума, фондове акција можемо класификовати као:

- националне, односно регионалне фондове, у које спадају фондови акција који преко 80 процената своје имовине улажу у акције предузећа у земљи, односно региону,

²¹ Према наведеној класификацији, подела се врши у четири основна региона, који се даље деле на подрегионе. Регион Америке обухвата подрегионе Северну Америку и Латинску Америку. Азијско-пацифички регион обухвата азијско-пацифички подрегион искључујући Јапан, азијски потконтинент и проширени Кинески подрегион. Регион Европе обухвата проширену Европу, евро зону, Европу искључујући Велику Британију и нордијске земље. Четврти је регион Средњег истока и Африке. Као посебан регион приказана су тржишта у развоју, где спада и Србија у подрегиону Централне и Источне Европе.

- секторске фондове, који обухватају фондове који инвестирају преко 80 процената своје имовине у акције предузећа унутар одређеног економског сектора²² и
- фондове акција ниске капитализације и европске фондове акција, у зависности од степена тржишне капитализације. Лимит за ниску капитализацију дефинисан је у зависности од региона коме фонд припада.²³

Фондови обвезница се даље класификују у зависности од:

- валутне изложености, при чему се фондови који улажу преко 90 процената имовине у дуговне хартије од вредности деноминирани у једној валути сматрају једновалутним фондовима. Глобални фондови са доминантном валутом су фондови код којих то улагање износи преко 70 процената, док су инвестиције глобалних фондова обвезница везане за дужничке хартије од вредности деноминирани у више валута,
- изложености тржиштима у развоју, при чему се као фондови обвезница тржишта у развоју сматрају они фондови којима је допуштено да преко 60 процената имовине инвестирају у дужничке хартије од вредности ових тржишта,
- кредитног квалитета, на основу кога фондове обвезница делимо на оне који улажу у сигурне обвезнице (*investment grade bonds*) и на оне који улажу у ризичне обвезнице (*non-investment grade bonds, junk bonds*) и

²² Класификација сектора врши се на основу Глобалних стандарда за класификацију индустрије (*Global Industry Classification Standard - GICS*), који су развијени од стране *Standard & Poor's and Morgan Stanley Capital International*.

²³ Лимит за ниску капитализацију разликује се за сваки регион. За САД износи четири милијарде америчких долара; за Велику Британију – милијарду фунти; евро зону – три милијарде евра; Швајцарску – три милијарде швајцарских франака; Азију и Пацифик – једну и по милијарду америчких долара; глобално – две и по милијарде америчких долара.

- изложености каматним стопама у зависности од модификованог (*Macaulay*) доспећа²⁴, на основу чега се фондови обвезница деле на оне са кратким, мешовитим и дугим доспећем.

Фондови тржишта новца класификују се према следећим критеријумима:

- у зависности од инвестиционе политике, на фондове који улажу у хартије од вредности са пондерисаним просечним доспећем од 60 дана, фондове код којих је модификовани *Macaulay* период до 0,5 и фондове код којих је модификовани *Macaulay* период између 0 и 1,
- у зависности од валутне изложености, на исти начин као и код класификације фондова акција и
- у зависности од структурних карактеристика, на фондове који вреднују инвестиције на бази амортизованих трошкова, фондове који одржавају константну номиналну вредност нето имовине и фондове који улажу искључиво у инструменте тржишта новца са највишим расположивим кредитним рејтингом.

На крају, мешовити фондови се класификују на основу следећих критеријума:

- валутне изложености, при чему је критеријум минимум 70 процената изложености наведеној валути,
- национална односно регионална изложеност, при чему је критеријум да најмање 80 процената имовине представља улагања у предузећа наведене земље, или региона и
- алокација имовине, при чему су дефанзивни фондови они који инвестирају мање од 35 процената имовине у акције, балансирани фондови код којих се ове инвестиције крећу између 35 и 65 процената, динамички код којих инвестиције у акције прелазе 65 процената, и флексибилни фондови, који током одређеног периода одржавају стопроцентне инвестиције у акције на основу сопствене инвестиционе политике.

²⁴ *Macaulay* период представља пондерисано просечно доспеће обвезница, при чему се као пондери користе релативни дисконттовани токови готовине у сваком периоду.

2.2.2. Значај инвестиционих фондова и фактори развоја

Значај инвестиционих фондова у свету огледа се пре свега у њиховом броју и у вредности нето имовине, чији увид по регионима дају табеле 2.1 и 2.2, као и Слика 2.1.

Табела 2.1. Распоред броја инвестиционих фондова по регионима у свету.

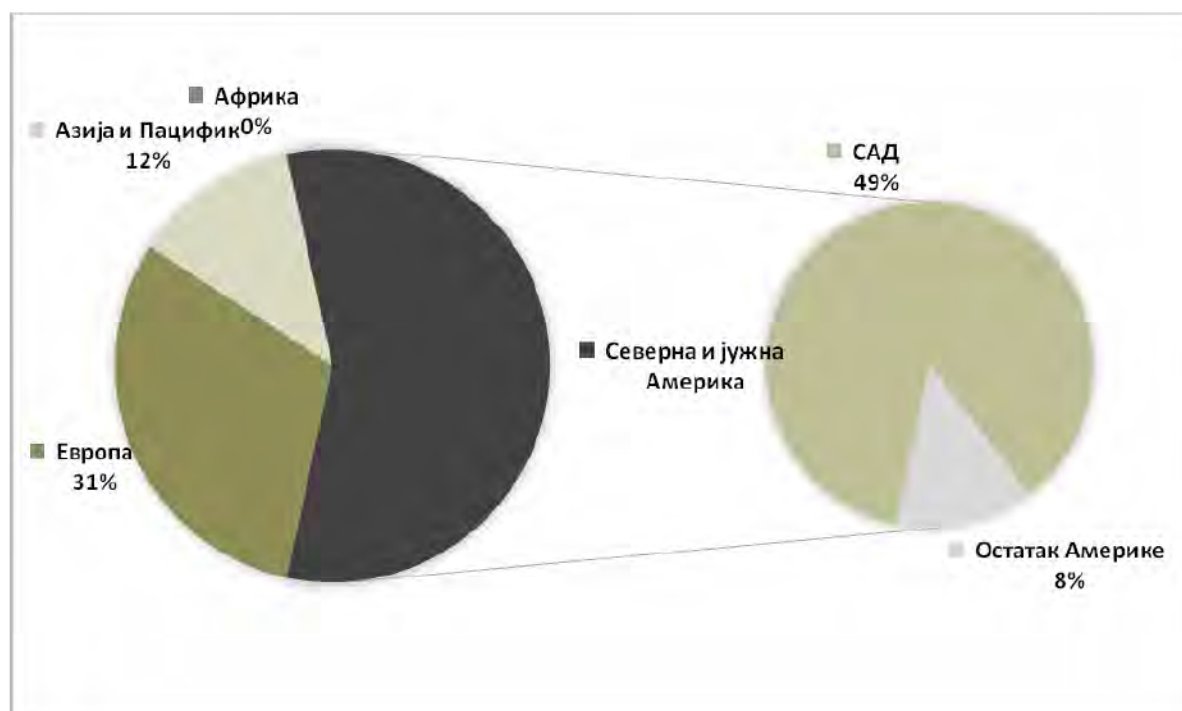
Регион	Свет	Северна и Јужна Америка	Европа	Азија и Пацифик	Африка	САД
Година						
2001.	53.371	13.449	27.343	12.153	426	8.305
2002.	53.996	13.884	28.858	10.794	460	8.244
2003.	54.569	13.921	28.541	11.641	466	8.126
2004.	55.524	14.064	29.306	11.617	537	8.041
2005.	56.868	13.764	30.060	12.427	617	7.975
2006.	61.854	14.474	33.151	13.479	750	8.117
2007.	66.345	15.457	35.210	14.847	831	8.024
2008.	69.032	16.459	36.780	14.909	884	8.022
2009.	67.530	16.932	34.899	14.795	904	7.663
2010.	69.493	17.993	35.292	15.265	943	7.555
2011.	72.611	19.753	35.713	16.198	947	7.591
2012.	73.243	21.103	34.470	16.703	967	7.596

(извор: *Investment Company Institute*)

Табела 2.2. Структура инвестиционих фондова по регионима у свету, у мил. долара.

Регион	Свет	Северна и Јужна Америка	Европа	Азија и Пацифик	Африка	САД
Година						
2001.	11.654.868	7.433.106	3.167.965	1.039.236	14.561	6.974.913
2002.	11.324.128	6.776.289	3.462.999	1.063.857	20.983	6.390.358
2003.	14.048.310	7.969.541	4.682.836	1.361.473	34.460	7.414.401
2004.	16.164.795	8.792.450	5.640.452	1.677.887	54.006	8.106.939
2005.	17.771.027	9.763.921	6.002.261	1.939.251	65.594	8.904.824
2006.	21.807.505	11.469.062	7.803.906	2.456.511	78.026	10.396.508
2007.	26.129.564	13.421.149	8.934.864	3.678.330	95.221	11.999.523
2008.	18.974.521	10.579.430	6.288.138	2.037.536	69.417	9.601.090
2009.	22.945.623	12.578.593	7.545.535	2.715.234	106.261	11.112.970
2010.	24.710.398	13.598.071	7.903.389	3.067.323	141.615	11.831.878
2011.	23.796.672	13.530.122	7.220.298	2.921.276	124.976	11.627.357
2012.	26.837.407	15.139.998	8.230.061	3.322.198	145.150	13.045.221

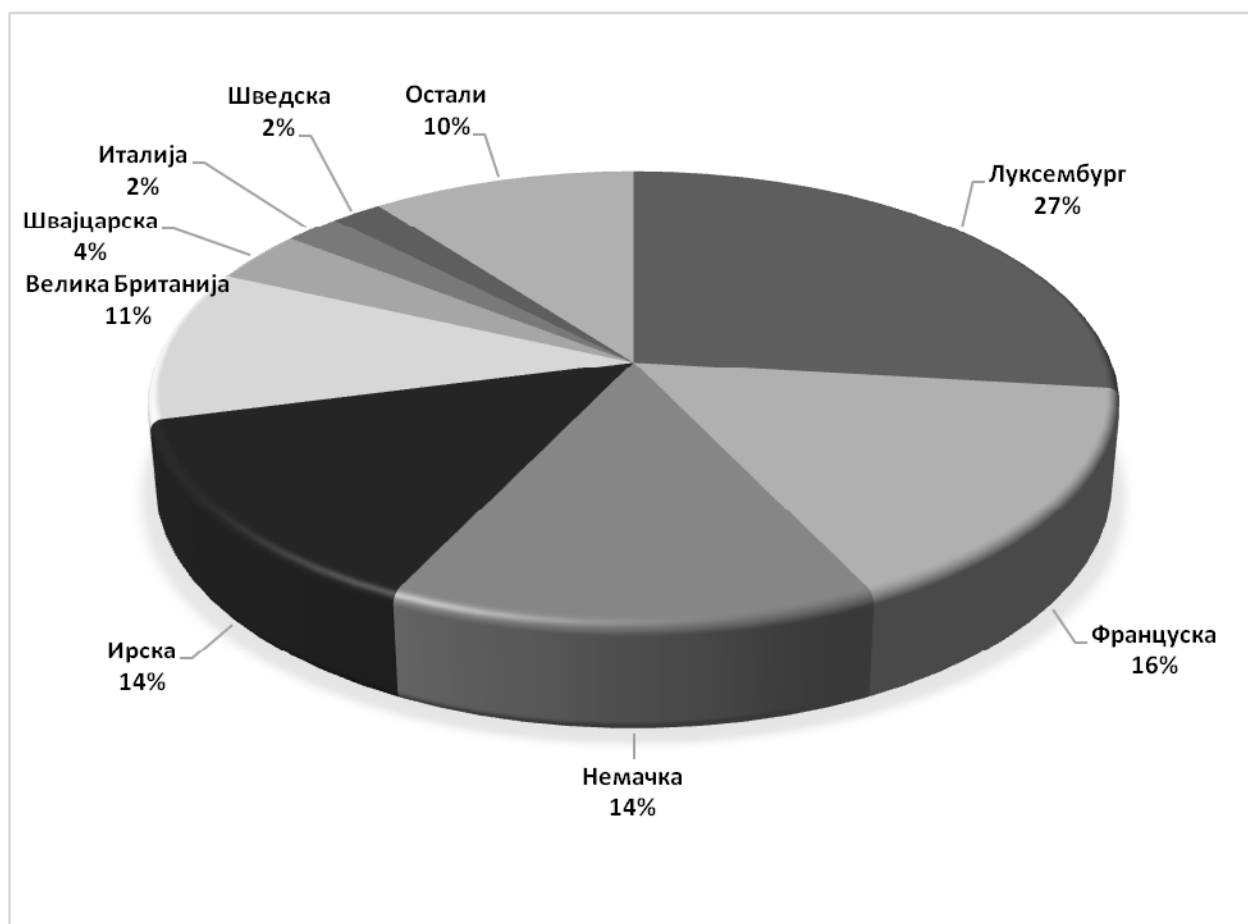
(извор: *Investment Company Institute*)



Слика 2.1. Удео вредности нето имовине инвестиционих фондова по регионима за 2013. ГОДИНУ (извор: рад аутора, према подацима *Investment Company Institute*).

Имајући у виду да Европска унија представља економску унију 28 земаља чланица, при чему је од 1973. године у процесу сталног проширења, није једноставно пружити упоредиве податке о кретању инвестиционих фондова кроз дужи период. Због тога се приказани подаци односе се на период од 2003. године закључно са 2012. (односно 2013. кад је реч о уделу вредности нето имовине по регионима).

У структури нето имовине инвестиционих фондова по земљама Европске уније, највећи удео индустрије инвестиционих фондова имају Луксембург (27%), Француска (16%), Немачка (14%) и Ирска (14%). Ове четири земље заједно контролишу 71% укупне нето имовине инвестиционих фондова Европске уније, како приказује Слика 2.2.



Слика 2.2. Нето имовина инвестиционих фондова приказана по земљама ЕУ за 2013. годину (извор: рад аутора, према подацима ЕФАМА).

Када је реч о шемама колективног улагања, треба узети у обзир чињеницу да се у оквиру Европске уније јављају и одређени специфични облици фондова. Постоји велики број инвестиционих фондова који су карактеристични за поједине земље (*Investment Trusts*, *Unit Trusts*, *With-profits policy*, *Unitised Insurance Funds*, OEICs или ICVCs, *Exchange-traded funds* (ETFs), FCP, SICAF, SICAV, BEVEK, BEVAK, PRIVAK, LIC и слично). Међутим, када се врши класификација свих фондова на нивоу Европске уније, могу се поделити у две групе:

- UCITS – *Undertakings for Collective Investments in Transferable Securities* (шеме колективног улагања у преносиве хартије од вредности) и
- non-UCITS.

Основа ове поделе представља скуп директива Европске уније који има за циљ да омогући пословање инвестиционих фондова на територији целе уније на основу дозволе издате од стране једне земље чланице. Према томе, UCITS фондови су фондови који на основу поменутих директива имају могућност таквог пословања. Ови фондови се према предмету улагања даље могу класификовати у фондове акција, фондове обвезница, мешовите фондове и фондове тржишта новца.

Са друге стране, *non*-UCITS фондови представљају инвестициона предузећа која се оснивају у складу са националним законима, те због тога немају право трговине у другим земљама чланицама Европске уније. Ови фондови се могу класификовати у специјалне фондове, фондове некретнина и остале фондове.

Сходно структури у Европској унији, већина европских земаља има далеко већи удео UCITS фондова у националним индустријама инвестиционих фондова, него што је то случај са *non*-UCITS фондовима. Овај удео се за већину земаља креће од 70%, па чак и до преко 95% у неким земљама као што су Пољска, Шпанија и Чешка. Када је реч о раније поменутих земљама са најразвијенијим индустријама инвестиционих фондова, Луксембург и Француска су у великој мери окренуте UCITS фондовима, са учешћем од преко 80%. Немачка је, са друге стране, једна од ретких земаља у ЕУ, а једина земља са развијеном индустријом инвестиционих фондова, која је окренута пре свега *non*-UCITS фондовима. Наведени показатељи могу се сагледати у датој табели 2.3.

Фондови UCITS се даље, према Европској асоцијацији за управљање фондовима и имовином (*European Fund and Asset Management Association* - EFAMA), могу класификовати у фондове акција, фондове обвезница, мешовите фондове, фондове тржишта новца и остале. Однос између ових фондова мењао се током посматраног периода, при чему су промене пре свега биле узроковане значајним растом имовине фондова акција, и наравно светском економском кризом која је наступила крајем овог периода.

Табела 2.3. Нето имовина инвестиционих фондова по земљама ЕУ за 2013. годину, у милионима евра.

Земља	UCITS
Аустрија	78.334
Белгија	81.528
Бугарска	318
Велика Британија	780.753
Грчка	5.292
Данска	79.300
Ирска	999.436
Италија	146.490
Линхенштајн	26.573
Луксембург	2.086.620
Мађарска	9.157
Малта	1.575
Немачка	256.958
Норвешка	77.101
Пољска	19.950
Португал	6.675
Румунија	2.310
Словачка	2.399
Словенија	1.778
Турска	13.090
Финска	58.084
Француска	1.080.892
Холандија	56.660
Чешка	4.469
Швајцарска	276.938
Шведска	177.854
Шпанија	157.243
Укупно	6.487.776

(извор: EFAMA)²⁵

Посматрањем и анализом података о заступљености инвестиционих фондова у привредама региона, долази се до закључка да ове инвестиционе компаније још увек представљају новину на овим просторима. Неке земље, као што су Словенија и Хрватска, одмакле су нешто даље у развоју индустрије инвестиционих фондова. Са друге стране, у земљама као што су Босна и Херцеговина, Србија и Црна Гора, послује изразито мали број

²⁵ Без Хрватске, која је постала стална чланица ЕУ 1. јула 2013

инвестиционих фондова. Ови подаци указују да се у посматраним земљама региона, у које спада и Србија, може очекивати долазак страних, као и развој домаћих инвестиционих фондова, са развојем тржишта хартија од вредности.

Када је реч о Хрватској, инвестициони фондови су релативно нова појава на финансијском тржишту ове земље, с обзиром на то да је ова држава тек 1995. године усвојила први законски оквир који регулише рад таквих институција. Оснивање и начин пословања инвестиционих фондова и друштава за управљање фондовима у Хрватској прописани су Законом о инвестицијским фондовима из 1995. године и новим Законом о инвестицијским фондовима из децембра 2005. године. Према наведеним законима, инвестициони фондови оснивају се на основу одобрења државног регулаторног тела, што у Хрватској представља Хрватска агенција за надзор финансијских услуга (HANFA). Радом инвестиционих фондова управљају друштва за управљање фондовима.

Према подацима HANFA, отворени инвестициони фондови с јавном понудом тренутно управљају са 12.962 милијарде куна имовине (Табела 2.4).

Табела 2.4. Број фондова и вредност имовине инвестиционих фондова у Хрватској у периоду 2001-2012. година, у хиљадама куна.

Година	Отворени инвестициони фондови		Затворени инвестициони фондови		Укупно	
	Број	Вредност имовине	Број	Вредност имовине	Број	Вредност имовине
2001.	14	1.306.652	6	1.210.173	20	2.516.825
2002.	27	2.462.855	7	1.208.836	34	3.671.691
2003.	37	2.941.801	4	976.996	41	3.918.797
2004.	41	4.527.735	5	1.120.273	46	5.648.009
2005.	56	8.834.460	6	1.537.356	62	10.371.816
2006.	72	16.038.989	7	2.443.431	79	18.482.420
2007.	100	30.056.247	9	3.682.360	109	33.738.606
2008.	126	9.890.231	11	1.895.576	137	11.785.807
2009.	130	12.034.941	10	1.840.765	140	13.875.706
2010.	131	13.674.365	8	1.917.555	139	15.591.920
2011.	126	11.928.895	7	1.670.814	133	13.599.709
2012.	121	12.962.205	7	1.633.339	128	14.595.544

(извор: HANFA)

Уочљив је нагли раст имовине у периоду 2005-2007 године. Основни разлози интензивног раста имовине под управљањем отворених инвестиционих фондова са јавном понудом су, уз остварене високе приносе, афирмација тржишта капитала кроз продају Пливе, кроз иницијалне јавне понуде акција INA и Т-НТ. Крајем 2007. године, и поготово током првог полугодишта 2008, глобална економска и финансијска криза утицала је на знатно смањење имовине под управљањем због пада цена хартија од вредности, као и наглог повлачења удела из инвестиционих фондова са јавном понудом у периоду фебруар-април 2008. године. Значајан опоравак индустрије инвестиционих фондова уочљив је током 2009. године, мада је упадљиво да ова индустрија до 2012. године није успела да се значајно приближи ни нивоу од 50% вредности из 2007. године.

Што се структуре улагања тиче, може се уочити да је улагање у фондове започело са неризичним улагањем у новчане фондове. Падом каматних стопа, средства из новчаних фондова почела су се преливати у обвезничке и мешовите фондове. Последњих година уочљив је не само пренос средстава из новчаних и обвезничких фондова у мешовите и акционарске, већ и преусмеравање средстава са класичних начина штедње према инвестиционим фондовима.

Када је реч о инвестиционим фондовима у Србији, ова индустрија је још увек у приличној мери неразвијена. На основу података за 2012. годину, може се уочити да у Србији послује свега 17 отворених и један затворени инвестициони фонд, као и шест пензионих фондова, чија укупна вредност имовине износи близу 22 милијарде динара (око 100 милиона евра). Наведени подаци приказани су табелом 2.5.

Табела 2.5. Вредност имовине инвестиционих фондова у Србији, за 2012. годину, у милионима динара.

Фонд	Капитал (мил)
Отворени балансирани фондови	
Ilirika Balanced	132,12
ILIRIKA Plus	111,78
Triumph Balance	7,69
Отворени фондови раста вредности имовине	
FIMA ProActive	135,36
ILIRIKA Dynamic	36,24
ILIRIKA Global	9,61
ILIRIKA Gold	2,31
KOMBANK InFond	62,92
Raiffeisen WORLD	613,94
Triumph	25,84
Отворени фондови очувања вредности имовине	
ILIRIKA Cash	9,32
ILIRIKA Cash Dinar	246,41
ILIRIKA Cash Euro	24,98
ILIRIKA Euro	0,23
KomBank NOVČANI FOND	121,34
Raiffeisen CASH	2955,01
Raiffeisen EURO CASH	1858,93
Пензиони фондови	
DDOR GARANT Ekvilibrio	3656,49
DDOR GARANT Štednja	266,97
Delta Generali Basic	284,04
Delta Generali Index	284,04
Dunav fond	8614,02
Raiffeisen FUTURE	2370,1
Затворени фондови	
ACTV	63,63
Укупно	21893,32

(извор: www.belex.rs)

Разлози појаве инвестиционих фондова и њиховог убрзаног развоја у једним, као и они који доводе до релативне неразвијености ових компанија у другим земљама, нису сасвим једноставни за идентификацију и анализу. Питање због чега је у земљама попут Србије, Босне и Херцеговине, Македоније и сличних, индустрија инвестиционих фондова још

увек у повоју, нема јединствен одговор. Нека емпиријска истраживања која су се бавила наведеном тематиком указују на одређене факторе које треба узети у обзир. Према неким ауторима (Khorana, Servaes & Tufano, 2005), фактори се могу груписати у правне, регулаторне и карактеристике управљања, карактеристике везане за понуду, карактеристике тражње и карактеристике трговања хартијама од вредности. Такво груписање одсликава следећи приказ:

1. Закони и регулативе

1.1. Опште правно окружење укључује претпоставку да су појединци спремнији да инвестирају у условима јачег правног окружења. Ово се такође односи на улагања у инвестиционе фондове. При томе се код разматрања општег правног окружења узимају у обзир:

- а) ефикасност судског система;
- б) владавина права;
- в) корупција;
- г) ризик експропријације и
- д) ризик од непризнавања уговора.

1.2. Регулаторне везане за пословање фондова, које се односе на:

- а) процедуре везане за усвајање регулатива за оснивање фонда;
- б) регулаторна одобрења потребна пре издавања проспекта инвестиционог фонда;
- в) независност кастоди банке од инвестиционих компанија;
- г) испуњеност потребе да инвестициони фондови обелодањују трошкове и перформансе и
- д) као додатни фактор, постојање процедура које се баве спречавањем сукоба интереса инвеститора и менаџмента фонда.

1.3. Порези – представљају фактор који може у значајној мери утицати на развој инвестиционих фондова уколико пореска политика овај вид инвестирања учини атрактивнијим у односу на друге видове, али такође може бити и спутавајући фактор у обрнутом случају.

2. Карактеристике понуде

2.1. Развијеност банкарског сектора – тешко је одредити на који ће начин развијеност банкарског сектора утицати на развој инвестиционих фондова. У Сједињеним Америчким Државама развој инвестиционих фондова ишао је на рачун банкарског сектора, док се у Европи већином може приметити да су се банке јавиле као промотери и дистрибутери фондова. Из наведеног разлога, утицај банкарског система на развој фондова мора се испитати кроз детаљнију анализу регулатива везаних за пословање банака и инвестиционих компанија, као што су:

а) могућности осигурања депозита;

б) рестрикције везане за инвестирање у хартије од вредности;

в) број дистрибуционих канала;

г) време потребно за оснивање и покретање новог инвестиционог фонда и

д) трошкови код оснивања и покретања новог инвестиционог фонда.

3. Карактеристике тражње – инвестициони фондови у земљама са слабије развијеним тржиштима хартија од вредности свакако представљају новину, чији даљи развој зависи у великој мери и од спремности потенцијалних инвеститора да овај вид иновација прихвати. Оправдано се очекује да ове финансијске институције наилазе на већи степен прихватања у условима већег богатства, инвестиционог искуства и приступа информацијама. Самим тим, фактори које треба испитати на страни тражње су:

- бруто друштвени производ по становнику;

- број становника;
 - писменост;
 - образовање;
 - доступност/распрострањеност штампе у укупној популацији;
 - распрострањеност интернета у укупној популацији и
 - степен развијености индустрије.
4. Карактеристике тржишта хартија од вредности – инвестициони фондови су блиско повезани са вредношћу нето имовине у њиховом власништву. Када је на пример реч о отвореним инвестиционим фондовима, они се по дефиницији обавезују да ће откупити сопствене акције од инвеститора по вредности нето имовине, што имплицира да је могућност квалитетне процене вредности нето имовине инвестиционог фонда значајан фактор за развој ових финансијских компанија. Реална процена вредности нето имовине могућа је у случају адекватне развијености тржишта хартија од вредности. Из тог разлога, може се закључити да су битни фактори код процене карактеристика овог тржишта:
- промет хартијама од вредности и
 - трошкови трговања.

Поред наведених фактора, који су свакако имали и имају значајан утицај на појаву и развој инвестиционих фондова у некој националној економији, као додатни фактор може се навести примењени модел приватизације у земљама у транзицији.

2.3. Портфолио оптимизација

2.3.1. Систематски и несистематски ризик хартија од вредности

Ризик се повезује са могућим материјалним губицима до којих може доћи приликом инвестирања, услед различитих фактора. Систематски ризик представља ризике који су по природи макроекономски, и не могу их контролисати појединачни инвеститори, односно компаније. У систематске ризике спадају:

1. Ризик каматних стопа – узрокује га кретање каматних стопа током времена, што изазива ризик промене цена финансијских инструмената, као и ризик промене стопе приноса приликом реинвестирања.
2. Тржишни ризик – повезан је са флукуацијама цена појединих хартија од вредности. Тржишни ризик се може посматрати као: апсолутни, који се не може описати одређеним садржајем; релативни, који представља процењени ризик за различите нивое пословних функција; усмерени, који утиче на висину губитака услед излагања одређеним тржиштима или врсти имовине; неусмерени, који постоји када трговац хартијама од вредности не поседује конзистентан метод трговања; основни, који представља могућност настанка губитка услед имперфектно упарених ризика; ризик волатилности, који подразумева ризик од промене цена хартија од вредности услед промене волатилности фактора ризика.
3. Инфлаторни ризик – обухвата ризике остваривања губитака услед смањења куповне моћи током времена. У ову групу ризика спадају ризик од инфлације тражње, која узрокује пораст цена услед повећане тражње у односу на постојећу понуду, као и ризик од трошковне инфлације, који представља повећање цена добара и услуга услед повећаних трошкова производње.

У несистематске ризике, са друге стране, спадају ризици који су по природи микроекономски, и узроковани су факторима који се у нормалним условима могу контролисати од стране предузећа, односно инвеститора. Несистематски ризици се могу категорисати на следећи начин:

1. Ризик ликвидности – јавља се код трговања хартијама од вредности које су подложне утицајима пословних циклуса, технолошких промена и сличних фактора. Ризици ликвидности обухватају ризике ликвидности имовине, који настају као последица немогућности продаје имовине по очекиваној вредности, као и ризике ликвидности финансирања, услед немогућности приступа довољним новчаним фондовима у случају потребе редовног измирења обавеза.
2. Финансијски ризик – представља ризик који се јавља као последица промена у структури капитала предузећа, односно инвеститора. С обзиром на то да основни извори финансирања обухватају сопствени капитал, позајмљени капитал и задржану добит, ризици који су повезани са наведеним изворима финансирања могу се класификовати на следећи начин: ризици промене девизних курсева, који настају услед могућности промена односа између вредности различитих валута; ризици стопе обнављања фондова датих у зајам; ризици од наглих негативних промена у кредитној способности; индиректни ризици, који се јављају услед нелинеарне изложености портфолија различитим кретањима волатилности; ризик суверености, повезан са могућностима државе да измири обавезе за сопствене хартије од вредности; ризици поравнања, који се односе на могућност неиспуњења уговорних обавеза друге стране.
3. Операциони ризик – обухвата све ризике у пословним процесима узроковане људском грешком. Могу се поделити на: ризике моделовања, који настају услед непрецизних или погрешних резултата добијених применом модела за вредновање финансијских инструмената; људске ризике, узроковане непридржавањем прописаних процедура, правила и уобичајених пракси у пословању; правне ризике, који настају приликом склапања пословних договора између страна које су правно некомпетентне; политичке ризике, изазване променама државне политике.

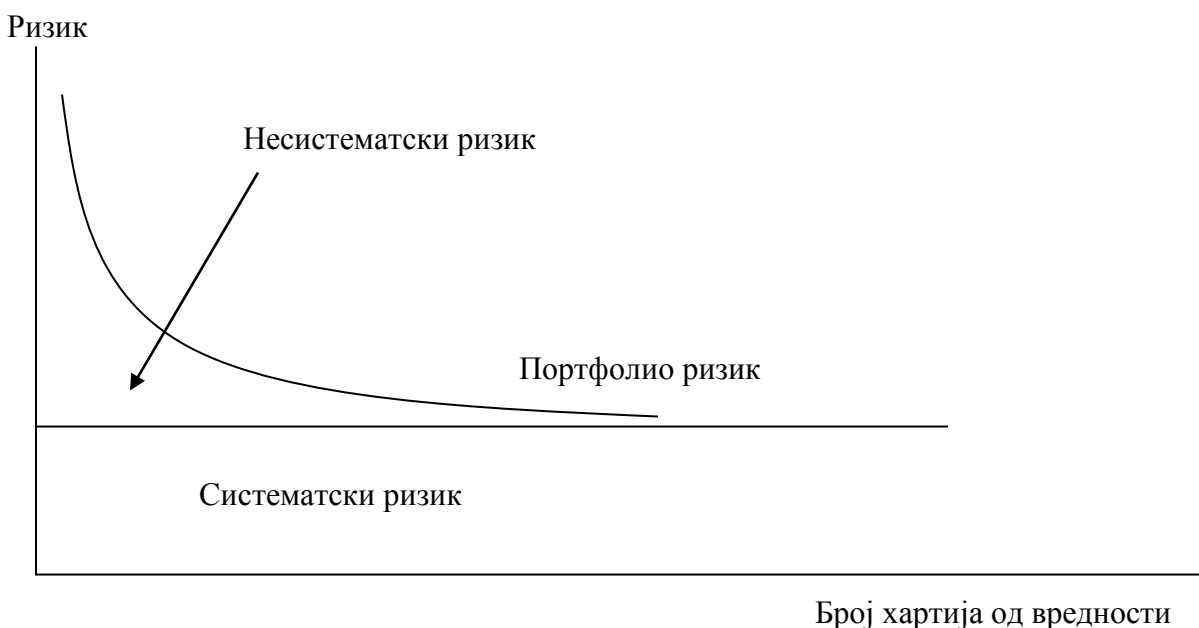
Приказ наведене класификације ризика дат је Табелом 2.6.

Табела 2.6. Класификација систематских и несистематских ризика.

Систематски ризик			Несистематски ризик		
Ризик промене каматне стопе	Тржишни ризик	Инфлаторни ризик	Ризик ликвидности	Финансијски ризик	Операциони ризик
Ценовни ризик	Апсолутни ризик	Ризик инфлације тражње	Ризик ликвидности имовине	Ризик стопе изложености	Ризик моделовања
Ризик стопе реинвестирања	Релативни ризик	Ризик трошковне инфлације	Ризик ликвидности финансирања	Ризик стопе поврата	Људски ризик
	Усмерени ризик			Ризик кредитне способности	Правни ризик
	Неусмерени ризик			Ризик суверености	Политички ризик
	Основни ризик			Ризик поравнања	
	Ризик волатилности				

(извор: рад аутора)

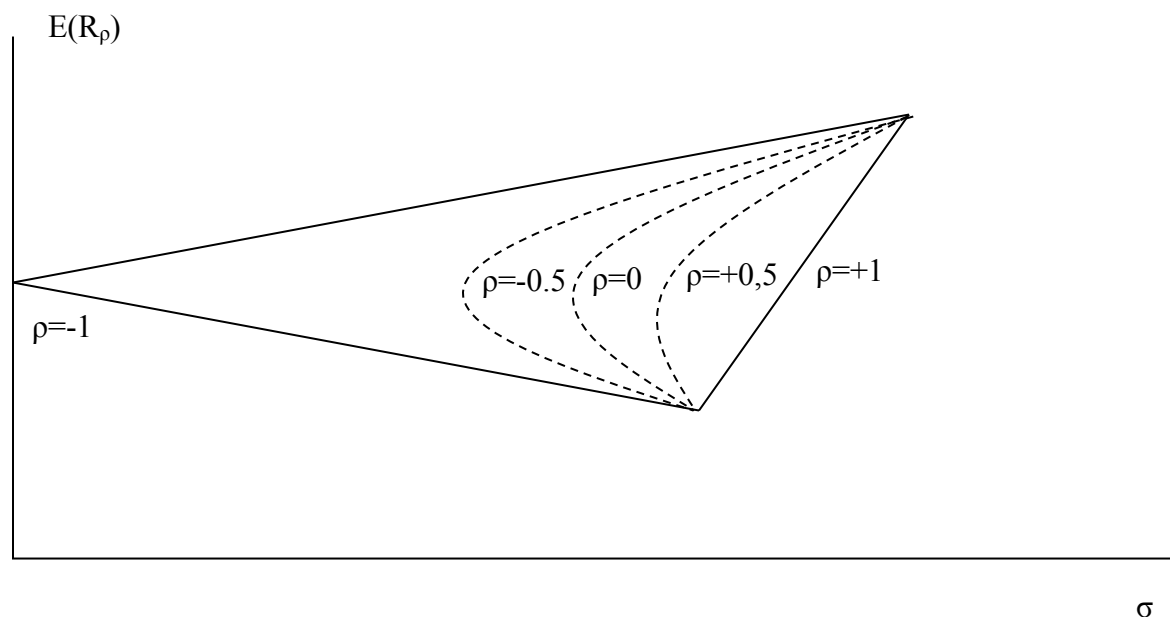
Разумевање систематског и несистематског ризика од кључног је значаја код креирања портфолија и инвестирања у хартије од вредности. Концепт диверзификације ризика подразумева смањење укупног ризика приликом креирања портфолија инвестирањем у хартије од вредности које имају низак или негативан коефицијент корелације. При томе, укупан ризик може се умањити само до нивоа систематског ризика. Диверзификацијом се умањује несистематски ризик, док на систематски ризик портфолио менаџер не може утицати. Графички приказ умањења ризика диверзификацијом дат је Сликаом 2.3.



Слика 2.3. Диверзификација портфолио ризика (извор: рад аутора).

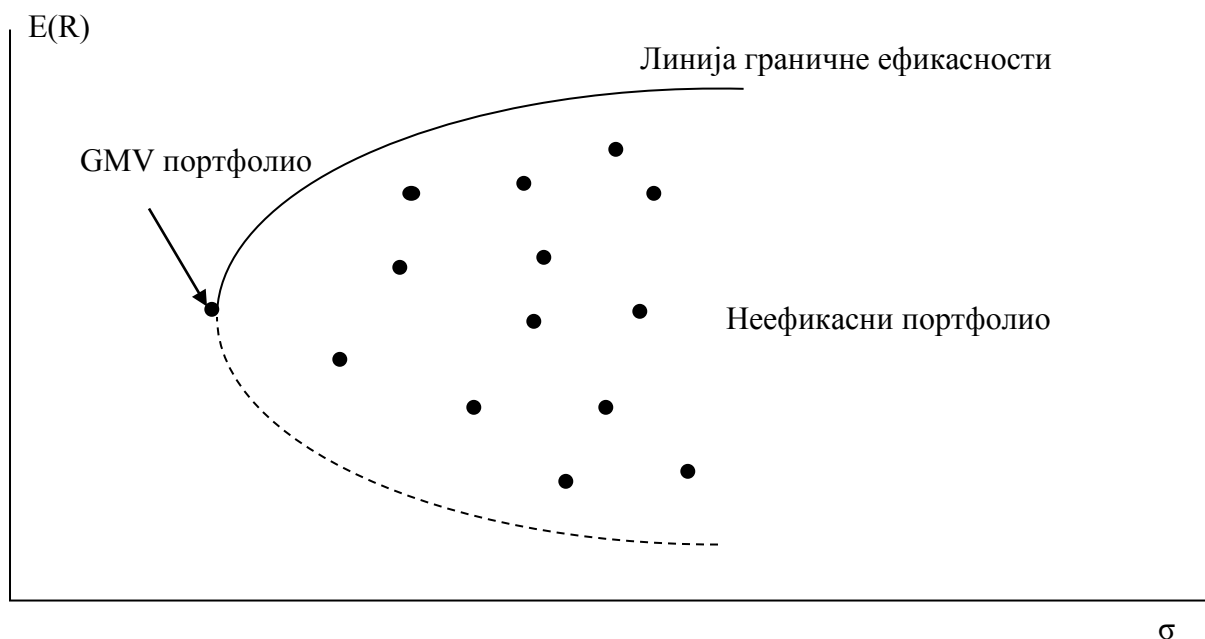
2.3.2. Критеријуми за одређивање удела хартија од вредности приликом креирања портфолија

Модерна портфолио теорија успостављена је Марковицевим научним радом под називом „Избор портфолија“ („*Portfolio Selection*“, Markowitz, 1952) , којим је указано на то да приносе, односно ризик хартија од вредности које улазе у портфолио, не треба посматрати појединачно, већ у контексту дела портфолија. Посматрано на наведени начин, ризик портфолија опада са смањењем корелације између припадајућих хартија од вредности. Нижа корелација између приноса хартија од вредности укључених у портфолио узрокује већу добит од диверзификације портфолио ризика. Графички приказ односа вредности коефицијента корелације и портфолио ризика дат је Сликом 2.4.



Слика 2.4. Однос вредности коефицијента корелације и портфолио ризика (извор: рад аутора).

За сваки очекивани ниво приноса портфолија могу се одредити различите комбинације удела појединих хартија од вредности, како би се минимизирао укупни портфолио ризик. Скуп портфолија који имају најнижу стандардну девијацију за дату очекивану стопу приноса формира границу минималне варијансе. Са друге стране, уколико се уважи претпоставка да инвеститори имају аверзију према ризику, преференције инвеститора биће усмерене ка портфолијима који доносе више очекиване приносе у случају истих стандардних девијација приноса. Наведени скуп портфолија чини границу ефикасности, која се поклапа са горњом половином границе минималне варијансе. Инвеститор који има аверзију према ризику увек ће изабрати портфолио који се налази на граници ефикасности, пошто сваки портфолио који се не налази на линији граничне ефикасности има нижи принос за исти степен ризика у односу на портфолија који припадају граници ефикасности. Портфолио који има најнижи ризик у односу на сва посматрана портфолија налази се на почетку линије граничне ефикасности, и назива се портфолио укупне минималне варијансе (*Global minimum-variance portfolio* - GMV). Приказ граничне ефикасности и GMV портфолија дат је Сликаом 2.5.



Слика 2.5. GMV портфолио и гранична ефикасност (извор: рад аутора).

За разлику од Марковицевог портфолија, када се оптимизација врши у односу на портфолио ризик, овде се као циљеви постављају нивои ризичне вредности (*Value-at-Risk*, скраћено VaR) и очекиваног мањка (*Expected Shortfall*, скраћено ES).

VaR представља меру потенцијалног губитка у посматраном периоду, насталог услед промена цена хартија од вредности у склопу портфолија и процењеног на основу података из прошлости. Концепт VaR представила је први пут компанија ЈП Морган Чејс (*JPMorgan Chase & Co*) у својој публикацији *RiskMetrics* (1994) и може се приказати изразом:

$$VaR_{\alpha} = \inf \{l \in \mathbb{R} : P(L > l) \leq 1 - \alpha\} = \inf \{l \in \mathbb{R} : F_L(l) \geq \alpha\},$$

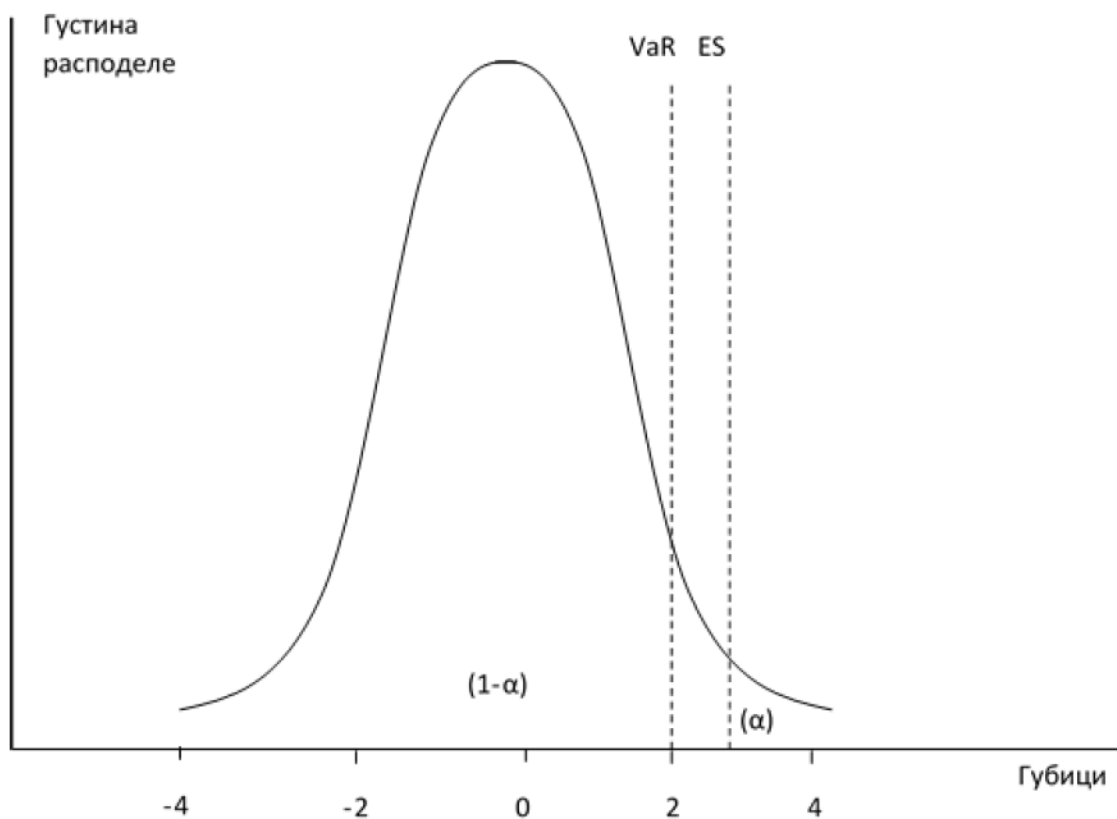
где F_L представља функцију расподеле губитака. Вредност VaR се може објаснити као најмањи број l за који вероватноћа настанка губитка L није већа од $1 - \alpha$ за губитке веће од l .

Основна критика која се упућује VaR вредности као мери портфолио ризика је што је овај показатељ недоречен по питању величине губитка у случајевима када је губитак већи од

очекиваног за избрани ниво поверења. Ради отклањања наведеног недостатка, Арцнер и остали (Artzner et al., 1997) и Арцнер (Artzner, 1999) представљају ES меру ризика, која има за циљ да пружи накнадни увид у величину очекиваног губитка у случају кршења VaR за задати ниво поверења. Мера ES се може интерпретирати као просечна вредност VaR у интервалу $(1-\alpha, 1)$ и изразити на следећи начин:

$$ES_{\alpha} = \frac{1}{1-\alpha} \int_{\alpha}^1 VaR_u(L) du .$$

Графички приказ VaR и ES мера ризика дат је Сликаом 2.6.



Слика 2.6. Приказ VaR и ES мера ризика (извор: рад аутора).

Потреба за минимализацијом ризика код управљања портфолиом хартија од вредности условила је развој бројних метода за оптимизацију портфолија. Један од начина оптимизације је примена условне ризичне вредности (*Conditional VaR*, скраћено CVaR).

Условна ризична вредност може се дефинисати као очекивана вредност која прекорачује VaR за задати ниво поверења (Uryasev, Rockafellar, 1999).

Дефинисање CVaR захтева пре свега представљање одређених теоретских концепата. Нека $f(\boldsymbol{\omega}, \mathbf{r})$ представља функцију губитка повезану са вектором одлука $\boldsymbol{\omega}$ дужине N , док \mathbf{r} представља вектор приноса дужине M . Када је реч о примени CVaR код анализе портфолија хартија од вредности, $\boldsymbol{\omega}$ се може схватити као портфолио, односно подскуп Ω , скупа свих доступних портфолија. Могућност постојања безризичних приноса условљава разлику у дужинама вектора одлука и вектора приноса. Функција вероватноће појаве губитка нижег од граничне вредности l може се приказати изразом:

$$\Psi(\boldsymbol{\omega}, l) = \int_{f(\boldsymbol{\omega}, \mathbf{r}) \leq l} p(\mathbf{r} | \boldsymbol{\omega}) d\mathbf{r},$$

Наведена функција представља кумулативну функцију расподеле губитака повезаних са $\boldsymbol{\omega}$. С обзиром на то да у потпуности објашњава понашање $\boldsymbol{\omega}$, $\Psi(\boldsymbol{\omega}, l)$ она је од фундаменталног значаја за одређивање VaR и CVaR. Дефинисање CVaR функције у том случају своди се на дефинисање граничне вредности l . Уколико се за вредност l узме вредност VaR за одређени ниво поверења α , и функција перформанси CVaR представи као

$\frac{1}{1-\alpha} \Phi(\boldsymbol{\omega})$, добија се функција:

$$\Phi(\boldsymbol{\omega}) = \int_{f(\boldsymbol{\omega}, \mathbf{r}) \geq VaR(\boldsymbol{\omega}, \alpha)} f(\boldsymbol{\omega}, \mathbf{r}) p(\mathbf{r} | \boldsymbol{\omega}) d\mathbf{r}.$$

Минимализација наведене функције може се представити као минимализација функције:

$$F(\boldsymbol{\omega}, y) = (1-\alpha)y + \int_{f(\boldsymbol{\omega}, \mathbf{r}) \geq y} (f(\boldsymbol{\omega}, \mathbf{r}) - y) p(\mathbf{r} | \boldsymbol{\omega}) d\mathbf{r}.$$

Оптимална вредност у једнака је вредности VaR, услед чега се оптимизацијом наведене функције добија оптималан портфолио у смислу минимализације условне ризичне вредности.

Предност CVaR у односу на VaR је у њеном конвексном облику и субадитивности (Rockafellar и Uryasev, 2000). Условна ризична вредност сама по себи није кохерентна

мера; заједно посматране, CVaR и ES су кохерентне. Практична испитивања показују да, с обзиром на то да VaR никада не прелази CVaR, минимализација CVaR обично доводи и до решења приближног оптималном када је у питању VaR. Ова особина посебно је истакнута код нормалне расподеле приноса, када долази до изједначења CVaR и VaR. Портфолија са ниским CVaR самим тим често имају и ниске вредности VaR. Разлике наведених вредности повећавају се са повећањем спљоштености расподеле приноса.

Следећи начин формирања оптималног портфолија је метода коју су представили Џеклов и остали (Chekhlov et al., 2000, 2004, 2005), код које је оптимизација условљена падовима вредности портфолија (*Conditional Draw-down*, скраћено CDaR). Мотив CDaR портфолио оптимизације је избегавање значајних падова у вредности портфолија, као и падова који се могу десити у дужем периоду. Пад у вредности портфолија у тренутку t може се дефинисати као разлика између максималне вредности портфолија до тренутка t и вредности портфолија у тренутку t , и приказати изразом:

$$D(\omega, t) = \max_{0 \leq \tau \leq t} \{W(\omega, \tau)\} - W(\omega, t),$$

при чему је $W(\omega, \tau) = \mathbf{r}'_t \omega$ вредност портфолија у тренутку t , где ω представља вектор у делу хартија од вредности у портфолију, док су \mathbf{r}_t кумулативни приноси. CDaR оптимизација портфолија се у том случају своди на минимализацију функције:

$$F(\omega, y) = y + (1 - \alpha)^{-1} T^{-1} + \int_{D(\omega, t) \geq y} (D(\omega, t) - y) dt,$$

где y представља граничну вредност падова у вредности портфолија, такву да само $(1 - \alpha)T$ посматраних опсервација прелази вредност y .

2.3.3. Ребалансирање портфолија

Портфолио ребалансирање представља процес промене позиција делова портфолија са циљем враћања удела имовине унутар портфолија на почетну вредност. Емпиријска истраживања показују да ребалансирање портфолија може имати значајан утицај на резултате портфолија. Значај утицаја на резултате зависи пре свега од вредности β финансијских инструмената унутар портфолија, трошкова ребалансирања који укључују

порезе, трансакционе трошкове, као и трошкове рада и времена потребних за спровођење ребалансирања. Наведени фактори утичу на избор стратегије ребалансирања за коју ће се портфолио менаџер одредити. Приликом избора стратегије, портфолио менаџер мора дефинисати следеће факторе:

- учесталост праћења портфолија,
- степен дозвољене девијације пре ребалансирања и
- степен толеранције у односу на структуру портфолија која се жели постићи ребалансирањем.

Четири основне стратегије ребалансирања портфолија су широко прихваћене у финансијској теорији (O'Brien, 2006):

- Периодично ребалансирање – врши се ребалансирањем портфолија на почетну алокацију по унапред утврђеним једнаким периодима. Основна предност наведене стратегије је једноставност у спровођењу, док се озбиљни недостаци могу појавити у случајевима високе тржишне волатилности, услед чињенице да стратегија периодичног ребалансирања не прати динамику унутар портфолија;
- Гранично ребалансирање – стратегија подразумева периодично ребалансирање на иницијалну алокацију у случајевима када одређена имовина унутар портфолија пређе унапред дефинисане лимите, обично изражене у релативном износу;
- Ребалансирање у оквиру распона – представља стратегију код које се ребалансирање, уместо на почетну алокацију, врши на унапред дефинисани опсег и
- Активно ребалансирање – код ове стратегије ребалансирање портфолија није повезано са појединачним позицијама имовине унутар портфолија, већ са циљаном вредношћу одређене шире класе имовине.

Модерна портфолио теорија коју је представио Марковиц (1959) има за циљ диверзификацију ризика код инвестирања у различите класе имовине, улагањем у имовину са ниском или негативном корелацијом. Каснија истраживања указују да, поред

класа имовине које је испитивао Марковиц, значајан утицај на портфолио ризик могу имати тржишни ризици (Sharpe, 1964). Високи тржишни ризици карактеристични су за портфолија са високим вредностима β коефицијената, при чему се ризик може смањити балансирањем дугих и кратких позиција. Емпиријска истраживања потврдила су постојање позитивне корелације у серијама условних очекиваних приноса (Conrad, Kaul, 1988), као и у испитивањима волатилности (Engle, 1982). Диверзификација ризика која се постиже инвестирањем у хартије од вредности са различитим вредностима β коефицијената временом утиче на промену предвиђеног удела хартија од вредности унутар портфолија, чиме се јавља потреба за периодичним ребалансирањем. Ребалансирање портфолија има за циљ постизање виших укупних приноса портфолија, као и смањење ризика кроз снижавање волатилности. Један од начина математичке презентације ефеката ребалансирања портфолија јесте применом Бернштајновог бонуса по основу ребалансирања (Bernstein, 1996), који се може приказати формулом:

$$\text{Bernstein bonus} = \frac{1}{2} \Delta_A \Delta_B (\text{var}(A) + \text{var}(B) - 2 \text{covar}(A, B)),$$

где А и В представљају две врсте хартија од вредности унутар портфолија, док Δ_A и Δ_B представљају уделе у портфолију.

Како је збир Δ_A и Δ_B једнак вредности један, поставља се питање непристрасности на приказани начин израчунатог Бернштајновог бонуса, како због тога што се највећа вредност бонуса увек остварује када су $\Delta_A = \Delta_B = 0,5$, тако и због чињенице да овако израчунат бонус увек узима позитивне вредности. Модификовани Бернштајнов бонус из наведених разлога у обзир узима и ануализоване годишње приноса хартија од вредности које улазе у састав портфолија, и може се приказати следећом формулом:

$$\begin{aligned} \text{modifikovani Bernstein bonus} &= \frac{1}{2} \Delta_A \Delta_B (\text{var}(A) + \text{var}(B) - 2 \text{covar}(A, B)) \\ &- \frac{1}{2!} (n-1) (\Delta_A r_a^{A^2} + \Delta_B r_a^{B^2}) - \frac{1}{3!} (n-1) (\Delta_A r_a^{A^3} + \Delta_B r_a^{B^3}) - \dots \end{aligned}$$

при чему r_a^A и r_a^B представљају ануализоване вредности приноса А и В хартија од вредности. Обе приказане варијанте Бернштајновог бонуса заснивају се на апроксимацији

ануализованих приноса:

$$\begin{aligned}\frac{1}{N}[(1+r_a(1))(1+r_a(2))\dots(1+r_a(N))] &= 1 + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N r_a(i) - \frac{1}{2} \text{var}(r_a) \\ &= 1 + \mu(r_a) - \frac{1}{2} \text{var}(r_a).\end{aligned}$$

Наведена једначина је тачна за мале вредности r_a .

3. КАРАКТЕРИСТИКЕ ПОСМАТРАНИХ ФИНАНСИЈСКИХ ТРЖИШТА

У овом делу рада размотрене су неке карактеристике финансијских тржишта, са посебним освртом на финансијска тржишта одабраних земаља чланица Европске уније и кандидата за улазак у Европску унију на подручју Југоисточне Европе. Овај део се састоји из две главе, које су усмерене на испитивање основних карактеристика како на финансијским тржиштима земаља кандидата за улазак у Европску унију, тако и на одабраним финансијским тржиштима земаља које су чланице Европске уније.

3.1. Финансијска тржишта одабраних земаља кандидата за улазак у Европску унију

3.1.1. Историјат и карактеристике Београдске берзе

Почетак берзе у Србији може се довести у везу са оснивањем Српског трговачког друштва тридесетих година XIX века, док се званично оснивање везује за 21. новембар 1894. године, када је одржана Оснивачка скупштина Београдске берзе и изабрана стална управа и берзански посредници. Оснивању берзе претходило је доношење Закона о јавним берзама 3. новембра 1886. године. Развој Београдске берзе условио је формирање одељења Продуктне берзе за трговања робом, и одељења Валутне берзе, намењеног промету валута и ефективе. Почетком XX века на Берзи су котиране акције преко 140 новчаних завода, да би пауза у развоју и раду наступила у периоду између два светска рата. Након краткотрајног периода опоравка и просперитета, Берза је престала са радом 1941. године, да би 1953. године била и формално укинута као институција.

Обнова Берзе уследила је 1989. године, доношењем Закона о тржишту новца и тржишту капитала, након чега је исте године одржана Оснивачка скупштина Југословенског друштва капитала, а 1992. године Друштво је променило назив у Београдска берза. Током деведесетих година прошлог века карактеристичан је прилично скроман обим трговања акцијама, уз појаву робно-комерцијалних записа, а значајнији развој трговања уследио је након 2000. године. Поред акција, у овом периоду у промет су укључене и општинске обвезнице, благајнички записи Народне банке Југославије, као и обвезнице Републике

Србије. Такође, током 2003. и 2004. године уведено је континуирано и даљинско трговање и објављен је први званични индекс Београдске берзе BELEXfm.

Београдска берза је организована кроз три најзначајнија тела: Скупштину берзе, Управни одбор и Заступнике берзе. Скупштину сазива Управни одбор, а чине је сви акционари који су уписани у Централни регистар хартија од вредности. Управни одбор чине једанаест чланова из реда акционара, и врши функцију надзорног одбора. Чланови Управног одбора бирају се тако да у његовом саставу буду презентовани акционари са највећим учешћем у капиталу Берзе, акционари који су истовремено и чланови Берзе, као и мањински акционари. Званични заступник Берзе је директор Берзе, који има извршну функцију, док су надлежности и овлашћења директора ближе дефинисани Статутом Берзе. Код послова код којих је Статутом Берзе предвиђена сагласност Управног одбора, поред директора, званичног заступника чини и један члан Управног одбора изабран већином гласова.

Поред наведених тела, рад Берзе прате и Комисија за листинг и Дисциплинска комисија. Комисију за листинг чини пет чланова именованих од стране Управног одбора Берзе, са циљем обављања послова везаних за поступак укључења хартија од вредности на листинг Берзе, привремену обуставу трговања хартијама од вредности, искључење хартија од вредности са листинга Берзе, и других послова предвиђених Правилником о листингу Београдске берзе. Дисциплинска комисија, коју такође именује Управни одбор Берзе, у свом саставу има председника, два члана, као и заменике председника и чланова. Задатак Комисије је покретање и вођење поступака против чланова Берзе и овлашћених брокера, ради утврђивања постојања дисциплинског прекршаја, утврђивања одговорности и изрицања мера извршиоцима.

Тржиште Београдске берзе организовано је у више сегмената. Први сегмент чини регулисано тржиште, на коме се листинг хартија од вредности врши на основу захтева издаваоца, а према одлуци Комисије за листинг Београдске берзе. Уколико Комисија за листинг по пријему захтева и потребне документације прописане Правилником о листингу донесе решење о пријему хартије од вредности, у зависности од захтева издаваоца, листинг се врши на једном од два сегмента: *Prime Listing* и *Standard Listing*. У случају да

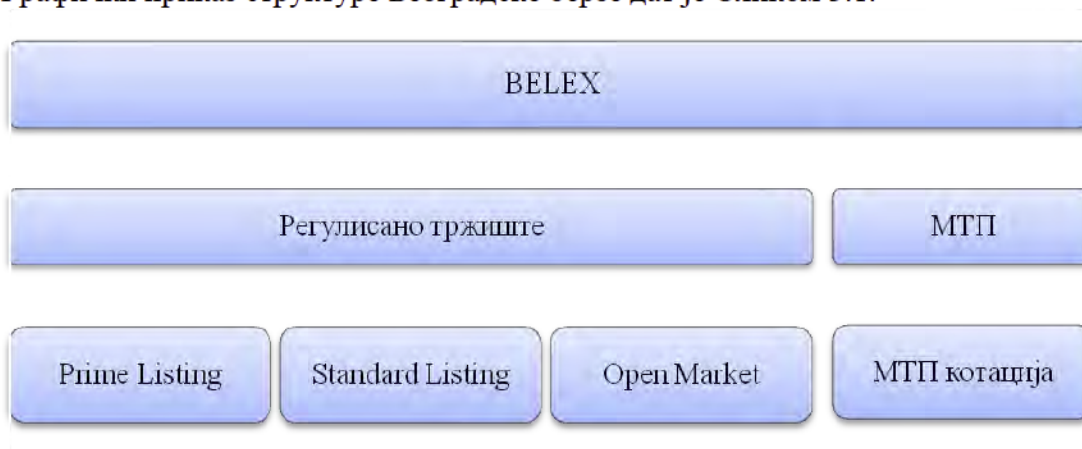
хартија од вредности не испуњава услове за укључење на листинг, директор Берзе доноси решење о укључивању хартија од вредности на:

- *Open Market* – уколико су испуњени услови из Правила Берзе за њихово укључење на наведени сегмент или
- МТП (мултилатерална трговинска платформа) Belex – уколико поменути услови нису испуњени.

Поред хартија од вредности које не испуњавају услов за укључење на *Open Market*, на МТП Belex се укључују и хартије од вредности које су искључене из *Open Market-a*, што се може десити из следећих разлога:

- престале су да испуњавају прописане услове,
- датом хартијом од вредности се није трговало најмање 180 дана,
- у случају неиспуњења обавеза достављања извештаја и информатора,
- у случају неизвршења финансијских обавеза издаваоца према Берзи,
- по налогу Комисије за хартије од вредности и
- у другим случајевима утврђеним овим Правилима.

Графички приказ структуре Београдске берзе дат је Сликаом 3.1.



Слика 3.1. Сегменти Београдске берзе у оквиру којих се врши трговање хартијама од вредности (извор: www.belex.rs).

Трговање хартијама од вредности на Београдској берзи спроводи се методом преовлађујуће цене и методом континуираног трговања. Приликом трговања методом преовлађујуће цене, налози се уписују у књигу налога у фази предотварања, да би се преовлађујућа цена утврдила у фази аукције. Преовлађујућа цена одређује се на основу критеријума максимизације обима промета, као и на основу критеријума минимизирања разлике између цене коју је могуће утврдити и индикативне цене. Метода континуираног трговања подразумева уписивање налога у електронску књигу налога, након чега се спроводи континуирано упоређивање услова цена и количина из претходно испостављених, а нереализованих налога, и новоисповлађених налога за трговање. Реализација испостављених а нереализованих налога врши се према приоритету цене из налога, односно према времену испостављања налога. Када се услови из налога испуне, закључује се трансакција.

Преглед промета и тржишне капитализације Београдске берзе у периоду 2010-2013. година дат је Табелом 3.1.

Табела 3.1. Промет и тржишна капитализација Београдске берзе у периоду 2010-2013. година, у хиљадама евра.

Сегмент		2010		2011		2012	
		Промет	Трж. Кап.	Промет	Трж. Кап.	Промет	Трж. Кап.
акције	Prime	-	-	-	-	40,705	1,355,420
	Standard	-	-	-	-	7,437	132,081
	Берзанско	37,296	1,167,470	96,948	1,433,441	48,142	1,487,501
	Open market	-	-	-	-	107,564	1,367,116
	МТР	-	-	-	-	24,153	2,845,049
	Ванберзанско	139,719	6,193,493	142,337	5,188,107	131,717	4,212,165
	Укупно	177,015	7,360,963	239,285	6,621,548	179,859	5,699,666
Обвезнице	Prime	-	-	-	-	38,276	117,669
	Берзанско	44,970	1,582,998	40,896	1,380,535	38,276	117,669
	Open market	-	-	-	-	1,631	13,251
	МТР	-	-	-	-	-	-
	Ванберзанско	491	-	-	-	-	13,251
	Укупно	45,461	1,582,998	40,896	1,380,535	38,276	130,919
Укупно		222,476	8,943,962	280,181	8,002,083	218,135	5,830,586

(извор: www.belex.rs)

3.1.2. Историјат и карактеристике Загребачке берзе

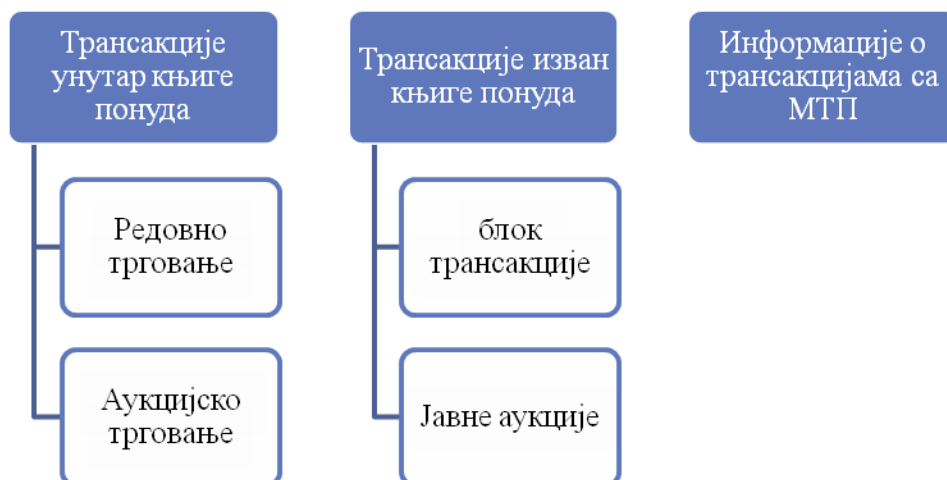
Настанак уређеног финансијског тржишта у Хрватској везује се за оснивање Савеза индустријалаца и трговаца Хрватске и Славоније у оквиру Трговачког дома, који је 1907. године основао и Секцију за робу и вредноте. Након четири године рад Берзе је обустављен, да би у потпуности био обновљен по завршетку Првог светског рата, 1919. године. Исте године формирано је и ефектно и робно одељење. Загребачка берза је наставила са пословањем до 1945. године, када је, преласком на социјалистички систем привређивања, престала и потреба за оваквом формом тржишта хартија од вредности.

Берза је обновила рад 1991. године, услед потребе 25 банака и два осигуравајућа друштва да успоставе уређено тржиште хартија од вредности у Хрватској. Три године касније уведен је и систем електронског трговања, што је омогућило даљи развој Берзе, како по броју активних трговаца, тако и по оствареном обиму трговине. У периоду од 1995. до 2000. године вредност тржишта Берзе порасла је готово десет пута.

Првобитни систем трговања Загребачке берзе подразумевао је постојање *trading floor*-а²⁶, да би крајем 1992. године почела примена система електронског трговања. Наведени систем подразумева постојање посебних телекомуникационих веза између седишта Берзе и брокерских кућа, помоћу којих се подношење куповних и продајних налога врши из седишта чланова Берзе.

Цене хартија од вредности котираних на Берзи могу се пратити у реалном времену путем интернета преко система *ZSE Monitor*, док се трговање одвија путем платформе *X-Stream*. Ова платформа омогућава склапање трансакција унутар књиге понуда путем редовног или аукцијског трговања, склапање трансакција изван књиге понуда путем блок трансакција или јавних аукција и објављивање информација о трансакцијама са МТП. Функције су приказане Сликаом 3.2.

²⁶ Наведени систем подразумева физичко присуство брокера унутар берзе, где су се трансакције склапале на основу понуда које су брокери извикивали током трговине



Слика 3.2. Функције X-Stream NASDAQ OMX трговинске платформе Загребачке берзе (извор: zse.hr).

Редовно трговање се на Загребачкој берзи одвија сваког радног дана од 9:00 до 16:30 сати, при чему се овај вид трговања састоји из фазе предотварања и фазе континуираног трговања. Фаза предотварања одвија се у првих петнаест до двадесет минута по отварању Берзе, како би се кроз унос понуда установиле што репрезентативније цене финансијских инструмената. Цене финансијских инструмената одређују се на основу максималне количине, минималног износа преостале количине и прорачуна просечне цене. Након завршетка фазе предотварања, почиње континуирано трговање финансијским инструментима, које траје до затварања Берзе.

Поред редовног трговања, сваког радног дана се између 11 и 13 часова врши аукцијско трговање, путем којег се тргује мање ликвидним хартијама од вредности. Разврставање и рангирање хартија од вредности по критеријуму ликвидности Берза обавља на свака три месеца, по основу просечног дневног промета и просечног броја склопљених трансакција у књизи понуда посматране хартије од вредности. Овај вид трговања обавља се по поступку који је истоветан поступку у фази предотварања код редовног трговања.

Трансакције изван књиге понуда обављају се путем блок трансакција, или јавне аукције. Параметре блок трансакција за одређене финансијске инструменте одређује и објављује Берза, након чега се ове трансакције склапају разменом порука путем NASDAQ OMX X-Stream система. Јавна аукција, са друге стране, спроводи се на основу понуде унутар

које понуђач одређује услове под којима ће се трансакција финансијским инструментом обавити, након чега се заинтересоване стране надмећу за прихватање те понуде.

На крају, треба нагласити да трансакције које се обављају путем мултилатералне трговинске платформе не потпадају под уређено тржиште хартија од вредности, из више разлога. Закон и Правила Берзе прописују већу флексибилност код транспарентности информација о емитентима и финансијским инструментима којима се тргује на МТП.

У Табели 3.2. могу се видети промет и тржишна капитализација Загребачке берзе.

Табела 3.2. Промет и тржишна капитализација Загребачке берзе у периоду 2010-2013. година, у хиљадама евра.

Сегмент	2010		2011		2012	
	Промет	Трж. Кап.	Промет	Трж. Кап.	Промет	Трж. Кап.
Акције	782,256	19,072,052	694,940	17,347,067	386,304	16,936,386
Обвезнице	37,147	7,142,527	18,252	7,184,579	37,813	8,217,637
Права	-	-	0	-	0	-
Комерц. записи	-	-	364	-	0	-
Структ. инструменти	-	-	-	-	6,860	234,772
Блок промет акција	-	-	17,964	-	25,504	-
Блок промет обвезница	-	-	55,195	-	54,264	-
Пријављени промет	180,651	-	-	-	-	-
Укупно	1,000,054	26,214,579	786,716	24,531,633	510,752	25,388,795
ОТС	746,592	-	2,410,674	-	2,559,881	-

(извор: zse.hr)

3.1.3. Историјат и карактеристике Македонске берзе

Македонска берза представља најмлађе уређено тржиште хартија од вредности од свих посматраних берзанских тржишта. Оснивачки састанак Македонске берзе одржан је у септембру 1995. године, а Берза је почела са радом у марту 1996. године. Берзу су основали 13 банака, три осигуравајуће куће и три штедионице. У почетку, трговање на Берзи се обављало два пута недељно, уторком и четвртком, методом континуиране аукције. У фебруару 1997. године донет је Закон о осигурању и трговини хартијама од вредности, што је омогућило подизање свести о значају тржишта хартија од вредности и развијање берзе. Током наредне године почеле су прве трансакције методом блок трговања. Након 2000. године, Берза је престала са физичким трговањем и почела да

примењује електронски систем трговања „*Bourse Electronic System of Trading*“ (BEST). Период трговања проширен је на три, а затим и на четири дана недељно у 2002. години. Током 2004. године Берза је објавила МВ10 индекс, а 2005. је увела софтверски програм SEI-NET као званични систем дистрибуције информација о хартијама од вредности котираним на овом тржишту.

Трговање на Македонској берзи обавља се искључиво преко BEST система, којим су сви брокери повезани са Берзом електронским путем. Овај систем омогућава брокерима издавање трговачких налога сваким радним даном током периода трговања. Цене хартија од вредности исказују се по једном лоту у денарима за акције, односно у проценту номиналне вредности за обвезнице. Званична просечна дневна цена хартије од вредности представља пондерисану средњу вредност свих цена свих трансакција током дана, и формира се по завршетку трговања. Дневна флукуација цена хартија од вредности ограничена је на $\pm 10\%$ основне цене, чиме се налозима који садрже више или ниже цене од прописаног ограничења по аутоматизму додељује статус неактивних. Табела 3.3. приказује промет и тржишну капитализацију Македонске берзе.

Табела 3.3. Промет и тржишна капитализација Македонске берзе у периоду 2010-2013. година, у хиљадама евра.

Сегмент	2010		2011		2012	
	Промет	Трж. Кап.	Промет	Трж. Кап.	Промет	Трж. Кап.
Акције	32,800	1,992,975	34,910	1,935,473	25,255	1,837,675
Обвезнице	20,359	203,425	21,014	139,234	19,549	119,570
Блок трансакције	41,178	-	145,745	-	39,023	-
Јавне аукције	663	-	5,228	-	5,644	-
Јавна понуда	-	-	15,131	-	1,591	-
Укупно	95,000	2,196,401	222,028	2,074,707	91,062	1,957,244

(извор: www.mse.mk)

3.1.4. Историјат и карактеристике Монтенегроберзе

Монтенегроберзу основали су 1993. године у Подгорици тадашња Република Црна Гора и четири пословне банке, на основу Закона о тржишту новца и тржишту капитала. Две године касније, пословање Берзе усклађено је са новодонетим Законом о берзама,

берзанском пословању и берзанским посредницима, да би 2000. године Комисија за хартије од вредности Републике Црне Горе одобрила Берзи дозволу за пословање. У периоду до 2000. године већину промета на Берзи чинили су жирални новац и краткорочне хартије од вредности, да би у наредном периоду отпочела и трговина дугорочним и власничким хартијама од вредности.

У периоду од 2001. до 2004. године Монтенегроберза се суочавала са проблемима испуњења законских услова за трговање хартијама од вредности, што је довело до значајног пада активности на Берзи. Као последица, дошло је до оснивања „Нове берзе хартија од вредности Црне Горе“ (*NEX Montenegro*) у септембру 2001. године у Подгорици, путем које је први пут у Црну Гору уведен електронски систем трговања. Почетком 2011. године те две берзе су се интегрисале и 10. јануара исте године започела је са радом јединствена Монтенегроберза.

Пријем хартија од вредности на тржиште Монтенегроберзе условљен је регистрацијом издаваоца хартија од вредности код Комисије за хартије од вредности. Издавалац мора да својим пословањем испуњава критеријуме за котирање прописане Правилником Берзе. Такође, хартије морају бити регистроване у Централној депозитарној агенцији, морају бити уплаћене у целини, слободно преносиве и мора постојати могућност њиховог организованог трговања.

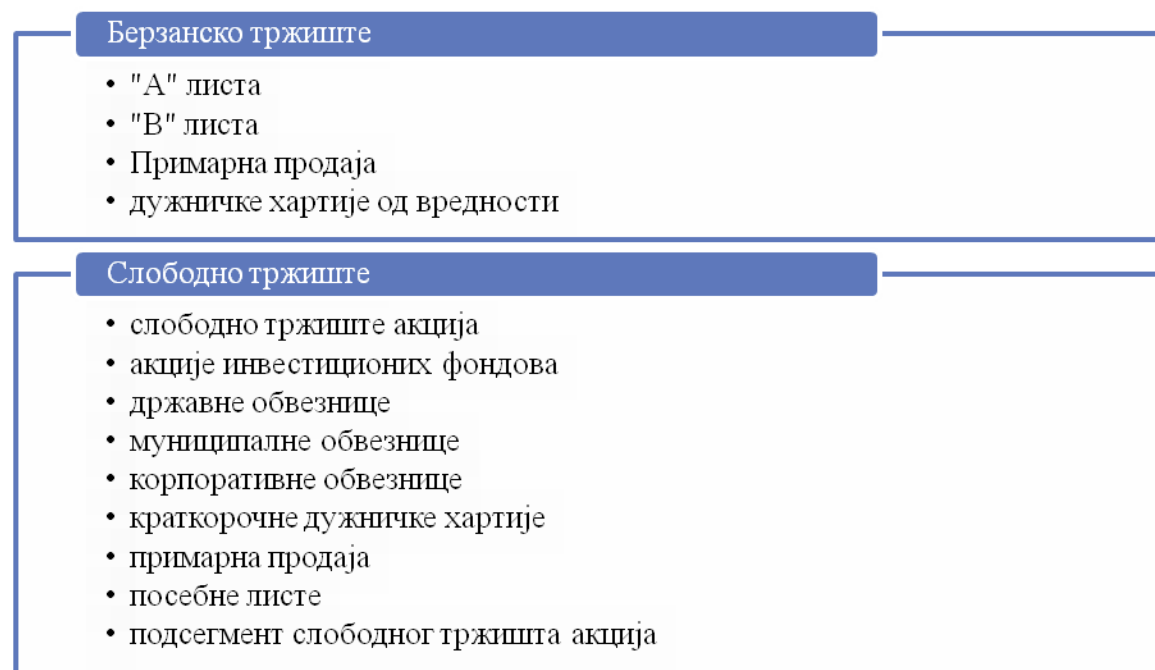
Тржиште Монтенегроберзе подељено је у два сегмента: берзанско тржиште и слободно тржиште. Котирање хартија од вредности на берзанском тржишту, поред наведених услова за пријем хартија од вредности на уређено тржиште, подразумева и испуњење додатних критеријума у погледу пословања, примене Кодекса корпоративног управљања и међународних рачуноводствених стандарда, величине капитала и броја дана трговања. На основу степена испуњења наведених критеријума, као и на основу врсте финансијског инструмента, котирање на берзанском тржишту се врши у оквиру једног од четири сегмента:

- „А“ листа хартија од вредности,
- „Б“ листа хартија од вредности,

- примарна продаја и
- дужничке хартије од вредности.

У оквиру „А“ листе налазе се хартије од вредности чији емитент је у најмање две од последње три године пословао са добитком, у потпуности примењује принципе транспарентности и јавности пословања дефинисане Кодексом, најмањи износ капитала који се налази у слободном промету је 15% од номиналне вредности капитала, и да се наведеном хартијом од вредности трговало најмање 50% укупних радних дана Берзе у протеклој години. Котирање на „Б“ листи захтева испуњење блажих критеријума, који, поред принципа транспарентности и јавности пословања, подразумевају пословање са добитком у најмање две од последње четири године и износ капитала у слободном промету од најмање 10% укупне номиналне вредности капитала издаваоца. Дневно померање цена на берзанском тржишту ограничено је на $\pm 10\%$.

Пријем акција на сегмент слободног тржишта врши се на основу Захтева за пријем на котацију коју издавалац подноси Берзи заједно са документацијом прописаном Правилником о котацији, док се пријем осталих хартија од вредности врши уписом у регистар хартија. Слободно тржиште Монтенегроберзе обухвата следеће сегменте: слободно тржиште акција, акције инвестиционих фондова, државне обвезнице, муниципалне обвезнице, корпоративне обвезнице, краткорочне дужничке хартије од вредности, примарну продају, посебне листе и подсегмент слободног тржишта акција. Графички приказ сегментације тржишта Монтенегроберзе дат је Сликаом 3.3.



Слика 3.3. Сегменти тржишта Монтенегроберзе (извор: www.montenegroberza.com).

Хартијама од вредности у оквиру Слободног тржишта тргује се методом континуираног трговања, осим код Подсегмента слободног тржишта акција, где се примењује метода аукцијског трговања. Дневно померање цена на Слободном тржишту ограничено је на $\pm 20\%$. Целокупно трговање на свим сегментима Монтенегроберзе обавља се електронским путем, уз примену BTS електронског система трговања.

Вредности промета и тржишне капитализације по сегментима Монтенегроберзе дате су Табелом 3.4.

Табела 3.4. Промет и тржишна капитализација Монтенегроберзе у периоду 2010-2013. година, у хиљадама евра.

Сегмент	2010		2011		2012	
	Промет	Трж. Кап.	Промет	Трж. Кап.	Промет	Трж. Кап.
А листа	10,583	-	7,311	-	3,839	-
В листа	4,122	-	6,077	-	764	-
Блок послови	7,977	-	9,053	-	6,899	-
Слободно тржиште	8,129	-	20,741	-	4,635	-
Фондови	7,023	-	3,359	-	3,136	-
Обвезнице	9,190	-	2,368	-	7,622	-
Подсегмент слоб. Трж.	5,449	-	3,765	-	4,722	-
Аукције	-	-	-	-	1,053	-
Примарна продаја	2,255	-	6,300	-	-	-
Укупно	54,727	2,143,918	58,974	2,736,055	32,669	2,902,823

(извор: www.montenegroberza.com)

3.2. Финансијска тржишта одабраних земаља чланица Европске уније

3.2.1. Историјат и карактеристике Атинске берзе

Атинска берза акција основана је 1876. године, а званично је почела са радом 1880. године, након избора првог управног одбора, У почетку Берза је функционисала као саморегулаторна јавна организација, а 1918. године, по окончању Првог светског рата, трансформисана је у јавну установу. Председничким декретом су 1985. године дефинисани основни захтеви које хартија од вредности мора да испуни како би се нашла у промету на главном берзанском тржишту. Три године касније уведене су значајније промене у пословање Берзе. Напуштен је концепт индивидуалних брокера и основане су прве брокерске фирме. Новим законима успостављени су Паралелно тржиште на Берзи и Централни регистар хартија од вредности. Такође, донета је одлука по којој управу берзе убудуће именује држава. Први електронски систем трговања уведен је на Берзу 1991. године (ASIS), чиме је престала потреба за физичким присуством током трговања. Ради унапређења трговања хартијама од вредности у северном делу Грчке, 1995. године основан је Солунски берзански центар. Године 1997. држава је почела са приватизацијом Атинске берзе. Кроз више циклуса у наредних неколико година приватизован је већински

удео од 52,3%. У истом периоду, на берзи се почело са трговањем дериватима на новоформираном тржишту Атинске берзе деривата (ADEX). Формирана је и Клириншка кућа атинске берзе деривата. У периоду до 2001. године Берза се у потпуности окренула електронском трговању. Увођењем Система дематеријализованих хартија од вредности (DSS) прешло се са папирне форме на електронску књигу налога, а систем електронског трговања ASIS замењен је новим, напреднијим системом OASIS. У марту 2000. године основана је Грчка берза (HELEX) у форми холдинг компаније, где постојеће Атинска берза акција и Атинска берза деривата постају филијале, да би се током 2001. године извршило спајање ова два тржишта у нови ентитет Атинска берза (ATHEX).

На Атинској берзи се трансакције обављају искључиво електронским путем преко OASIS система. OASIS се састоји од два подсистема. Подсистем OASIS-ETS намењен је трговању акција, права, сертификата везаних за преносиве хартије од вредности, дуговних хартија од вредности и јединица ETF. Други подсистем, OASIS-DTS, служи за промет и трговину финансијским дериватима. У том смислу, трговање на Берзи се може поделити у три сегмента: тржиште основних хартија од вредности, тржиште деривата и алтернативно тржиште.

Трговање на тржишту основних хартија од вредности се обавља на основу налога ранжираних према цени и времену издавања налога. Минимална количина којом се може трговати износи једну хартију од вредности, док се величина тика одређује на следећи начин:

- За власничке хартије од вредности чија цена не прелази 1€ величина тика износи 0,001.
- За власничке хартије од вредности чија цена мања од 60€ величина тика износи 0,01,
- За власничке хартије од вредности чија цена прелази 60€ величина тика износи 0,05 и
- За дуговне хартије од вредности величина тика износи 0,0001% номиналне вредности.

Трговање на Алтернативном тржишту обавља се на два начина: путем OASIS система, односно клирингом и поравнањима преко *ATHEXClear* компаније. Тргује се континуираним методом сваког радног дана од 11:00 до 17:20 часова, при чему су ценовне

флукуације финансијских инструмената ограничене на $\pm 10\%$ и $\pm 20\%$. Приликом трговања на овом тржишту није допуштено позјамљивање, ни кратка продаја.

На тржишту деривата Атинске берзе тргује се следећим стандардизованим дериватима:

- фјучерсима на акције и индексе,
- опцијама на акције и индексе и
- репо уговорима, обрнутим репо уговорима и стандардизованим репо трансакцијама на:
 - акције којима се тргује на Главном тржишту Берзе, и чије цене представљају основну вредност деривата,
 - акције које улазе у састав индекса и чије цене представљају основну вредност деривата,
 - јединице ETF-ова (Exchange-Traded Fund) и
 - акције које улазе у састав ETF-ова.

Налози за трговање рангирају се према цени и времену издавања налога, при чему се класификација налога може извршити по више критеријума:

- према цени: лимитирани и тржишни налози,
- према количини: појединачни и блок налози,
- према трајању: налози који важе до краја дана, налози који важе до истека и налози који важе до одређеног датума,
- према броју серија на које се односе: једноставни и комбиновани налози и
- према броју клијената: налози појединачног инвеститора и групни налози.

У зависности од услова које са собом носе, на Берзи се могу појавити следећи налози:

- *Fill and Store* (FAS), код којих се, у случају делимичног или потпуног неизвршења, неизвршени део уписује у књигу налога;
- *Fill or Kill* (FOK), који се у потпуности отказују у случају потпуног и тренутног неизвршења и
- *Fill and Kill* (FAK), који се у случају потпуног и тренутног неизвршења отказују у делу који није извршен.

Трговање на тржишту деривата обавља се применом три методе. Метода 1 представља методу континуираног аутоматског спајања налога на основу поменутог ценовног/временског критеријума. По Методу 7 трговање се обавља према унапред одређеној цени у билатералним трансакцијама. Посебна Метода 8 користи се за трговање репо уговорима. Тржишна капитализација и промет Атинске берзе дати су Табелом 3.5.

Табела 3.5. Промет и тржишна капитализација Атинске берзе у периоду 2010-2013. година, у хиљадама евра.

Сегмент	2010		2011		2012	
	Промет	Трж. Кап.	Промет	Трж. Кап.	Промет	Трж. Кап.
Регуларно	35,131,150	53,958,390	23,011,310	26,784,480	14,155,070	33,739,320
Акције	35,061,420	0	20,660,810	0	12,049,800	0
Обвезнице	15,640	0	15,420	0	60	0
ETF	54,090	0	23,530	0	12,840	0
Деривати	1,371,643	0	2,311,550	0	2,092,370	0
Алтернативно	3,649,590	713	670	164,860	870	139,510
Укупно	38,780,740	53,959,103	23,011,980	26,949,340	14,155,940	33,878,830

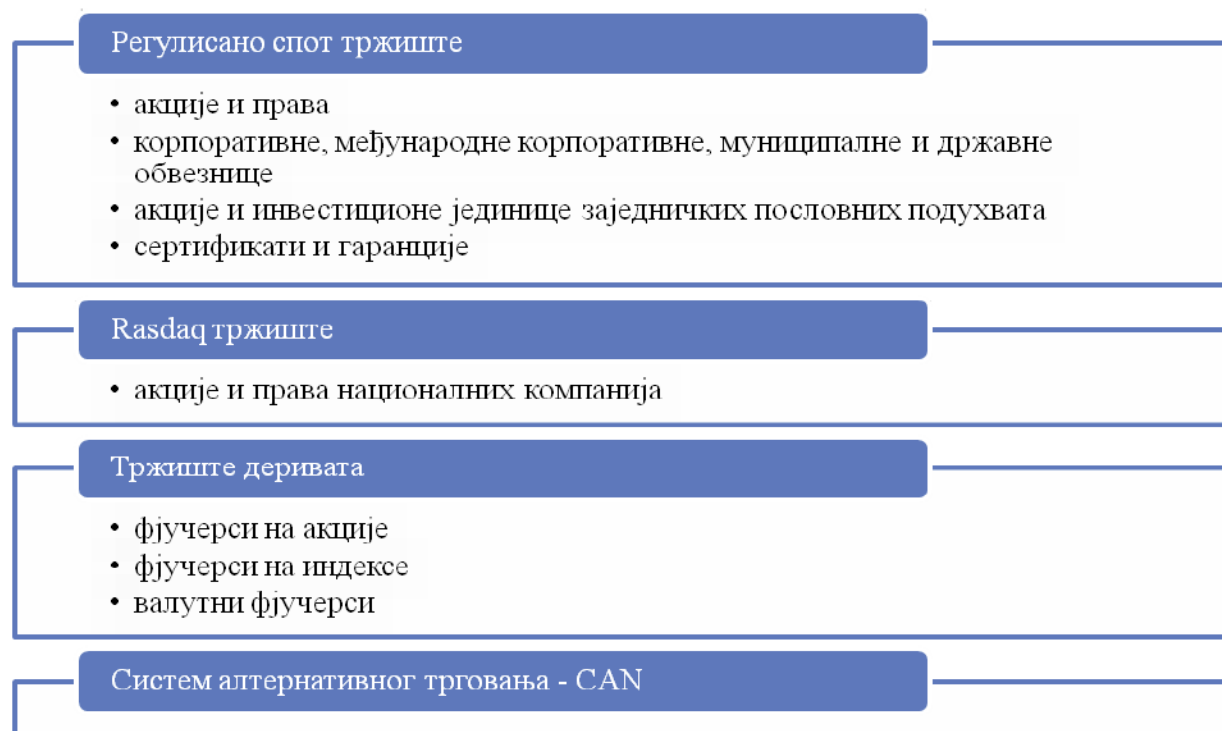
(извор: www.fese.eu)

3.2.2. Историјат и карактеристике Букурештанске берзе

Организовано тржиште хартија од вредности у Румунији први пут је установљено 1881. године Законом о трговини и трговачким и робним брокерима. Закон је донет краљевим актом, и послужио је као основа за отварање Букурештанске берзе у децембру 1882. године. Обнова Берзе уследила је након револуције 1989. године. У питању је био вишегодишњи процес, који је априла 1995. завршен отварањем Букурештанске берзе у форми институције од јавног значаја. Од самог поновног отварања, трговање на Берзи

заснива се на електронском систему трговања, и у почетку се одвијало током два радна дана недељно. Године 1997. Берза је представила званични бенчмарк индекс ВЕТ. Током 1999. године на Берзу је имплементиран нови електронски систем за трговање HORIZON, а 2005. уведено је проширење у виду електронске платформе ARENA, намењене операцијама трговања, клиринга, поравнања и регистрације финансијских инструмената са фиксним приносима. Платформа је касније проширена екстензијом ARENA XT, намењеном брокерима, односно клијентима за потребе лакшег управљања портфолиом. Наредни период карактерише увођење алтернативног система трговања (ATS) и даљи развој овог тржишта капитала, како кроз повећање броја компанија на Берзи и појаву инвестиционих фондова, тако и кроз увођење нових хартија од вредности, попут међународних, муниципалних и државних обвезница, финансијских деривата и структурисаних финансијских производа.

На Букурештанској берзи се тргује основним власничким и дуговним хартијама од вредности, инструментима заједничких пословних подухвата, структурним производима и дериватима. У том смислу, Берза је структурисана у више сегмената. Први сегмент представља регуласано спот тржиште, на коме се обавља трговање следећим хартијама од вредности: акцијама, правима, државним обвезницама, корпоративним обвезницама, међународним корпоративним обвезницама, акцијама и инвестиционим јединицама заједничких пословних подухвата, сертификатима и гаранцијама. Други сегмент представља Раздак (*Rasdaq*) тржиште, намењено трговању акцијама и правима румунских предузећа. У оквиру трећег сегмента обавља се трговање финансијским дериватима: фјучерсима на акције, фјучерсима на индексе и валутним фјучерсима, док четврти сегмент представља алтернативни систем трговања, под називом CAN. Графички приказ структуре Букурештанске берзе дат је Сликаом 3.4.



Слика 3.4. Структура Букурештанске берзе према финансијским инструментима којима се тргује (извор: www.bvb.ro).

За приказане сегменте Букурештанске берзе су у Табели 3.6. дати подаци о промету и тржишној капитализацији.

Табела 3.6. Промет и тржишна капитализација Букурештанске берзе у периоду 2010-2013. година, у хиљадама евра.

Сегмент	2010		2011		2012	
	Промет	Трж. Кап.	Промет	Трж. Кап.	Промет	Трж. Кап.
Акције	1,338,292	23,892,208	2,349,041	16,385,907	1,674,197	22,063,368
Обвезнице	620,462	-	128,253	-	321,081	-
Права	1,097	-	-	-	-	-
Јединице фондова	5,361	-	2,056	-	1,112	-
Структ. производи	10,695	-	102,583	-	154,366	-
Фјучерси	25,326	-	24,013	-	9,080	-
Укупно	2,001,232	23,892,208	2,605,946	16,385,907	2,159,835	22,063,368

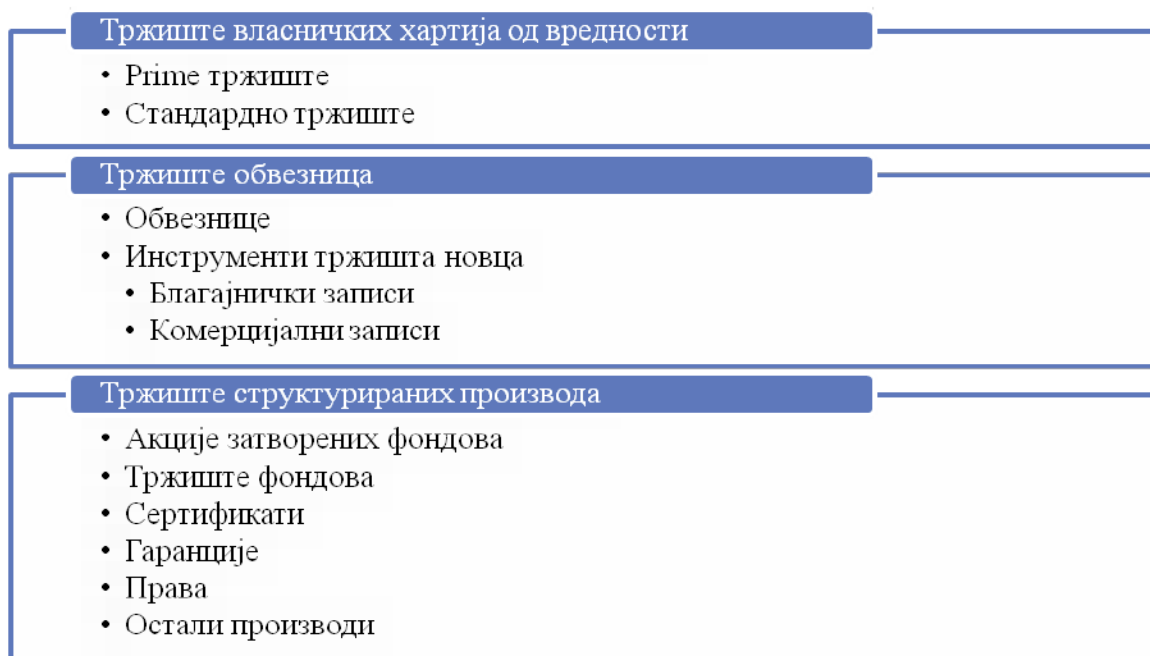
(извор: www.fese.eu)

3.2.3. Историјат и карактеристике Љубљанске берзе

У Словенији је први пут формирано уређено тржиште капитала 1923. године, када је одржан први генерални састанак Љубљанске берзе. Након почетних припрема, Берза је почела са радом 1924. године, тргујући само акцијама и појединим робама, попут дрвета и житарица, да би три године касније убедљив примат на тржишту преузело трговање валутама. Берза је наставила са радом до 1942. године, када је дошло до гашења Берзе и обуставе рада све до почетка транзиције. Године 1989. усвојени су Закон о тржишту хартија од вредности и Закон о тржишту капитала, чиме су створене претпоставке за поновно отварање Берзе, што је и уследило у децембру исте године. Трговање на Берзи отпочело је почетком 1990. године, а две године касније на Берзи се оснива и Тржиште племенитих метала, као и Берзански регистар. Током 1993. године, увођењем система BIS, почиње транзиција трговања са традиционалног „*cry-out*“ на електронски систем. Од пет радних дана, традиционално трговање се наставило током два дана недељно све до краја 1995. године, када је овај начин трговања на Берзи потпуно укинут. До 2000. године послови клиринга пребачени су са Берзе на Централно предузеће за клиринг хартија од вредности и уведена је могућност блок трговања. Доношењем Акта о дематеријализацији, у потпуности се прешло са папирних на електронске хартије од вредности. Такође, уведен је нови систем електронског трговања BTS. У периоду до 2005. године Берза је почела са публикавањем шест секторских индекса за секторе фармације, прехране, хемије, нафте и гаса, транспорта и трговине, као и IP индекса слободног тржишта. Тржиште акција, до тада подељено у А и В сегменте, спојено је у јединствено Званично тржиште, а уведен је нови систем публикавања и дистрибуисања информација SEOnet. У наредних пет година Берза је увела нови сегмент под називом Примарно тржиште, намењен промету и трговању најатрактивнијих компанија Словеније, док се за слабо ликвидне хартије од вредности примењује аукцијски метод трговања. BTS систем увео је механизам трговања путем провајдера ликвидности, након чега су BTS и SEOnet системи даље унапређивани. У наведеном периоду, Берза први пут почиње да емитује SBI TOP индекс, који у своју корпу укључује само акције из SBI 20 индекса које поседују слободну тржишну капитализацију већу од 100 милиона евра, дневни обрт од 50.000 евра и најмање десет трансакција дневно. Након прихватања евра као званичне државне валуте, Берза је

престала са трансакцијама у националној валути толар. У истом периоду Берза је почела и са регулисаним блок трговањем и унакрсним трговањем. Већински власник Љубљанске берзе постала је Бечка берза, куповином 81,01% удела. Године 2010. SPITOP индекс постао је званични индекс Љубљанске берзе, док је SBI20 индекс у потпуности напуштен. Берза је покренула нови информациони систем INFO HRAMBA, а у децембру исте године укључила се у међународни систем трговања Xetra®. Током 2012. године на Берзи су се први пут појавили комерцијални записи.

Љубљанска берза је подељена у три сегмента: тржиште власничких хартија од вредности, тржиште обвезница и тржиште структурисаних производа. У оквиру тржишта власничких хартија од вредности налази се *Prime* (главно) тржиште, стандардно тржиште и улазно тржиште. *Prime* тржиште је резервисано за акције предузећа која поседују слободну тржишну капитализацију већу од 100 милиона евра, дневни обрт од 50.000 евра и најмање десет трансакција дневно. Акције осталих предузећа које се налазе на Берзи котирају се на стандардном тржишту, док се новоемитоване акције котирају на улазном тржишту. На тржишту обвезница обавља се промет и трговина обвезницама и инструментима тржишта новца, као што су благајнички и комерцијални записи. На сегменту тржишта структурисаних производа тргује се акцијама затворених фондова, сертификатима, гаранцијама, правима и осталим производима. Графички приказ сегментације Љубљанске берзе дат је Сликаом 3.5.



Слика 3.5. Структура Љубљанске берзе (извор: www.ljse.si)

Трговање на Љубљанској берзи обавља се током пет радних дана у недељи, искључиво електронским путем, применом Xetra® међународног система трговања. Увођење овог система имало је за циљ да:

- поједностави удаљени приступ чланова Берзе и привуче нове међународне портфолио инвеститоре;
- подстакне развој и појаву нових финансијских инструмената;
- омогући увођење додатних услуга;
- олакша приступ члановима Берзе другим финансијским тржиштима и
- омогући увођење нових метода трговања.

Трговање на Љубљанској берзи спроводи се методом континуираног трговања и аукцијском методом. Избор метода врши се на основу критеријума ликвидности, који узима у обзир просечан дневни број трансакција, просечан дневни обрт и дубину

тржишта. Континуираном методом тргује се хартијама од вредности које испуњавају наведени критеријум, док се мање ликвидним хартијама тргује аукцијском методом.

Тржишна капитализација и промет Љубљанске берзе приказани су Табелом 3.7.

Табела 3.7. Промет и тржишна капитализација Љубљанске берзе у периоду 2010-2013. година, у хиљадама евра.

Сегмент	2010		2011		2012	
	Промет	Трж. Кап.	Промет	Трж. Кап.	Промет	Трж. Кап.
Акције	360,792	7,027,892	394,476	4,872,813	302,866	4,911,166
Фондови	22,845	265,331	16,008	20,020	1,791	16,848
Обвезнице	108,903	13,192,764	59,580	14,459,251	55,393	12,735,678
Благајнички записи	-	-	-	-	67	-
Комерцијални записи	-	-	-	-	270	-
Укупно	492,540	20,485,987	470,064	19,352,084	360,388	17,663,692

(извор: www.fese.eu)

3.2.4. Историјат и карактеристике Бугарске берзе

Бугарско тржиште капитала почело је свој развој доношењем првог Берзанског акта 1907. године. Седам година касније, 15. априла 1914. године, основана је Софијска берза, која је почела са радом у јануару 1918. године, да би, уз прекид од 1925. до 1928. године, остала оперативна до 1947. године. Уређено финансијско тржиште поново је установљено 1991. године у виду Прве бугарске берзе, доношењем Трговачког акта. Године 1995. се доношењем Закона о хартијама од вредности, берзама и инвестиционим компанијама и оснивањем Комисије за берзу постављају основе уређеног финансијског тржишта. Исте године уследило је формирање Бугарске берзе, спајањем локалних берзи: Прве бугарске берзе, Пловдивске берзе, Црноморске берзе, Дунавске робне берзе и Север берзе. Две године касније, Берза мења назив у данашњи: Бугарска берза – Софија АД и добија званичну лиценцу од стране Бугарске комисије за хартије од вредности и берзе. Године 2000. Берза је почела са публикавањем SOFIX индекса. Исте године уведен је потпуно аутоматизовани RTS Plaza трговински систем, базиран на NASDAQ систему котација. Ова иновација омогућила је три године касније покретање апликације за трговање у реалном времену путем интернета COBOS (*Client order book online system*), и увођење електронског система трговања Xetra® 2008. године. Наведени систем омогућава електронско трговање

хартијама од вредности без физичког присуства брокера свим радним данима, при чему је радно време Берзе од 2011. године продужено до 17:30 ради боље синхронизације са европским финансијским тржиштима. Године 2012. извршена је нова сегментација тржишта на главно тржиште (BSE – *Bulgarian Stock Exchange*) и алтернативно тржиште (BaSE - *Bulgarian Alternative Stock Exchange*). BaSE тржиште намењено је хартијама од вредности јавних компанија које не испуњавају прописане минималне услове за пријем на BSE.

Трансакције на Бугарској берзи обављају се преко Xetra® система, који омогућава аукцијско и континуирано трговање. Трговање се обавља на основу више типова налога. Основни типови налога су *тржишни*, *лимитирани* и „*market-to-limit*“ налози. У тржишне налоге спадају куповни и продајни налози за одређену количину финансијског инструмента по најбољој цени у тренутку постављања налога, док је код лимитираних налога унапред дефинисана гранична цена по којој се налог може извршити. *Market-to-limit* налози су тржишни налози који се упарују са лимитираним налозима по најбољој тренутној цени.

Поред наведених, постоје и додатни типови налога, у које спадају „стоп“ и „ледени брег“ (*Iceberg*) налози. Стоп налози могу бити тржишни и лимитирани. Тржишни стоп налози представљају налоге који се аутоматски активирају када тренутна тржишна цена достигне или пређе унапред одређену стоп цену у случају куповног налога, односно када тренутна тржишна цена достигне или падне испод унапред одређене цене у случају продајног налога. „*Iceberg*“ налози представљају лимитиране налоге ограничене на један дан, који су подељени у више мањих лотова, како би у систему остала сакривена целокупна количина финансијског инструмента за коју брокер жели да изврши налог.

Као и код осталих наведених финансијских тржишта, Бугарска берза има ограничења везана за флукуацију финансијских инструмената са циљем да се спрече шокови волатилности. За разлику од већине других тржишта, код Бугарске берзе ограничења нису предефинисана на фиксном нивоу, већ су цене ограничене сетом динамичких и статичких оквира, као што је приказано у Табели 3.8.

Табела 3.8. Динамичка и статичка ограничења цена финансијских инструмената према врстама инструмената и тржишним сегментима.

Тржиште/сегмент/инструмент	Динамичка ограничења	Статичка ограничења
BSE, Премиум сегмент	5% од референтне цене	10% последње цене постигнуте на аукцији
BSE, Стандард сегмент	10% од референтне цене	20% последње цене постигнуте на аукцији
BSE, Сегмент специјалне намене	10% од референтне цене	20% последње цене постигнуте на аукцији
BaSE	15% од референтне цене	30% последње цене постигнуте на аукцији
Акције којима се тргује искључиво путем заказаних аукција	-	30% последње цене постигнуте на претходној аукцији
Инструменти издати од стране колективних инвестиционих шема	-	30% последње цене постигнуте на претходној аукцији
Обвезнице	2,5% од референтне цене	5% последње цене постигнуте на аукцији
Компензаторни инструменти	10% од референтне цене	20% последње цене постигнуте на аукцији
Структурирани инструменти са leverage-ом	10% од референтне цене	20% последње цене постигнуте на аукцији
Структурирани инструменти без leverage-a	5% од референтне цене	10% последње цене постигнуте на аукцији

(извор: www.bse-sofia.bg)

Вредности промета и тржишне капитализације Бугарске берзе у периоду 2010-2013. година приказане су Табелом 3.9.

Табела 3.9. Промет и тржишна капитализација Бугарске берзе у периоду од 2010-2013. година, у хиљадама евра.

Сегмент	2010		2011		2012	
	Промет	Трж. Кап.	Промет	Трж. Кап.	Промет	Трж. Кап.
Акције	251,646.41	-	201,105	5,497,617	192,208	4,148,331
Обвезнице	63,555.11	-	62,814	-	48,926	-
UCITS	642.89	-	867	-	1,096	-
Права	369.02	-	21.15	-	19	-
REITS	29,366.12	-	44,386.55	860,733	82,318	876,689
Компенз. INSTR.	3,602.69	-	9,144.04	0	23,723	-
Укупно	349,182.23	5,498,480	318,338	6,358,350	348,291	5,025,020

(извор: www.fese.eu)

4. АНАЛИЗА, МОДЕЛОВАЊЕ И ПРЕДВИЂАЊЕ ВОЛАТИЛНОСТИ ФИНАНСИЈСКИХ ТРЖИШТА ОДАБРАНИХ ЗЕМАЉА ЈУГОИСТОЧНЕ ЕВРОПЕ

У овом делу рада акценат је стављен на анализу, моделовање и предвиђање приноса и волатилности финансијских тржишта посматраних земаља Југоисточне Европе. Део почиње представљањем посматраних берзанских индекса, временског периода спровођења истраживања, као и програма који су у ту сврху коришћени. Када су у питању финансијска тржишта земаља кандидата за улазак у Европску унију, предмет истраживања су:

- BELEXline – општи, основни бенчмарк (*benchmark*) индекс Београдске берзе, који је сачињен на основу кретања цена акција котираних на српској берзи;
- CROBEX – званични берзански индекс Загребачке берзе, базиран на ценама акција двадесет пет компанија котираних на хрватској берзи;
- MBI10 – званични берзански индекс Македонске берзе, базиран на ценама акција десет компанија котираних на македонској берзи и
- MONEX20 – индекс двадесет најликвиднијих компанија чије су акције котиране на тржишту Црногорске берзе.

Финансијска тржишта посматраних земаља чланица Европске уније испитана су кроз кретање приноса следећих индекса:

- BET – основни берзански индекс Букурештанске берзе, који прати кретање цена десет најликвиднијих акција румунског финансијског тржишта;
- SOFIX – први званични индекс Бугарске берзе, који прати кретање цена акција петнаест одабраних компанија;
- SBI TOP – берзански индекс Љубљанске берзе и
- Athens SE General index – композитни индекс грчког тржишта хартија од вредности.

Наведени берзански индекси анализирани су у више временских периода. За посматране земље кандидате за улазак у Европску унију, испитивање почиње 01.01.2010. године, и покрива период од три године. Берзански индекси посматраних земаља чланица Европске уније су, поред наведеног периода, посматрани и у време њиховог претходног статуса, односно статуса кандидата за улазак у Европску унију, од 01.01.2000. до 01.01.2003. године. За потребе спровођења анализе коришћен је програмски језик R, верзија 3.02, E-views, верзија 8.0, и Microsoft Excel 2013. Наредне три главе усмерене су на анализу приноса и волатилности индекса посматраних финансијских тржишта земаља кандидата за улазак у ЕУ, земаља чланица ЕУ, као и земаља чланица ЕУ у периоду када су оне имале статус кандидата. У наведеним главама спроведено је испитивање постојања аутокорељације, хетероскедастичности, дебелих репова, левериц ефекта, календарских ефеката, корелисаности и преливања између посматраних финансијских тржишта, као и могућности краткорочног предвиђања будућих вредности. Сва ова испитивања спроведена су адаптацијом и применом раније поменутих ARMA модела, различитих врста симетричних и асиметричних униваријантних GARCH модела. Последња глава у овом делу посвећена је испитивањима кретања волатилности између финансијских тржишта применом мултиваријантних GARCH модела, као и предвиђањем кретања волатилности помоћу неуронске мреже.

4.1. Анализа волатилности посматраних финансијских тржишта

У овом поглављу извршена су тестирања посматраних финансијских временских серија и избор оптималних модела за потребе моделовања волатилности. Испитивање и моделовање волатилности тржишта европских земаља рађено је у последњих петнаест година у наведеном региону у доста наврата (Shields, 1997a, 1997b; Шестовић & Латковић, 1998; Siouounis, 2002; Shin, 2005). Сврха моделовања спроведеног у овом делу рада је проналажење оптималног модела за сваки испитивани индекс у посматраном периоду. За испитивање расподеле тестирани су аритметичка средина и коефицијенти асиметрије и спљоштености. Такође, вршен је Жарк-Бераов тест нормалности (Jarque, Bera, 1987). Испитивање постојања серијске корелације рађено је применом аутокорељационе функције, као и коришћењем Љунг-Боксовог теста, док је

хетероскедастичност испитивана применом наведених тестова на квадрате резидуала. Кретање приноса посматране финансијске временске серије вршено је помоћу ARMA модела. За потребе моделовања волатилности коришћени су GARCH, GARCH-M, EGARCH и GJR Threshold GARCH(у даљем тексту TGARCH) модели. Сви модели су тестирани у комбинацији са нормалном, Студентовом t и GED расподелом. Избор адекватног модела вршен је на основу теста значајности коефицијената модела, способности да модел „ухвати“ аутокорелацију и хетероскедастичност у испитиваној серији, као и применом информационих критеријума. Избор модела вршен је на следећи начин:

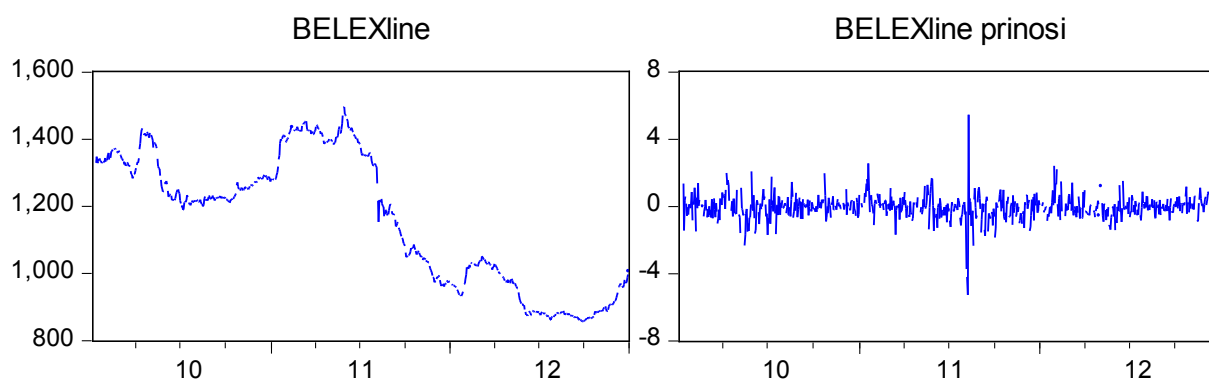
- Селекција ARMA модела вршена је на основу Акаикевог, Шварцовог и Ханан-Квинових информационих критеријума. Почетни најбољи ARMA(m,n) модел биран је на основу сагласности два од наведена три критеријума. Уколико не постоји сагласност, у обзир су узимани и други, односно трећи најбољи модел по сваком критеријуму. За изабрани ARMA(m,n) модел на основу тестирања значајности коефицијената вршена је потребна корекција модела.
- Адекватни тип GARCH модела биран је на основу способности да „ухвати“ испитиване левериц, календарске и премија ризика (*risk premium*) ефекте у посматраној финансијској временској серији. Избор параметара модела вршен је помоћу информационих критеријума по истом принципу по ком су одређивани параметри ARMA модела.
- Након тога, тестирана је значајност сваког од коефицијената ARMA(m,n)-GARCH(p,q) модела. На основу добијених резултата, модели су кориговани за коефицијенте који нису статистички значајни.
- На крају, тестирана је серијска корелација и хетероскедастичност резидуала ARMA(m,n)-GARCH(p,q) модела. Додатна провера оптималности модела урађена је на основу информационих критеријума.

Због обимности, у раду су приказани најважнији резултати, док су остали резултати доступни у прилогу рада, односно у електронској форми.

4.2. Анализа финансијских тржишта земаља кандидата за улазак у Европску унију

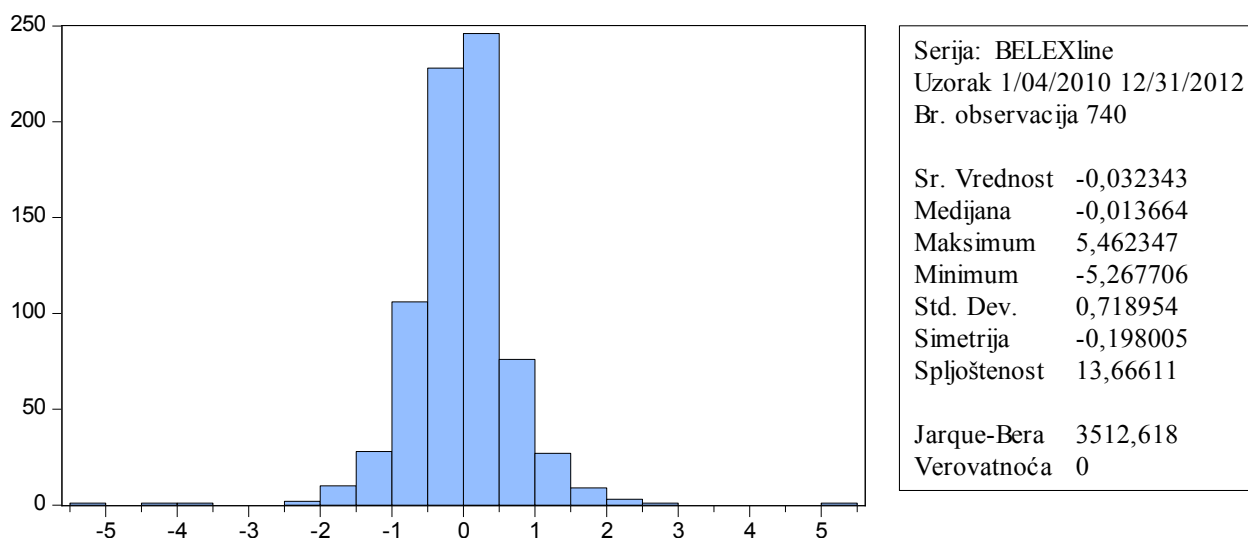
4.2.1. Анализа и моделовање BELEXline индекса

Кретања тржишта капитала Србије представљена су основним бенчмарк индексом Београдске берзе BELEXline. Као што је раније изложено, у питању је индекс пондерисан тржишном капитализацијом, за који се не врши прилагођавање за исплаћене дивиденде. Слика 4.1 приказује кретање цена и приноса посматраног индекса за период од 01.01.2010. до 01.01.2013. године.



Слика 4.1. Кретање цена и приноса индекса BELEXline у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године (извор: www.belex.rs).

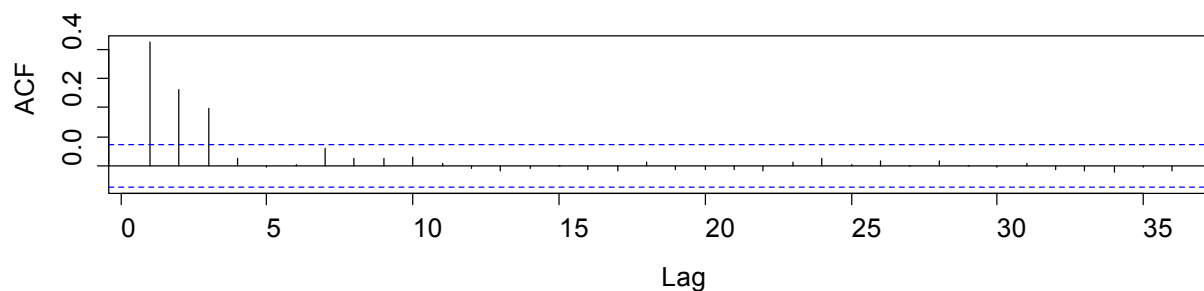
Основна статистика BELEXline индекса указује на негативну средњу вредност. Студентов t тест са p вредношћу од 0,2214, међутим, указује да се не може одбацити хипотеза да је аритметичка средина статистички безначајна. Тест асиметричности са p вредношћу од 1,971801 не одбацује нулту хипотезу о симетричности расподеле. Изузетно висок коефицијент спљоштености указује на изражену лептокуртичну расподелу, карактеристичну за финансијске временске серије. Жарк-Бераов тест нормалности расподеле са p вредношћу нула потврђује добијене резултате. Неке од наведених основних статистика могу се видети на графичком приказу 4.2.



Слика 4.2. Основна статистика серије приноса индекса BELEXline у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године (извор: рад аутора).

За потребе испитивања постојања аутокорељације у посматраној серији примењен је Љунг-Боксов тест, чија p -вредност од $1,746e-13$ одбацује нулту хипотезу о непостојању серијске корелације у посматраној серији. BIC и HQ критеријуми са вредностима 2,133174 и 2,125485 за избор адекватног ARMA модела сугеришу ARMA(1,0) модел, док AIC критеријум са вредношћу 2,125485 фаворизује ARMA(5,4) модел. На основу раније дефинисаних принципа избора, за почетни модел изабран је ARMA(1,0).

Аутокорељациона функција квадрата резидуала јасно указује на постојање хетероскедастичности у серији приноса BELEXline индекса, што се може уочити на Слици 4.3.



Слика 4.3. Аутокорељациона функција квадрата резидуала ARMA(1,0) модела за серију приноса BELEXline индекса (извор: рад аутора).

Резултати показују да сви најбољи GARCH, TGARCH и GARCH-M модели изабрани по AIC критеријуму имају негативне α , односно β параметре (погледати Прилог 1). Исто се односи и на GARCH модел са нормалном расподелом, као и све TGARCH и GARCH-M моделе изабране по HQ критеријуму, као и на GARCH-M модел са нормалном расподелом по BIC. На основу наведених резултата, издвојени су модели чији параметри испуњавају све потребне критеријуме. Ови модели рангирани су према вредностима AIC, BIC и HQ, и приказани у Табели 4.1. заједно са вредностима наведених критеријума. Два од приказаних модела имају параметре за мерење премије ризика (GARCH-M(1,1) са t и GARCH-M(1,1) са GED дистрибуцијом). У оба случаја су наведени параметри нису статистички значајни. Два од девет асиметричних модела указује на статистички значајно постојање левериџ ефекта. У питању су EGARCH(3,3) модел са нормалном и GED дистрибуцијом. Модел са нормалном дистрибуцијом показује изразито лоше резултате по сва три информациона критеријума, док други има најнижу вредност AIC (1,80140) од свих приказаних модела. Са друге стране, BIC и HQ информациони критеријум овај модел стављају тек на десето, односно шесто место. Посматрајући BIC и HQ информациони критеријум, оба критеријума се слажу да је најбољи модел симетрични GARCH(1,1) са t дистрибуцијом. С обзиром на то да већина асиметричних модела не потврђује постојање левериџ ефекта, наведени модел се може прихватити као оптималан.

Табела 4.1. Приказ модела волатилности приноса индекса BELEXline у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године.

Модел	AIC	BIC	HQ	AIC ранг	BIC ранг	HQ ранг	Стат. безначајни коэф.иц.	премија ризика	"leverage" ефекат
garch_11_tdist	1,80859	1,84606	1,82304	3	1	1	-	-	-
garchm_11_tdist	1,81032	1,85404	1,82718	4	2	3	δ	0	-
egarch_13_tdist	1,80389	1,86010	1,82557	2	6	2	γ	-	0
egarch_11_tdist	1,81073	1,85444	1,82759	5	3	4	γ	-	0
tgarch_11_tdist	1,81099	1,85470	1,82784	6	4	5	γ	-	0
egarch_33_ged	1,80140	1,87010	1,82789	1	10	6	-	-	1
garch_11_ged	1,82019	1,85766	1,83464	7	5	7	-	-	-
garchm_11_ged	1,82134	1,86505	1,83819	8	7	8	δ	0	-
egarch_11_ged	1,82223	1,86595	1,83909	9	8	9	γ	-	0
tgarch_11_ged	1,82268	1,86639	1,83954	10	9	10	γ	-	0
garch_11_norm	1,89264	1,92387	1,90468	12	11	12	-	-	-
egarch_33_norm	1,87402	1,93647	1,89810	11	14	11	-	-	1
egarch_11_norm	1,89390	1,93137	1,90835	13	12	13	γ	-	0
tgarch_11_norm	1,89401	1,93149	1,90846	14	13	14	γ	-	0

(извор: рад аутора)

Љунг-Боксов тест квадрата резидуала ARMA(1,0)-GARCH(1,1) модела са Студентовом расподелом не представља доказе постојања хетероскедастичности (p-вредности Q статистика Љунг-Боксовог теста износе: $Q_{10}=0,726$, $Q_{15}=0,887$, $Q_{20}=0,930$). Исти тест резидуала, међутим, указује на могућност постојања серијске корелације у резидуалима (p-вредност Q статистика Љунг-Боксовог теста износи: $Q_{10}=0,032$), из чега се може закључити да коришћени ARMA(1,0) модел није адекватан. Такође, увођењем параметра за испитивање календарских ефеката, утврђено је да посматрана серија има статистички значајан „викенд“ ефекат, те је модел проширен увођењем коефицијента покретних просека и параметром за испитивање викенд ефекта. Добијени ARMA(1,1)-GARCH(1,1) модел са Студентовом расподелом приказан је Табелом 4.2.

Табела 4.2. Приказ ARMA(1,1)-GARCH(1,1) модела са Студентовом t расподелом и календарским ефектима за моделовање BELEXline индекса.

Belexline ARMA(1,1)-GARCH(1,1) t дист, календарски ефекти				
Променљива	Коефицијент	Станд. Грешка	z-Статист.	Вероватноћа
μ	-0,063629	0,029284	-2,172806	0,0298
Викенд ефекат	0,146776	0,044729	3,281468	0,001
AR(1)	0,612494	0,123668	4,952732	0
MA(1)	-0,438024	0,14358	-3,050738	0,0023
Једначина варијансе				
ω	0,040223	0,014649	2,745754	0,006
α	0,145664	0,040409	3,604728	0,0003
β	0,76749	0,056693	13,53763	0
T-DIST. DOF	4,965553	0,892146	5,565855	0
R-squared	0,058322	Mean dependent var		-0,032887
Adjusted R-squared	0,054468	S.D. dependent var		0,716588
S.E. of regression	0,6968	Akaike info criterion		1,794327
Sum squared resid	355,8933	Schwarz criterion		1,844287
Log likelihood	-653,2094	Hannan-Quinn criter.		1,813593
Durbin-Watson stat	1,909419			

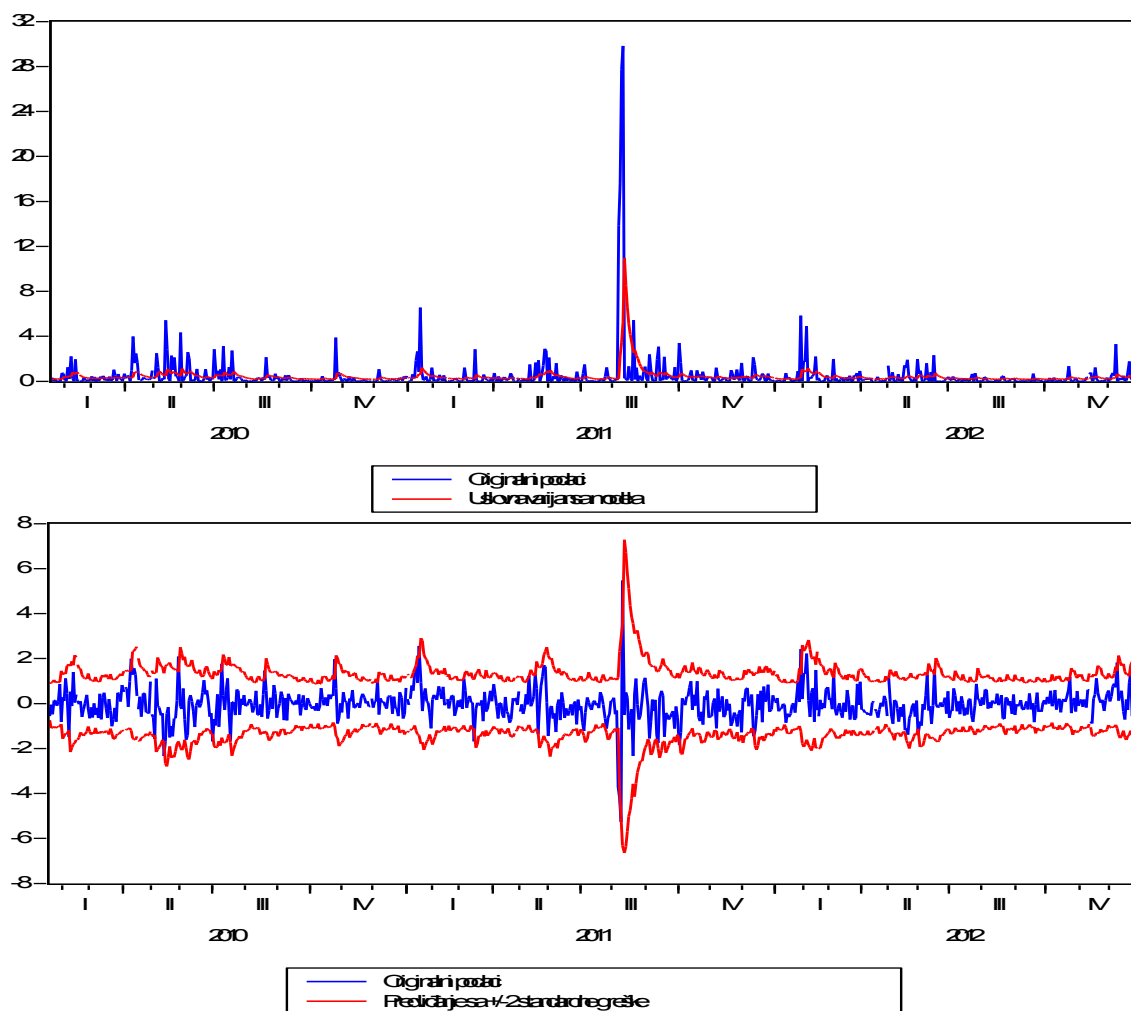
(извор: рад аутора)

P вредности модела указују на статистички значај свих коефицијената. Такође, на основу коефицијената модела, може се закључити следеће:

- Приноси на BELEXline индекс су у наведеном периоду понедељком били значајно виши у односу на приносе осталим данима (0,146776);

- Принос из посматраног периода представља линеарну комбинацију значајних утицаја приноса (0,612494) и белог шума (-0,438024) из претходног периода;
- Статистички значајан ARCH коефицијент (0,145664) указује на утицај информације из претходног периода на волатилност приноса у посматраном периоду;
- Статистички значајан и релативно висок GARCH коефицијент (0,76749) указује на утицај волатилности из претходног периода на волатилност у текућем периоду;
- Збир ARCH и GARCH коефицијената указује на меморију посматраног модела од преко 7,5 периода.

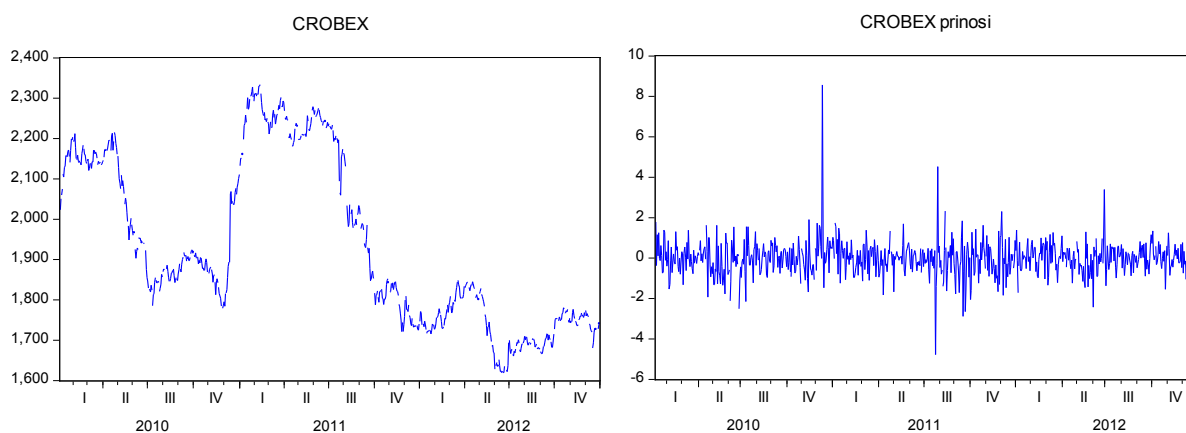
Прегледом вредности AIC, BIC и HQ, може се закључити да је наведени ARMA(1,1)-GARCH(1,1) модел са Студентовом t дистрибуцијом и коефицијентима за календарске ефекте са вредностима информационих критеријума од 1,794327, 1,844287 и 1,813593 бољи од првобитно предложеног ARMA(1,0)-GARCH(1,1) модела са Студентовом t дистрибуцијом (1,803764, 1,846057 и 1,823036). Такође, Љунг-Боксова статистика резидуала (p вредности $Q_{10}=0,294$, $Q_{15}=0,596$ и $Q_{20}=0,622$) и квадрата резидуала (p вредности Q_{10} : 0,698, Q_{15} : 0,888 и Q_{20} : 0,936) одбацују хипотезе о постојању аутокорелације и хетероскедастичности у резидуалима, што потврђује адекватност модела. Графички приказ кретања квадрата приноса наспрам условне варијансе модела, као и приноса индекса наспрам предвиђања модела могу се видети на Слици 4.4.



Слика 4.4. а) Кретање квадрата приноса индекса BELEXline и условне варијансе модела; б) Кретање приноса индекса BELEXline и предвиђања модела у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године (извор: рад аутора).

4.2.2. Анализа и моделовање CROBEX индекса

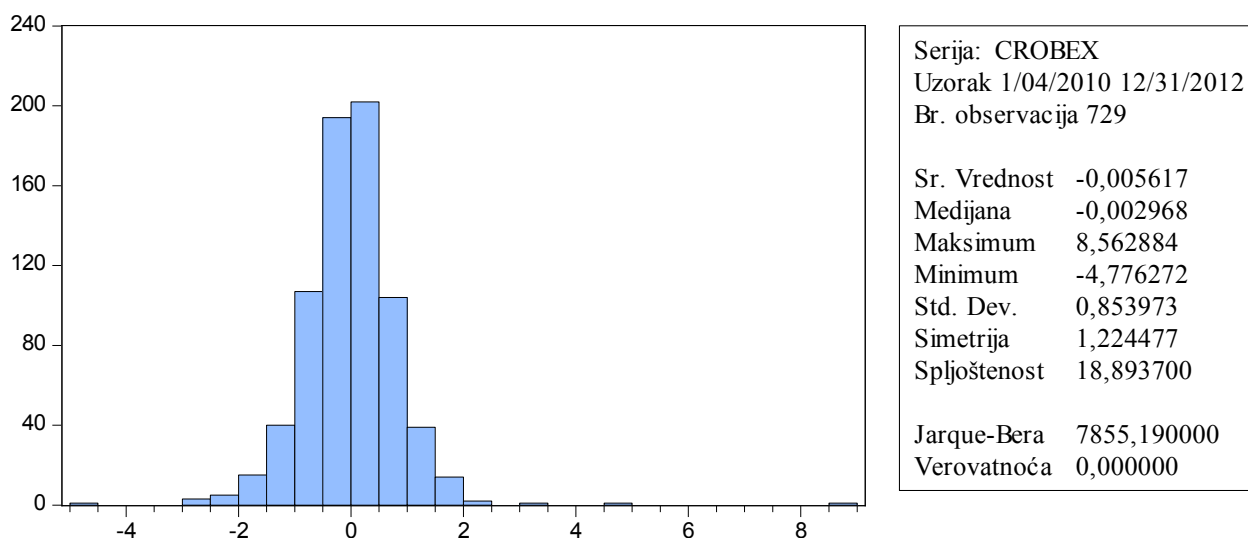
Хрватско тржиште хартија од вредности организовано је у оквиру Загребачке берзе, чији је званични индекс CROBEX. Индекс је емитован 1. септембра 1997. године, и рачуна се на бази слободне тржишне капитализације. Кретање вредности и приноса CROBEX индекса у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године може се сагледати на Слици 4.5.



Слика 4.5. Кретање вредности и приноса CROBEX индекса у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године (извор: www.zse.hr).

Приказани приноси индекса указују на појаву вредности 14.12.2010. године коју карактерише екстремно одступање од уобичајеног интервала кретања приноса. Екстремне вредности финансијских временских серија уобичајено се третирају робусним GARCH моделима, и представљају посебну област моделовања волатилности. Искључивање екстремних вредности и коришћење уобичајених GARCH модела врши се у случају када постоје сазнања која указују на оправданост оваквог корака. У случају CROBEX индекса, поменути екстремни принос не представља кретање приноса узроковано уобичајеним факторима економске природе. Нагли скок приноса наступио је као последица престанка мере привремене обуставе трговине акцијама *Inaе* од стране регулаторног тела *Hanfa*, што је прихваћено као оправдан разлог за искључивање ове екстремне вредности.

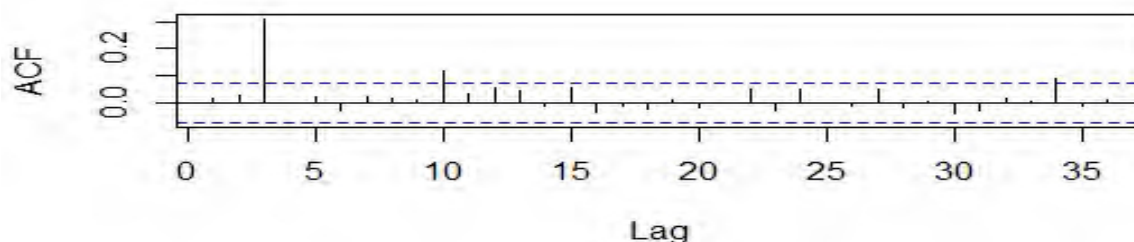
Основна статистика индекса указује на лептокуртичну асиметричну расподелу са средњом вредношћу $-0,005617$, која није статистички значајна. Висок коефицијент спљоштености карактеристичан је за финансијске временске серије, док позитивна асиметрија указује на већу вероватноћу појаве позитивних приноса. Потврду о одступању од нормалне дистрибуције пружа и Жарк-Бераов тест, чији се резултати, уз остале вредности основне статистике, могу видети на графичком приказу 4.6.



Слика 4.6. Основна статистика серије приноса индекса CROBEX у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године (извор: рад аутора).

Љунг-Боксов тест са p -вредношћу од 0,1181 не одбацује хипотезу о непостојању аутокорелације у приносима CROBEX индекса. Међутим, тестирање ARMA модела информационам критеријумима указује на његову потребу, при чему не пружа јединствен избор оптималног модела: AIC са вредношћу 2,511385 преферира ARMA(3,5) модел, BIC (2,525580) бира ARMA(0,0), док HQ информационам критеријум (2,517885) предлаже ARMA(0,1). Најбоље укупно рангирани модел је ARMA(0,1), чији резидуали не указују на постојање серијске корелације (p -вредности Q статистика Љунг-Боксовог теста износе: $Q_{10}=0,163$, $Q_{15}=0,153$ и $Q_{20}=0,312$).

Љунг-Боксов тест квадрата резидуала ARMA(0,1) модела указује на постојање хетероскедастичности, што се може уочити на Слици 4.7.



Слика 4.7. Аутокорелациона функција квадрата резидуала ARMA(0,1) модела за серију приноса CROBEX индекса (извор: рад аутора).

Ниједан од TGARCH модела предложених на основу сва три информациона критеријума не задовољава услове параметара. Ове услове не испуњавају ни GARCH-M модели са нормалном и GED расподелом изабрани на основу AIC и HQ информационог критеријума. Такође, одбацују се и GARCH модел са нормалном расподелом изабран на основу AIC, као и GARCH-M модел са нормалном расподелом предложен на основу BIC критеријума. Приказ преосталих модела који испуњавају услове везане за параметре може се видети у Табели 4.3.

Табела 4.3. Приказ модела волатилности приноса индекса CROBEX у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године.

Модел	AIC	BIC	HQ	AIC ранг	BIC ранг	HQ ранг	Стат. безначајни коэф.ц.	премија рзика	левериџ ефекат
egarch_22_tdist	2,2646	2,3215	2,2866	2	2	1	$\alpha(2), \beta(1)$	-	1
egarch_32_tdist	2,2640	2,3272	2,2884	1	4	2	$\alpha(1), \alpha(2), \alpha(3), \beta(1)$	-	1
egarch_11_tdist	2,2758	2,3200	2,2928	3	1	3	-	-	1
garch_11_tdist	2,2866	2,3245	2,3013	4	3	4	-	-	-
garchm_11_tdist	2,2892	2,3335	2,3063	5	5	5	δ	0	-
egarch_22_ged	2,3091	2,3659	2,3310	6	8	6	$\alpha(2), \beta(1)$	-	1
egarch_11_ged	2,3170	2,3612	2,3340	8	7	7	-	-	1
garch_11_ged	2,3223	2,3602	2,3369	9	6	9	-	-	-
egarch_23_norm	2,3135	2,3703	2,3354	7	10	8	-	-	1
garchm_11_ged	2,3250	2,3693	2,3421	10	9	10	δ	0	-
garch_30_norm	2,4517	2,4896	2,4663	11	11	11	$\alpha(1), \alpha(2)$	-	-

(извор: рад аутора)

GARCH-M модели не показују статистички значајан коефицијент δ , што наводи на закључак да CROBEX индекс у посматраном периоду нема ефекат премије ризика. Сви асиметрични GARCH модели потврђују постојање левериц ефекта, због чега је одбачен GARCH модел као неадекватан.

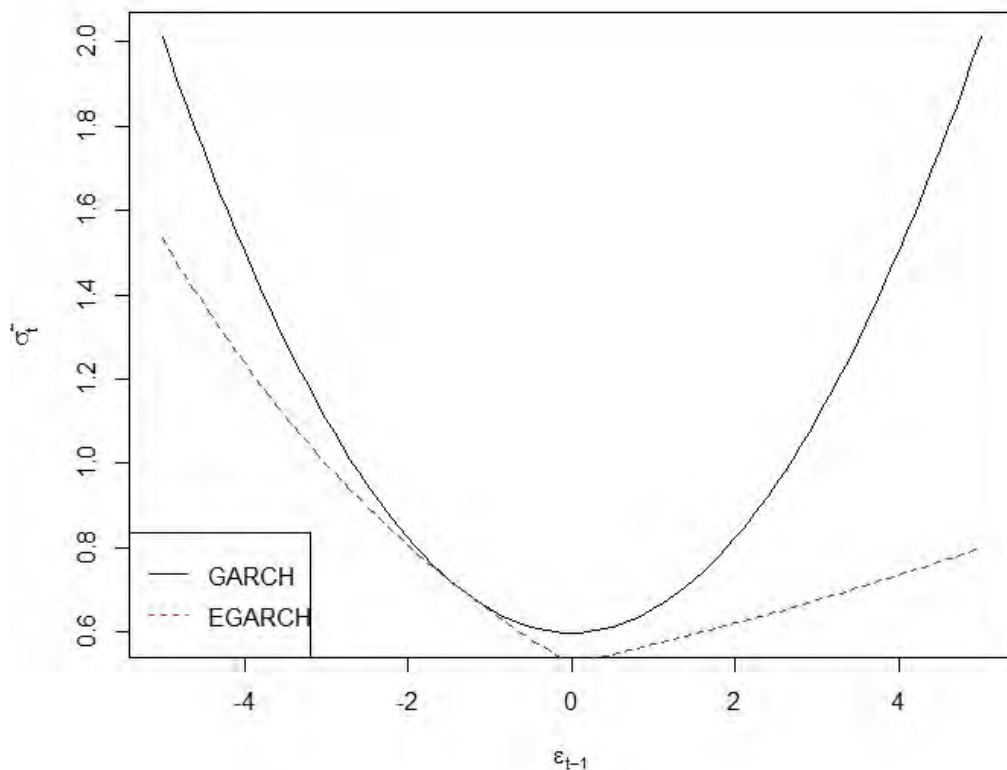
Табела 4.4. Приказ ARMA(0,1)-EGARCH(1,1) модела са GED расподелом и календарским ефектима за моделовање CROBEX индекса.

Crobex ARMA(0,1)-EGARCH(1,1) GED дист, календарски ефекти				
Променљива	Коефицијент	Станд. Грешка	z-Статист.	Вероватноћа
Екстремна вредност	8,45192	3,08627	2,73855	0,00620
Ефекат понедељка	-0,25043	0,05577	-4,49027	0,00000
MA(1)	0,11450	0,03749	3,05453	0,00230
	Једначина	варијансе		
ω	-0,14923	0,04124	-3,61913	0,00030
α_1	0,15440	0,04451	3,46908	0,00050
γ	-0,05702	0,02655	-2,14776	0,03170
β_1	0,94478	0,02457	38,44736	0,00000
T-DIST. DOF	6,45625	1,16753	5,52983	0,00000
R-squared	0,16264	Mean dependent var		-0,00910
Adjusted R-squared	0,16032	S.D. dependent var		0,85368
S.E. of regression	0,78226	Akaike info criterion		2,22184
Sum squared resid	442,42220	Schwarz criterion		2,27239
Log likelihood	-798,52800	Hannan-Quinn criter.		2,24135
Durbin-Watson stat	2,02234			

(извор: рад аутора)

Наведени модел указује на следеће закључке о посматраној временској серији:

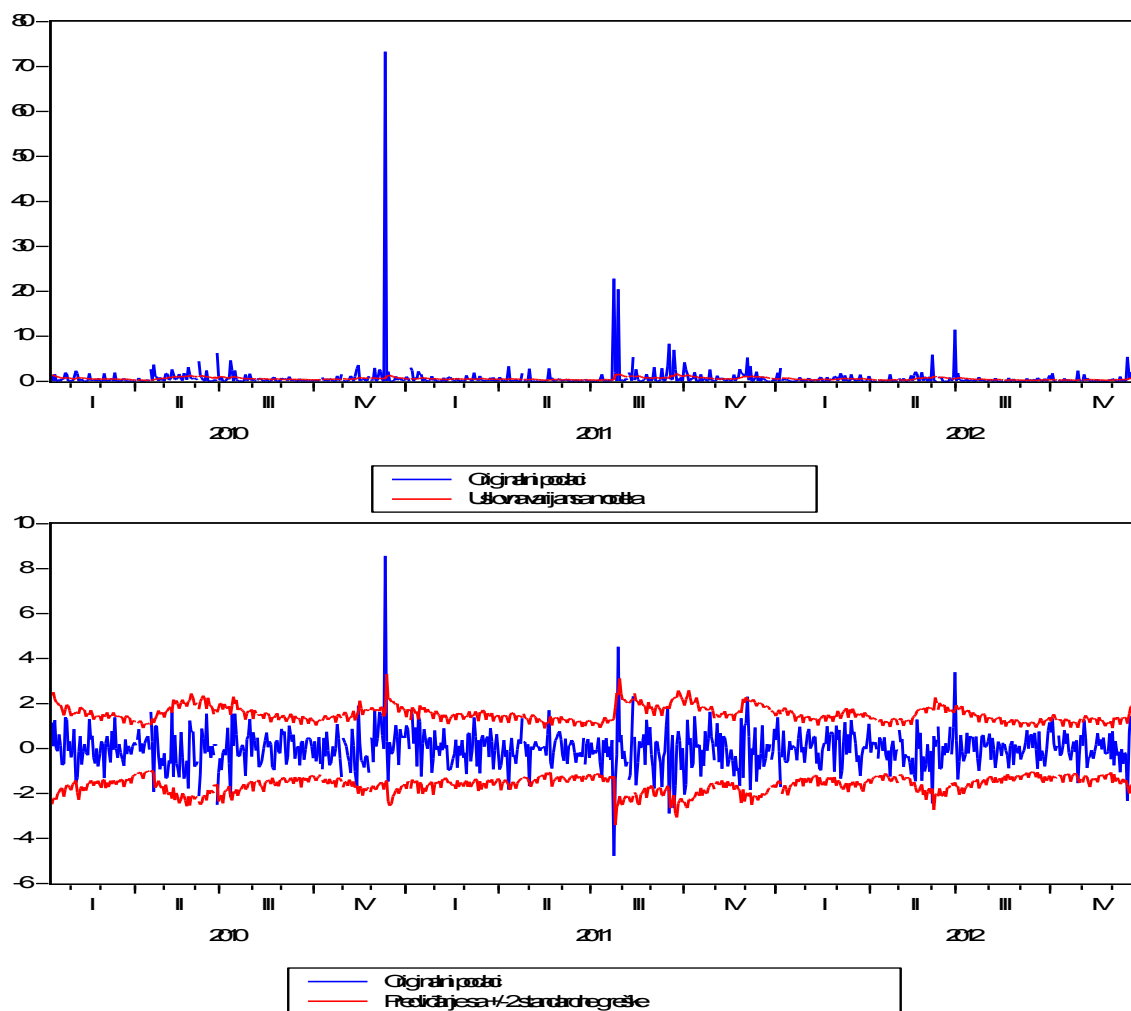
- Приноси посматраног индекса имају значајну екстремну вредност од 14.12.2010. године;
- Негативна, статистички и економски значајна вредност γ коефицијента (-0,05702) указује на постојање левериц ефекта, што значи да се може очекивати већи пораст волатилности након појаве негативне вести, него након појаве позитивне вести. Графички приказ левериц ефекта може се видети на Слици 4.8.



Слика 4.8. Крива утицаја вести за приносе CROBEX индекса моделираног GARCH и EGARCH моделима са t расподелом (извор: рад аутора).

- У наведеном периоду понедељком су остваривани значајно нижи приноси у односу на остале дане (-0,25043);
- На принос посматраног периода утицај има бели шум (0,11450) из претходног периода;
- Статистички значајан ARCH коефицијент (0,15440) указује на утицај информације из претходног периода на волатилност приноса у посматраном периоду;
- Статистички значајан и изузетно висок GARCH коефицијент (0,94478) указује на висок утицај волатилности из претходног периода на волатилност у текућем периоду.

Графички приказ кретања квадрата приноса наспрам условне варијансе модела, као и приноса индекса наспрам предвиђања модела могу се видети на Слици 4.9.



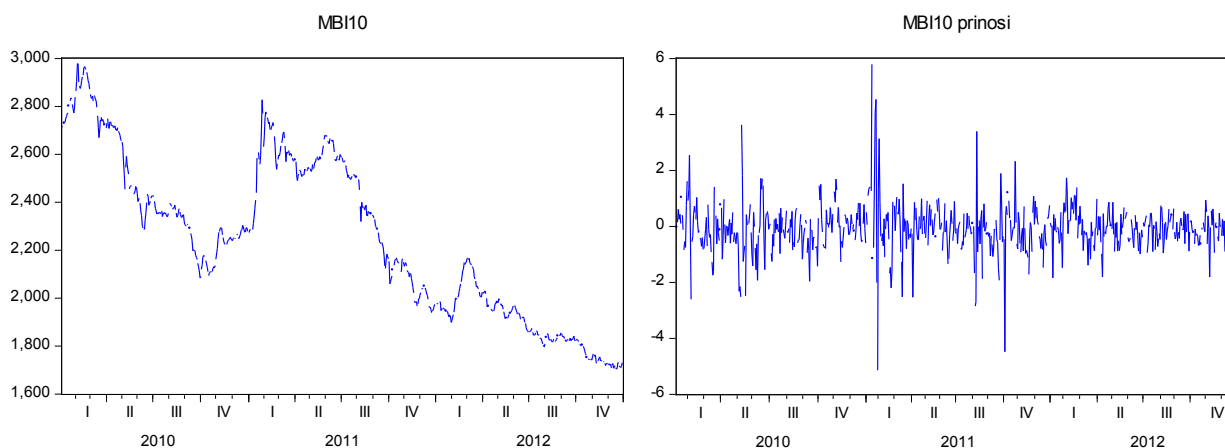
Слика 4.9. а) Кретање квадрата приноса индекса CROBEX и условне варијансе модела; б) Кретање приноса индекса CROBEX и предвиђања модела у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године (извор: рад аутора).

Значајно одступање које се може уочити крајем 2010. године представља екстремну вредност која је искључена из моделовања волатилности приноса CROBEX индекса. Из наведеног разлога, ово одступање не треба узимати у обзир приликом оцене модела. Статистички и економски значај свих параметара потврђује адекватност модела. Сви информациони критеријуми ($AIC=2,22184$, $BIC=2,27239$, $HQ=2,24135$) указују да модел боље одсликава кретања CROBEX индекса од свих осталих тестираних модела. На крају, статистике Љунг-Боксових тестова аутокорељације (p-вредности Q статистика

Љунг-Боксовог теста износе: $Q_{10}=0,671$, $Q_{15}=0,628$ и $Q_{20}=0,774$) и хетероскедастичности ($Q_{10}=0,995$, $Q_{15}=1,000$ и $Q_{20}=1,000$) резидуала потврђују исправност модела.

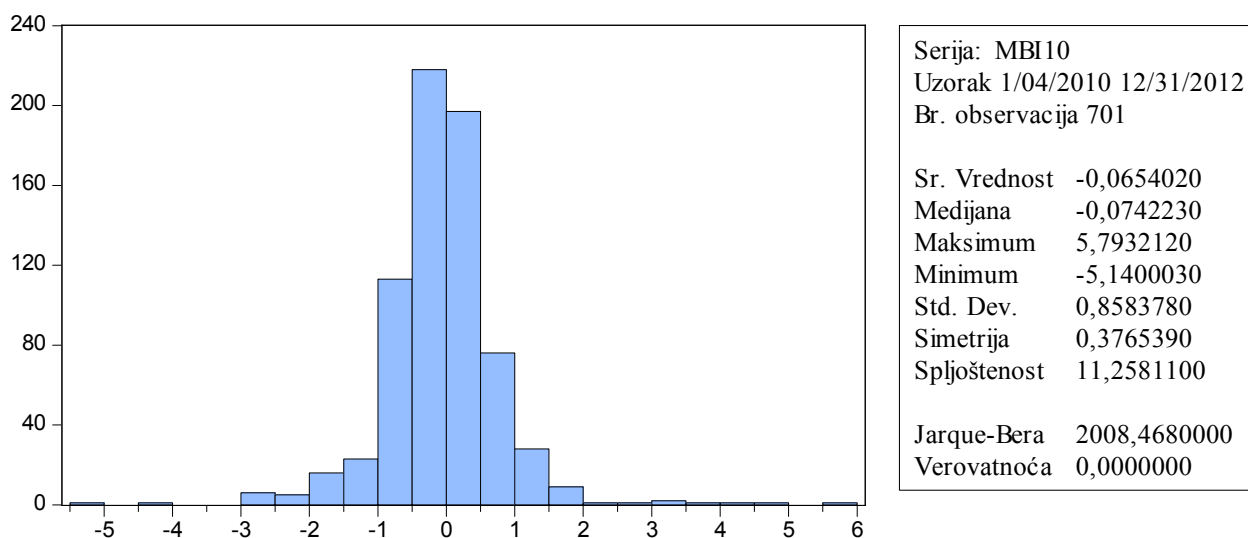
4.2.3. Анализа и моделовање МВИ10 индекса

Македонски берзански индекс МВИ10 представља индекс цена десет најликвиднијих акција берзе, пондерисан тржишном капитализацијом. Наведени индекс је наследник индекса МБИ, који се састојао од пет најликвиднијих акција овог тржишта хартија од вредности. Кретање вредности и приноса индекса МВИ10 може се видети на Слици 4.10.



Слика 4.10. Кретање вредности и приноса МВИ10 индекса у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године (извор: www.mse.mk).

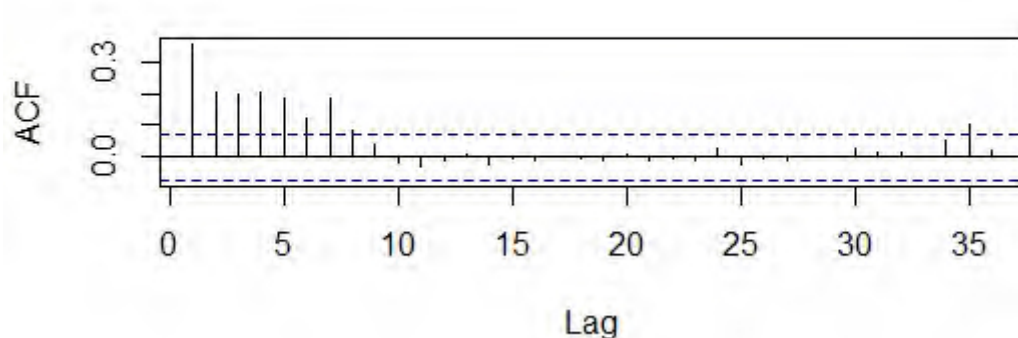
Р вредност теста значаја средње вредности серије приноса индекса налази се близу вредности 0,05, на основу чега је тешко извршити прецизну оцену да ли је аритметичка средина статистички значајна. Са друге стране, р вредности теста асиметрије ($4,701455e-05$) и спљоштености (0) јасно указују на значајна одступања од нормалне расподеле, што потврђују и резултати Жарк-Бераовог теста нормалности. Серија приноса МВИ10 индекса има јасно изражену лептокуртичну расподелу, уз благо изражену негативну асиметрију. Основна статистика серије приказана је на Слици 4.11.



Слика 4.11. Основна статистика серије приноса индекса МБИ10 у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године (извор: рад аутора).

Тест серијске корелације са p вредношћу од $4,025e-11$ имплицира постојање аутокорелације у серији приноса. Информациони критеријуми ARMA модела, међутим, не пружају јединствен одговор на то који модел је оптималан. AIC са вредношћу 2,428369 као најбољи предлаже ARMA(5,3), BIC (2,457719) – ARMA(0,1), док HQ критеријум (2,449304) фаворизује ARMA(3,4). Уводећи у испитивање и други најбољи модел за сваки критеријум, издвајају се два модела: ARMA(0,1) и ARMA(3,4). С обзиром на некономичност ARMA(3,4) модела, као и чињеницу да сви коефицијенти овог модела нису статистички значајни, за оптималан модел изабран је ARMA(0,1), који иначе представља и најбоље рангиран модел, посматрано по ранговима сва три критеријума (AIC=2,444657253, BIC=2,457718602, HQ=2,449707568). Аутокорелациона функција резидуала прихвата хипотезу о непостојању серијске корелације, чиме је потврђена адекватност наведеног модела.

Испитивање серијске корелације квадрата резидуала указује на изражено постојање хетероскедастичности, што се може видети на Слици 4.12.



Слика 4.12. Аутокорелациона функција квадрата резидуала ARMA(0,1) модела за серију приноса MBI10 индекса (извор: рад аутора).

Приликом избора модела варијансе применом AIC, са аспекта прихватљивости параметара модела употребљиви су једино EGARCH модели. Коришћењем BIC, морају се одбацити GARCH, TGARCH и GARCH-M са нормалном, као и TGARCH са Студентовом расподелом. Наведени модели нису прихватљиви ни када се избор врши по HQ критеријуму, при чему је у овом случају потребно одбацити и GARCH моделе са Студентовом и GED расподелом. Преостали модели изабрани на основу информационих критеријума, који испуњавају све дефинисане услове параметара, приказани су Табелом 4.5.

Табела 4.5. Приказ модела волатилности приноса индекса MBI10 у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године.

Модел	AIC	BIC	HQ	AIC ранг	BIC ранг	HQ ранг	Стат. безначајни коефиц.	премија ризика	леверни ефекат
garchm_11_tdist	2,0727	2,1183	2,0903	1	2	1	-	1	-
tgarch_20_tdist	2,0761	2,1217	2,0937	2	3	2	γ	-	0
garch_11_tdist	2,0788	2,1179	2,0939	3	1	3	-	-	-
garchm_11_ged	2,0830	2,1286	2,1006	4	5	4	-	1	-
garch_11_ged	2,0888	2,1279	2,1039	5	4	5	-	-	-
egarch_11_tdist	2,0936	2,1392	2,1112	7	6	6	γ	-	0
egarch_33_tdist	2,0895	2,1612	2,1173	6	9	7	-	-	1
egarch_11_ged	2,1026	2,1483	2,1203	9	7	8	γ	-	0
egarch_13_ged	2,1019	2,1606	2,1246	8	8	9	γ	-	0
egarch_23_norm	2,1888	2,2474	2,2114	10	11	10	-	-	1
egarch_11_norm	2,2009	2,2400	2,2160	11	10	11	γ	-	0

(извор: рад аутора)

Изабрани GARCH модели указују на одређене специфичности серије приноса MBI10 индекса у односу на индексе Београдске и Загребачке берзе. Оба GARCH-M модела указују на постојање ефекта премије ризика, док овај ефекат није пронађен у серијама приноса BELEXline и CROBEX индекса. Са друге стране, већина асиметричних модела не проналази статистички значајан коефицијент који би потврдио постојање левериџ ефекта. Једино EGARCH(2,3) са нормалном и EGARCH(3,3) са Студентовом дистрибуцијом проналазе статистички значајан коефицијент левериџ ефекта. Међутим, увођењем „*in-the-mean*“ параметра, проширени EGARCH(2,3)-M и EGARCH(3,3)-M модели не проналазе статистички значајне коефицијент левериџ ефекта (p вредности 0,1471 и 0,5292) и пружају лошије вредности информационих критеријума (AIC, BIC, HQ: 2,201600, 2,266761, 2,226792, односно: 2,071584, 2,149777, 2,101814), чиме се ови модели искључују као инфериорни у односу на GARCH-M(1,1) (вредности информационих критеријума: AIC=2,072686, BIC=2,118298, HQ=2,090320). Испитивањем свих комбинација параметара за GARCH-M модел од GARCH-M(0,0) до GARCH-M(3,3), утврђено је да BIC и HQ информациони критеријуми (са вредностима 2,118298 и 2,090320) сугеришу GARCH-M(1,1) модел са Студентовом дистрибуцијом у комбинацији са ARMA(0,1) као оптималан. Приказ спецификација модела може се видети у Табели 4.6.

Табела 4.6. Приказ ARMA(0,1)-GARCH-M(1,1) модела са Студентовом расподелом за моделовање MBI10 индекса.

Mbi10 ARMA(0,1)-GARCH-m(1,1) t дист				
Променљива	Коефицијент	Станд. Грешка	z-Статист.	Вероватноћа
δ	0,47517	0,19335	2,45760	0,01400
μ	-0,39468	0,12613	-3,12920	0,00180
MA(1)	0,27468	0,04089	6,71731	0,00000
Једначина варијансе				
ω	0,16217	0,04134	3,92302	0,00010
α_1	0,29932	0,07847	3,81418	0,00010
β_1	0,43853	0,09674	4,53306	0,00000
T-DIST. DOF	4,86837	0,81476	5,97525	0,00000
R-squared	0,09473	Mean dependent var		-0,06673
Adjusted R-squared	0,09213	S.D. dependent var		0,85980
S.E. of regression	0,81924	Akaike info criterion		2,07269
Sum squared resid	466,45060	Schwarz criterion		2,11830
Log likelihood	-716,36730	Hannan-Quinn criter.		2,09032
Durbin-Watson stat	1,92093			

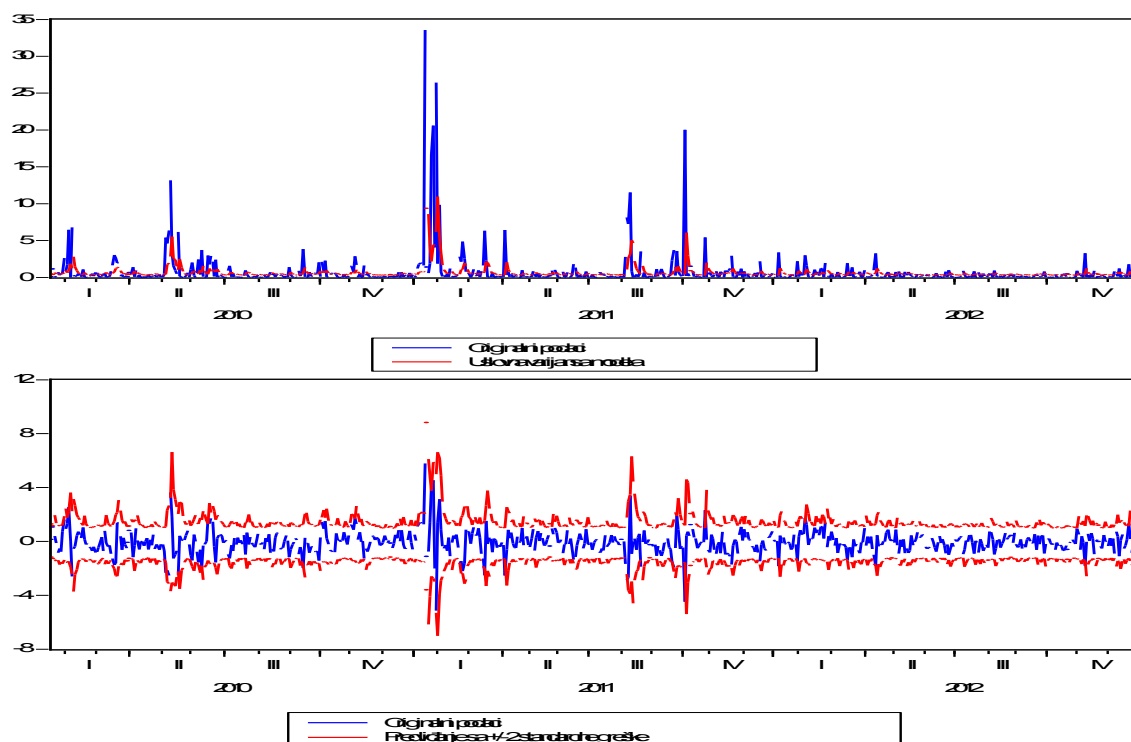
(извор: рад аутора)

Сви параметри модела су статистички значајни. Испитивањем постојања календарских ефеката у серији установљено је да календарски ефекат нема статистички значај (p вредност коефицијента календарског викенд ефекта износи 0,0616). Добијени модел указује на следеће закључке:

- Серија приноса испитиваног индекса не показује назнаке календарских ефеката;
- Принос из текућег периода корелисан је са белим шумом (0,27468) из претходног периода;
- Статистички значајан и релативно висок δ коефицијент (0,47517) указује на постојање значајне премије ризика;
- Статистички значајан ARCH коефицијент (0,29932) указује на утицај информација из претходног периода на волатилност приноса у посматраном периоду;

- Статистички значајан GARCH коефицијент (0,43853) указује на утицај волатилности из претходног периода на волатилност у текућем периоду, при чему је овај утицај слабији него код претходне две серије;
- Збир ARCH и GARCH коефицијената указује на кратку меморију посматраног модела.

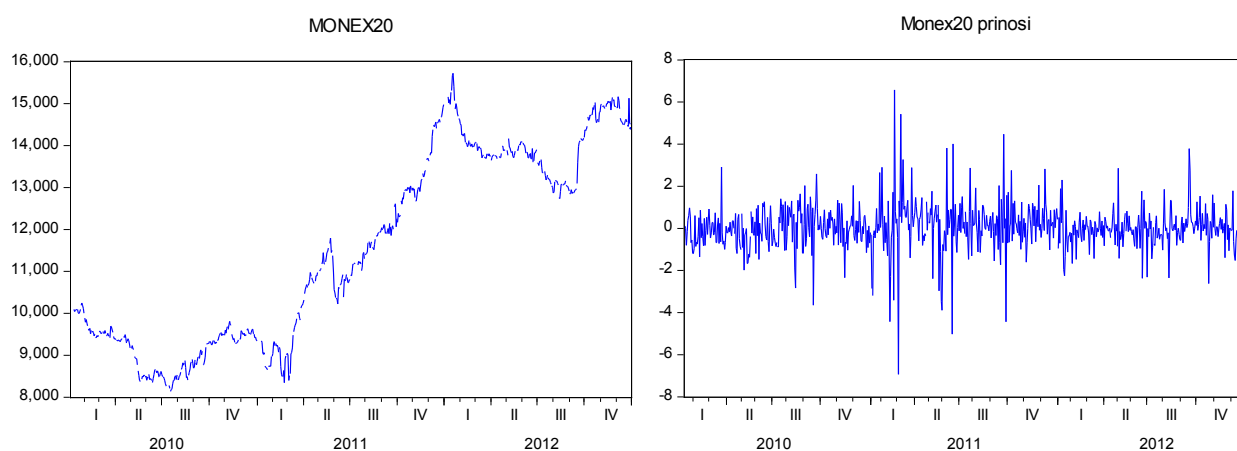
Статистички значај свих коефицијената и вредности информационих критеријума указује на адекватност наведеног модела. Наведени закључак потврђују и Q статистике Љунг-Боксових тестова серијске корелације резидуала и квадрата резидуала (за тест аутокорелације р-вредности Q статистика Љунг-Боксовог теста износе: $Q_{10}=0,161$, $Q_{15}=0,141$ и $Q_{20}=0,220$; за тест хетероскедастичности: $Q_{10}=0,989$, $Q_{15}=0,135$ и $Q_{20}=0,382$). Приказ кретања квадрата приноса наспрам условне варијансе ARMA(0,1)-GARCH-M(1,1) модела са Студентовом расподелом, као и приноса индекса наспрам предвиђања модела могу се видети на Слици 4.13.



Слика 4.13. а) Кретање квадрата приноса индекса МВИ10 и условне варијансе модела; б) Кретање приноса индекса МВИ10 и предвиђања модела у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године (извор: рад аутора).

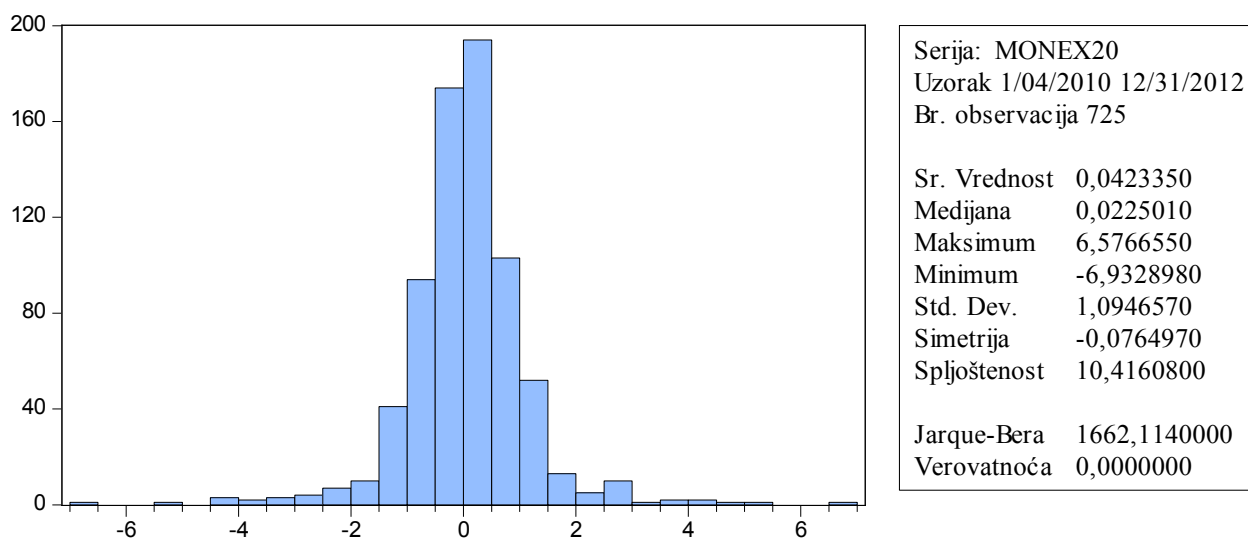
4.2.4. Анализа и моделовање MONEX20 индекса

Званични индекс Монтенегро берзе, финансијског тржишта хартија од вредности Црне Горе, је Индекс Монетенегроберзе (MONEX20). MONEX20 је индекс чију тржишну капитализацију чине редовне акције двадесет емитената, које се налазе у слободном промету. У питању је ценовни индекс који се не прилагођава за исплаћене дивиденде. Кретање цена и приноса индекса у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године приказано је Сликаом 4.14.



Слика 4.14. Кретање вредности и приноса MONEX20 индекса у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године (извор: www.montenegroberza.com).

Увидом у серију приноса индекса, може се закључити да приноси MONEX20 индекса имају изражену лептокуртичну расподелу, типичну за финансијске временске серије. Студентов t тест прихвата хипотезу о безначајности средње вредности (p вредност теста износи 0,2981). Такође, тест значајности долази до истог закључка када је у питању коефицијент асиметричности (p вредност: 1,599591), док је евидентна значајна разлика између коефицијента спљоштености посматране серије (10,41608) и вредности овог коефицијента код нормалне расподеле (3,0000). Разлика између ових коефицијената потврђена је и тестом значајности (p вредност: 0,0000), на основу чега Жарк_Бераов тест, као и код осталих до сада испитиваних серија, одбацује хипотезу о нормалности расподеле (p вредност: 0,0000). Основне статистике расподеле посматране серије приноса могу се видети на Слици 4.15.



Слика 4.15. Основна статистика серије приноса индекса MONEX20 у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године (извор: рад аутора).

Љунг-Боксов тест приноса и квадрата приноса одбацује хипотезе о непостојању аутокорејације и хетероскедастичности у посматраној серији (p вредности за тест приноса: 0,006012; за тест квадрата приноса: $2,2e-16$). Два од три информациона критеријума, међутим, у избору између свих ARMA модела од модела ARMA(0,0) до ARMA(5,5) сугеришу да је најбољи модел који нема ни ауторегресивне, ни параметре покретних просека (BIC: 3,032996, HQ: 3,029092). Једино AIC информациони критеријум са вредношћу 3,010865 указује на ARMA(5,2) као најбољи. Након тестирања се, међутим, испоставља да се наведени модел урушава, јер се $ar(3)$, $ar(4)$ и $ar(5)$ коефицијенти показују као статистички небитни (њихове p вредности износе: 0,1734, 0,5205, 0,2273), да би искључивањем наведених коефицијената и преостали $ar(1)$, $ar(2)$, $ma(1)$ и $ma(2)$ коефицијенти изгубили статистички значај (p вредности: 0,4201, 0,4831, 0,4263, 0,5701). Закључак је да је за моделовање серије приноса MONEX20 индекса довољан модел за условну варијансу, при чему се адекватност овакве одлуке може проверити тестирањем присуства аутокорејације након моделовања серије. Аутокорејациона функција која указује на постојање хетероскедастичности графички је приказана Сликаом 4.16.



Слика 4.16. Аутокорелациона функција квадрата приноса MONEX20 индекса (извор: рад аутора).

Код моделовања условне варијансе, услове ненегативности параметара не испуњавају GARCH, TGARCH и GARCH-M са нормалном расподелом изабрани по AIC, као ни GARCH-M са Студентовом и GED расподелом изабрани по Шварцовом информационом критеријуму. Такође, TGARCH модели са Студентовом расподелом изабрани по BIC и HQ информационом критеријумима не испуњавају услов стационарности у коваријанси. Модели који испуњавају све услове параметара приказани су у Табели 4.7.

Табела 4.7. Приказ модела волатилности приноса индекса MONEX у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године.

Модел	AIC	BIC	HQ	AIC ранг	BIC ранг	HQ ранг	Стат. безначајни коэф.ц.	премија ризика	левериџ ефекат
egarch_23_tdist	2,64676	2,70387	2,66881	1	1	1	-	-	1
garch_12_tdist	2,67974	2,71782	2,69444	2	4	2	-	-	-
garch_11_tdist	2,68219	2,71392	2,69444	5	2	3	-	-	-
garchm_11_tdist	2,68074	2,71882	2,69544	4	5	4	δ	0	-
garch_12_ged	2,68262	2,72070	2,69732	6	6	5	-	-	-
tgarch_12_tdist	2,68035	2,72477	2,69750	3	8	6	$\alpha(1), \beta(1), \gamma$	-	0
garch_11_ged	2,68547	2,71720	2,69772	9	3	7	-	-	-
garchm_11_ged	2,68469	2,72277	2,69939	7	7	8	δ	0	-
egarch_12_ged	2,68474	2,72916	2,70188	8	10	9	$\beta(1), \gamma$	-	0
tgarch_11_ged	2,68729	2,72537	2,70199	10	9	10	γ	-	0
egarch_23_norm	2,78431	2,83508	2,80391	12	11	11	-	-	1
egarch_33_norm	2,78216	2,83928	2,80421	11	12	12	$\alpha(3)$	-	1
garch_12_norm	2,85622	2,88795	2,86847	13	13	13	$\beta(1)$	-	-
garchm_12_norm	2,85694	2,89502	2,87164	14	14	14	$\beta(1), \delta$	0	-
tgarch_12_norm	2,85785	2,89593	2,87255	15	15	15	$\beta(1), \gamma$	-	0

(извор: рад аутора)

Ниједан од три GARCH-M модела не проналази статистички значајан коефицијент који би указао на постојање премије ризика (p вредности: 0,15849, 0,06452 и 0,23914). Процена присуства левериџ ефекта у овој серији далеко је сложенија, пошто одабрани асиметрични модели дају опречне резултате. Од четири испитивана EGARCH модела, једино EGARCH(1,2) са GED расподелом не проналази статистички значајно присуство овог ефекта. При томе, адекватност овог модела доводи се у питање, пошто ни β_1 коефицијент није статистички значајан. Са друге стране, ниједан испитивани TGARCH модел не указује на статистички значајно постојање левериџ ефекта, при чему TGARCH(1,2) са нормалном дистрибуцијом нема статистички значајан β_1 коефицијент, док се код истог модела са GED расподелом овај проблем јавља и код α_1 коефицијента. Од наведених асиметричних модела који не проналазе статистички значајан левериџ ефекат једино TGARCH(1,1) са GED и EGARCH(2,3) са Студентовом дистрибуцијом у потпуности одговарају испитиваној временској серији, при чему је EGARCH најбоље рангиран модел посматрано по сва три информациона критеријума, док TGARCH заузима девето по BIC, односно десето место по AIC и HQ информационим критеријумима (AIC, BIC, HQ за TGARCH: 2,68729, 2,72537, 2,70199; AIC, BIC, HQ за EGARCH: 2,64676, 2,70387, 2,66881). Детаљније информације о изабраном моделу могу се сагледати из Табеле 4.8.

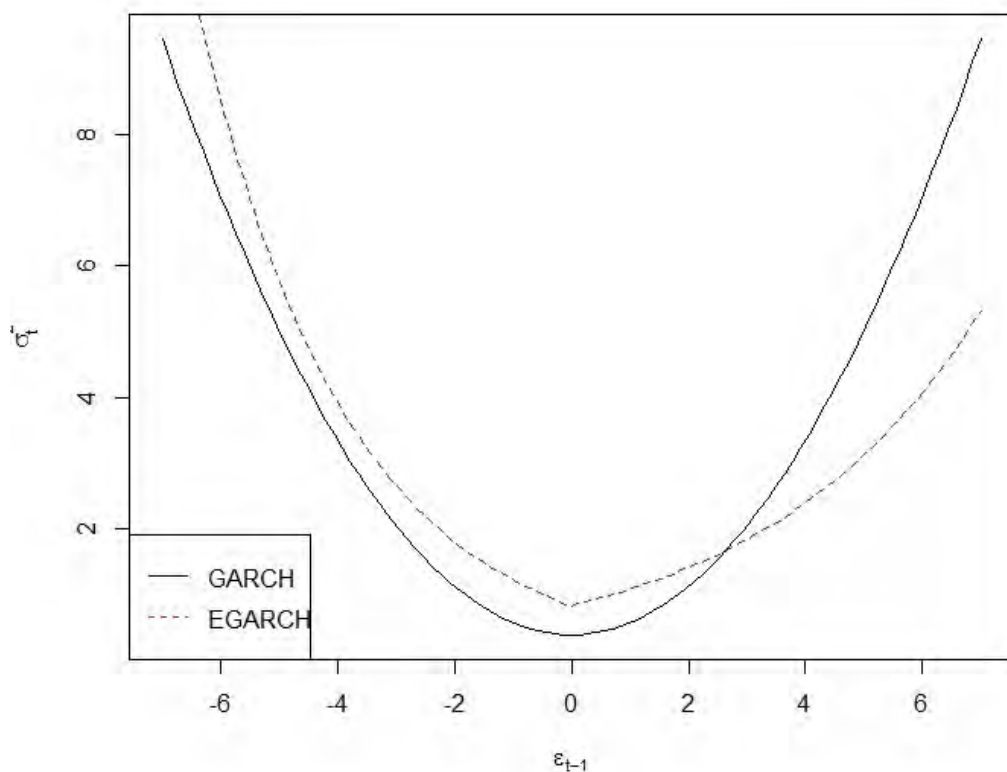
Табела 4.8. Приказ EGARCH(2,3) модела са Студентовом расподелом за моделовање MONEX20 индекса.

Monex20 ARMA(0,0)-EGARCH(2,3) t дист				
Променљива	Коефицијент	Станд. Грешка	z-Статист.	Вероватноћа
μ	0,05498	0,01238	4,44051	0,00000
	Једначина варијансе			
ω	-0,48708	0,09191	-5,29939	0,00000
α_1	0,33253	0,05297	6,27810	0,00000
α_2	0,31235	0,05063	6,16963	0,00000
β_1	-0,91545	0,02151	-42,55858	0,00000
β_2	0,75053	0,04588	16,35994	0,00000
β_3	0,87986	0,02989	29,43308	0,00000
γ	-0,03166	0,00752	-4,21277	0,00000
T-DIST. DOF	3,97632	0,61749	6,43954	0,00000
R-squared	-0,00027	Mean dependent var		0,04267
Adjusted R-squared	-0,00027	S.D. dependent var		1,09669
S.E. of regression	1,09684	Akaike info criterion		2,64676
Sum squared resid	867,40730	Schwarz criterion		2,70387
Log likelihood	-946,47960	Hannan-Quinn criter.		2,66881
Durbin-Watson stat	2,01020			

(извор: рад аутора)

Као што је већ назначено, сви коефицијенти модела имају статистички значај, док модел указује на следеће карактеристике посматране серије:

- Испитивани календарски ефекти нису својствени посматраној серији приноса;
- Статистички значајан и негативан γ коефицијент (-0,03166) указује да су позитивни шокови узрок већих условних варијанси у наредним периодима у односу на негативне шокове. Графички приказ криве утицаја вести може се видети на Слици 4.17;

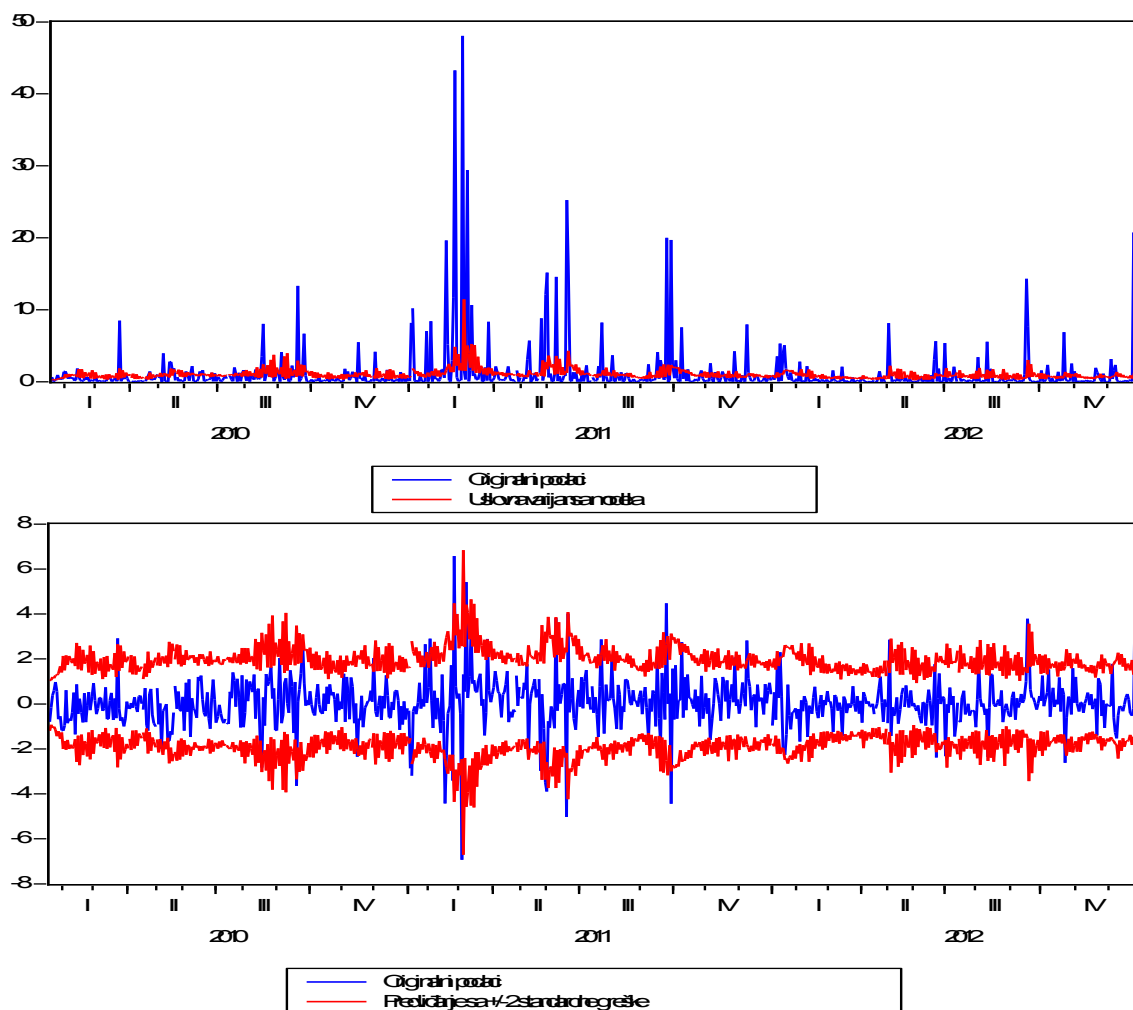


Слика 4.17. Крива утицаја вести за приносе MONEX индекса моделираног GARCH и EGARCH моделима са t расподелом (извор: рад аутора).

- Статистички значајни ARCH коефицијенти (0,33253 и 0,31235) указују на изражен утицај информација из претходна два периода на волатилност приноса у текућем периоду;
- Статистички значајни GARCH коефицијенти (-0,91545, 0,75053 и 0,87986) указују на такође значајне утицаје волатилности из претходних периода на волатилност у текућем периоду.

Тестирање резидуала испитаног модела приказује одсуство аутокорелације (p -вредности Q статистика Љунг-Боксовог теста износе: $Q_{10}=0,322$, $Q_{15}=0,255$ и $Q_{20}=0,249$), што имплицира да је серијска корелација из приноса успешно „ухваћена“ без коришћења ARMA модела. Такође, одсуство хетероскедастичности у серији резидуала (p -вредности Q статистика Љунг-Боксовог теста износе: $Q_{10}=0,574$, $Q_{15}=0,514$ и $Q_{20}=0,582$) потврђује

адекватност коришћеног EGARCH модела за моделовање кретања условне варијансе. Графички прикази коришћеног модела могу се видети на Слици 4.18.

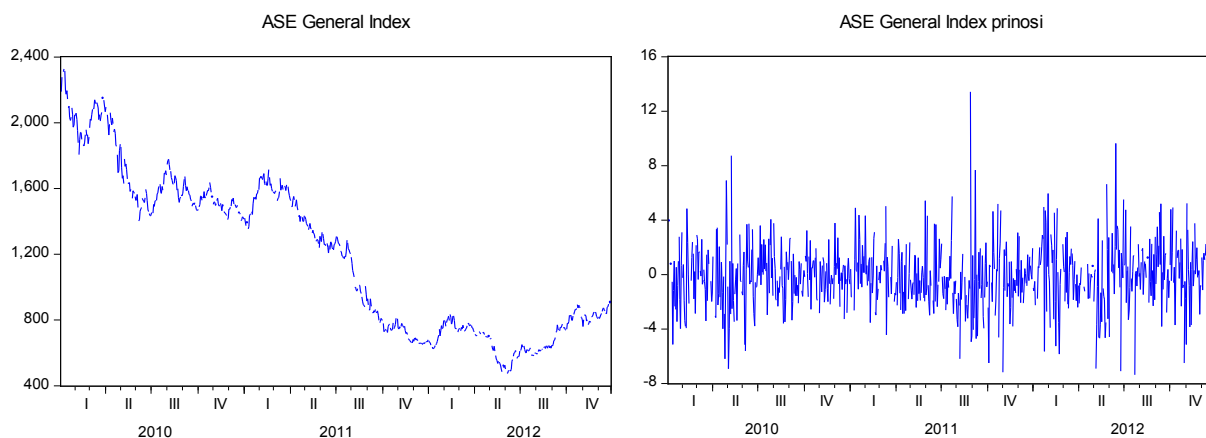


Слика 4.18. а) Кретање квадрата приноса индекса MONEX20 и условне варијансе модела; б) Кретање приноса индекса MONEX20 и предвиђања модела у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године (извор: рад аутора).

4.3. Анализа финансијских тржишта земаља чланица Европске уније

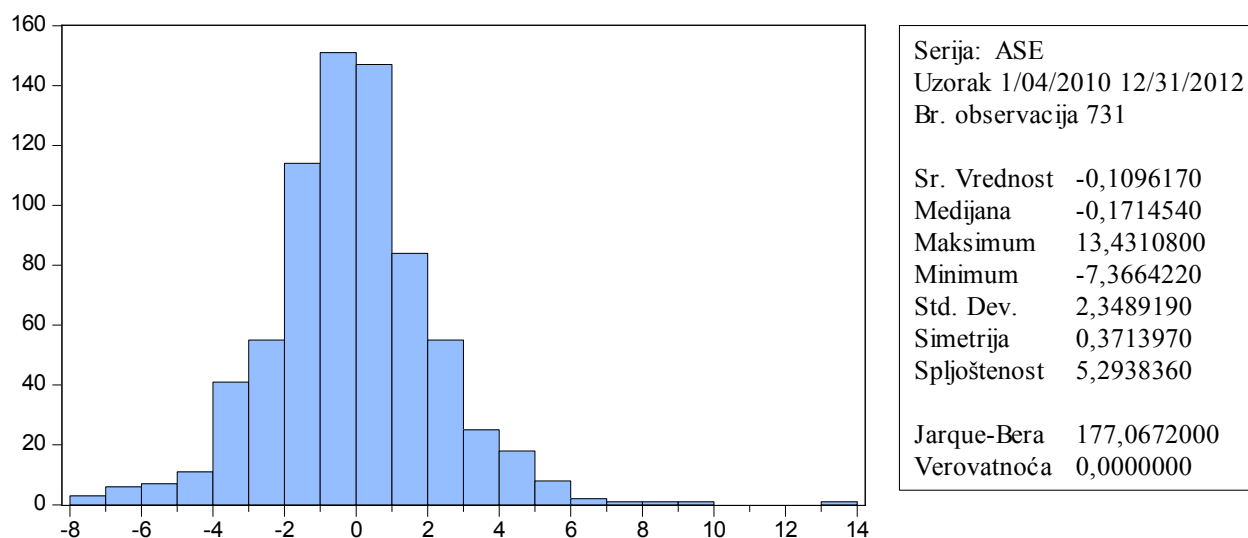
4.3.1. Анализа и моделовање ASE General индекса

Репрезент кретања тржишта хартија од вредности Грчке је „Athens Stock Exchange General Index“ (ASE). У питању је индекс пондерисан капитализацијом акција котираних на Атинској берзи. Кретање вредности и логаритамских приноса овог индекса у периоду од 1. јануара 2010. до 01. јануара 2013. године може се видети на Слици 4.19.



Слика 4.19. Кретање вредности и приноса ASE *General* индекса у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године (извор: www.ase.gr).

Испитивањем основних статистика посматране финансијске серије, може се уочити лептокуртична расподела (p вредност теста да ли је $k=3$ износи 0), при чему је коефицијент спљоштености (5,293836) нижи од коефицијената до сада испитиваних серија. Средња вредност приноса индекса у посматраном периоду није статистички значајно различита од нуле (p вредност теста: 0,2074). Са друге стране, тест коефицијента асиметрије указује на статистички значајну позитивну асиметрију дистрибуције приноса посматране серије (p вредност теста: $2,462014e-05$). Приказани резултати указују на одступање расподеле приноса ASE индекса од нормалне дистрибуције, што потврђују и резултати Жарк-Бераовог теста нормалности (вредност теста износи 177,0672, уз p вредност 0). Неке од наведених вредности основних статистика могу се видети на Слици 4.20.



Слика 4.20. Основна статистика серије приноса индекса ASE *General* у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године (извор: рад аутора).

Анализа серија приноса индекса земаља кандидата за улазак у Европску унију показала је да је код сваке испитиване временске серије постојала назнака аутокорејације. Када је у питању серија приноса ASE индекса, аутокорејациона функција и Љунг-Боксов тест не указују на постојање серијске корелације (p -вредности Q статистика Љунг-Боксовог теста износе: $Q_{10}=0,570$, $Q_{15}=0,508$ и $Q_{20}=0,710$). Са друге стране, тест аутокорејације спроведен на квадратима приноса недвосмислено одбацује хипотезу о одсуству хетероскедастичности (p -вредности Q статистика Љунг-Боксовог теста износе: $Q_{10}=5,914e-08$, $Q_{15}=2,023e-08$ и $Q_{20}=1,378e-07$), као што је приказано на Слици 4.21. Добијени резултати сугеришу на коришћење GARCH модела за моделовање условне варијансе, док нема потребе за коришћењем ARMA модела. Излишност ARMA модела потврђују и BIC и HQ информациона критеријуми (најбољи модел по овим критеријумима је управо ARMA(0,0), са вредностима 4,549463 и 4,545582).



Слика 4.21. Аутокорелациона функција квадрата приноса ASE *General* индекса (извор: рад аутора).

За потребе моделовања условне варијансе, на основу Акаикеовог информационог критеријума изабрани су EGARCH(2,3) са нормалном расподелом, EGARCH(3,3) са Студентовом и EGARCH(3,2) са GED расподелом. Такође, задовољавајући је и GARCH-M(1,1) модел са Студентовом расподелом, док су остали модели одбачени због неиспуњавања услова ненегативности параметара. Када је реч о моделима изабраним Шварцовим информационим критеријумом, услов задовољавају сви модели из Прилога 1, осим GARCH, TGARCH и GARCH-M модела са нормалном расподелом. Избор модела помоћу HQ информационог критеријума такође указује на наведене моделе као незадовољавајуће, при чему треба још одбацити и TGARCH и GARCH-M са GED расподелом. Спецификације модела који задовољавају све постављене критеријуме параметара могу се видети у Табели 4.9.

Табела 4.9. Приказ модела волатилности приноса индекса ASE у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године.

Модел	AIC	BIC	HQ	AIC ранг	BIC ранг	HQ ранг	Стат. безначајни коэф.ц.	премија ризика	левериц ефекат
egarch_33_tdist	4,42541	4,48846	4,44974	1	2	1	-	-	1
garch_11_tdist	4,45024	4,48177	4,46240	2	1	2	-	-	-
garchm_11_tdist	4,45195	4,48979	4,46655	5	4	3	δ	0	-
tgarch_11_tdist	4,45270	4,49053	4,46730	6	5	4	γ	-	0
garch_11_ged	4,45702	4,48854	4,46918	7	3	5	-	-	-
egarch_22_ged	4,45140	4,50184	4,47086	4	9	6	$\beta(1)$	-	1
egarch_32_ged	4,45091	4,50766	4,47281	3	10	7	$\alpha(1), \alpha(3)$	-	1
tgarch_11_ged	4,45851	4,49634	4,47310	8	6	8	γ	-	0
garchm_11_ged	4,45931	4,49715	4,47391	9	7	9	δ	0	-
egarch_11_ged	4,46101	4,49884	4,47561	10	8	10	γ	-	0
egarch_23_norm	4,48491	4,53535	4,50437	11	12	11	-	-	1
egarch_12_norm	4,48992	4,52775	4,50452	12	11	12	γ	-	0

(извор: рад аутора)

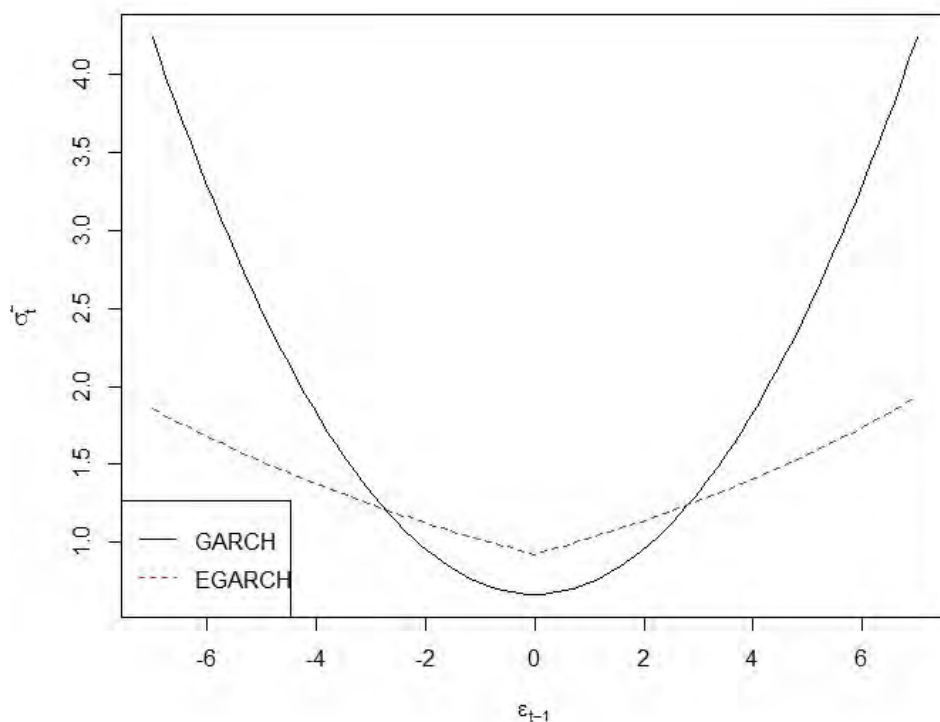
Из Табеле 4.9. се може видети да оба предложена GARCH-M модела не проналазе статистички значајну премију ризика. Испитивање постојања левериц ефекта доста је сложеније, с обзиром на то да од осам испитаних асиметричних модела четири не указују на статистички значајно постојање овог ефекта (EGARCH(1,1) са GED расподелом, EGARCH(1,2) са нормалном расподелом, као и TGARCH(1,1) са Студентовом и GED расподелом), док преостала четири модела указују на значајну асиметричност утицаја добрих и лоших информација на будућу волатилност (EGARCH(2,2) и EGARCH(3,2) са GED расподелом, EGARCH(2,3) са нормалном расподелом и EGARCH(3,3) са Студентовом расподелом). Најбоље рангирани модели су EGARCH(3,3) (најбоље рангирани по AIC и HQ критеријумима, и другорангирани по BIC) и GARCH(1,1) (најбоље рангирани по BIC и другорангирани по AIC и HQ критеријумима) са Студентовом расподелом. EGARCH(3,3) представља проширени GARCH(1,1) модел, при чему су сви параметри овог модела статистички значајни, што указује на оптималност овог модела. Спецификације EGARCH(3,3) модела могу се видети у Табели 4.10.

Табела 4.10. Приказ EGARCH(3,3) модела са Студентовом расподелом за моделовање ASE индекса.

ASE ARMA(0,0)-EGARCH(3,3) t дист, календарски ефекти				
Променљива	Коефицијент	Станд. Грешка	z-Статист.	Вероватноћа
Викенд ефекат	-0,46145	0,09012	-5,12018	0,00000
	Једначина	варијансе		
ω	-0,11944	0,11677	-1,02293	0,30630
α_1	0,23074	0,06204	3,71910	0,00020
α_2	0,10204	0,02596	3,93113	0,00010
α_3	0,16422	0,06046	2,71625	0,00660
γ	-0,02916	0,01079	-2,70314	0,00690
β_1	0,55284	0,03546	15,59137	0,00000
β_2	-0,65578	0,01482	-44,26117	0,00000
β_3	0,92410	0,03499	26,40756	0,00000
T-DIST. DOF	10,23847	3,87497	2,64220	0,00820
R-squared	0,00024	Mean dependent var		-0,11578
Adjusted R-squared	0,00024	S.D. dependent var		2,34870
S.E. of regression	2,34842	Akaike info criterion		4,42001
Sum squared resid	4009,44400	Schwarz criterion		4,48307
Log likelihood	-1598,88500	Hannan-Quinn criter.		4,44434
Durbin-Watson stat	1,94637			

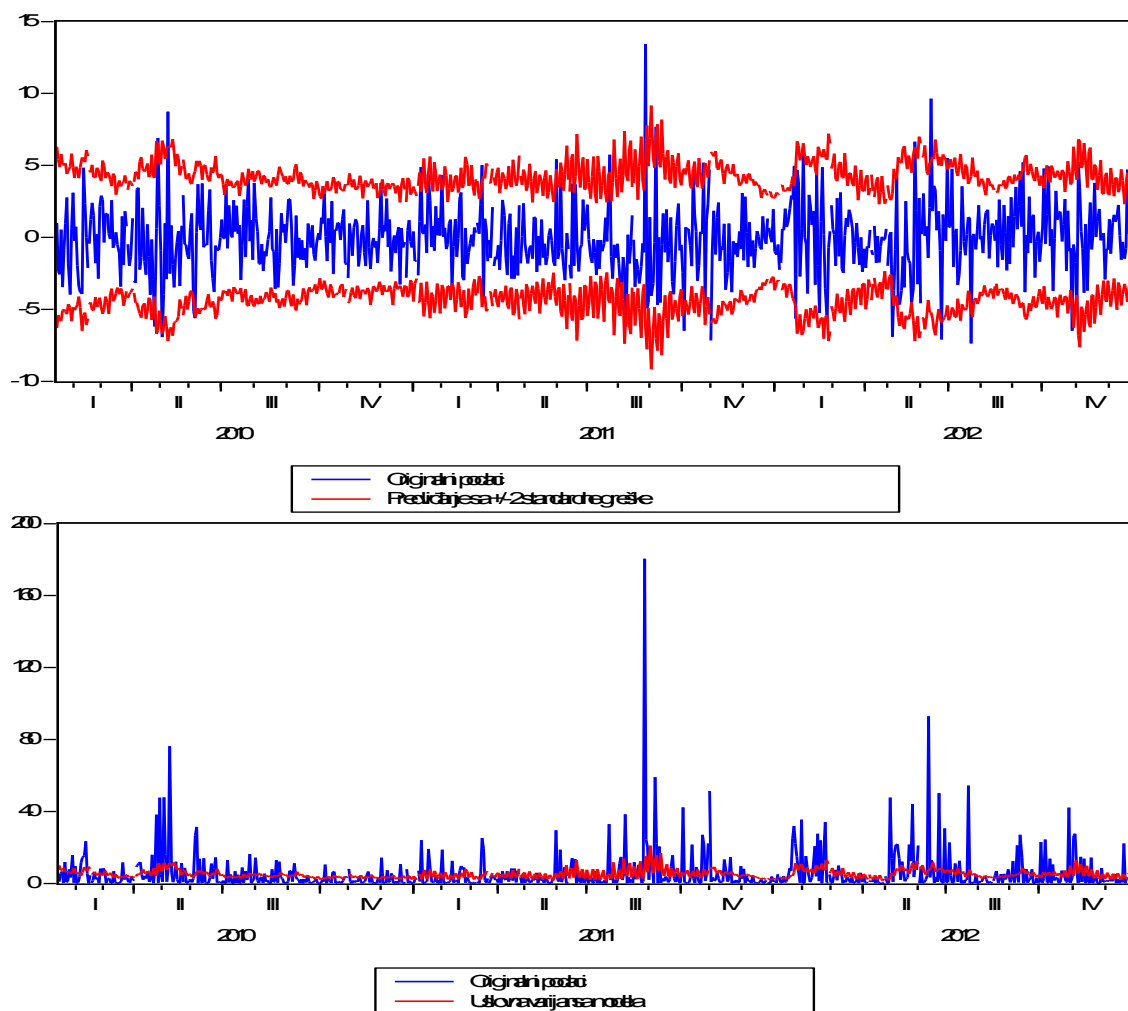
(извор: рад аутора)

- Посматрана серија приноса има изражен негативан викенд ефекат (-0,46145);
- Статистички значајан и негативан γ коефицијент (-0,02916) указује на постојање статистички значајне асиметричности у реакцији волатилности на позитивне и негативне вести. Економски значај асиметрије није изразито велики, што се може уочити на Слици 4.22.
- Статистички значајни ARCH коефицијенти (0,23074, 0,10204 и 0,16422) указују на изражен утицај информација из претходна три периода на волатилност приноса у текућем периоду.
- Статистички значајни GARCH коефицијенти (0,55284, -0,65578 и 0,92410) указују на значајне утицаје волатилности из претходна три периода на волатилност у текућем периоду, при чему највећи утицај има волатилност са заостатком три.



Слика 4.22. Крива утицаја вести за приносе ASE индекса моделираног GARCH и EGARCH моделима са t расподелом (извор: рад аутора).

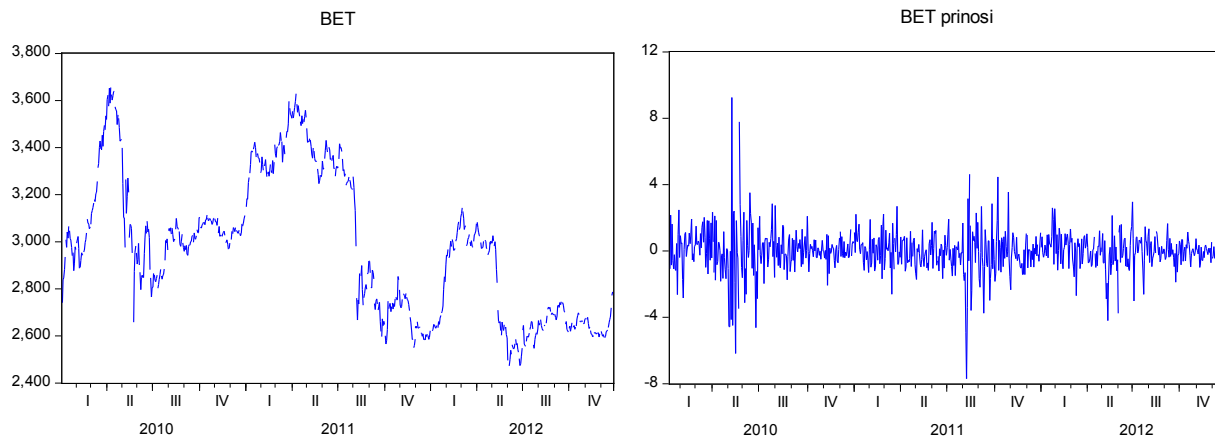
Информациони критеријуми EGARCH(3,3) модела са Студентовом расподелом нижи су након укључивања параметра за испитивање викенд ефекта (AIC, BIC, HQ: 4,42001, 4,48307, 4,44434), што додатно потврђује адекватност модела. На основу Љунг-Боксове статистике резидуала (p-вредности Q статистика Љунг-Боксовог теста износе: $Q_{10}=0,535$, $Q_{15}=0,359$ и $Q_{20}=0,499$) и квадрата резидуала модела (p-вредности Q статистика Љунг-Боксовог теста износе: $Q_{10}=0,714$, $Q_{15}=0,356$ и $Q_{20}=0,496$), може се видети да у резидуалима не постоји статистички значајна серијска корелација, нити хетероскедастичност. Графички приказ моделованих и оригиналних података може се видети на Слици 4.23.



Слика 4.23. а) Кретање квадрата приноса индекса ASE и условне варијансе модела; б) Кретање приноса индекса ASE и предвиђања модела у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године (извор: рад аутора).

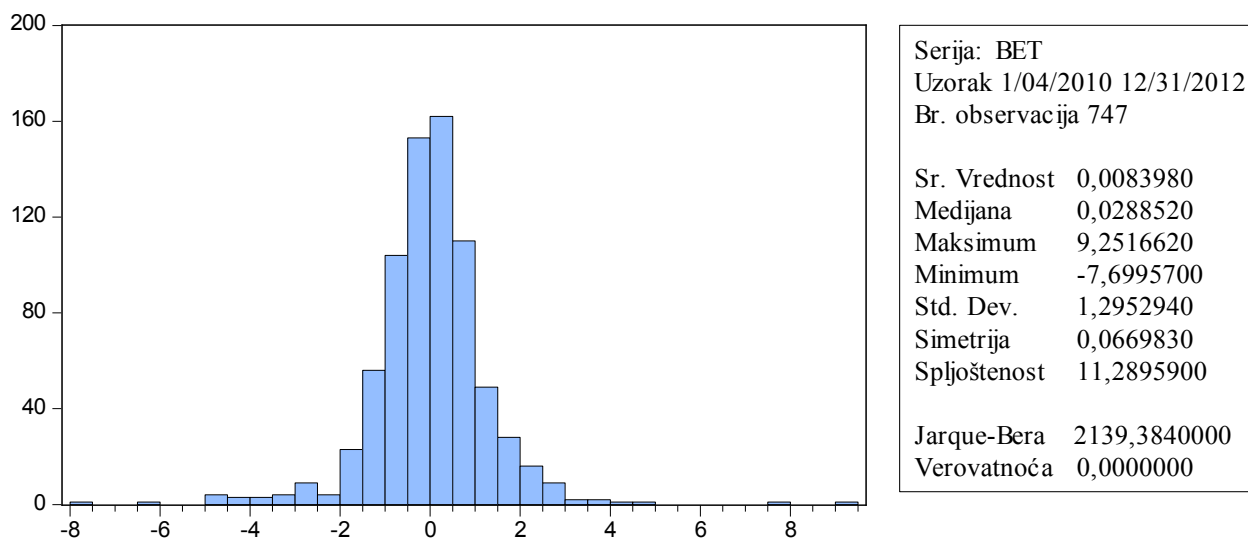
4.3.2. Анализа и моделовање ВЕТ индекса

Финансијско тржиште хартија од вредности Румуније представљено је ВЕТ индексом, који се добија пондерисањем капитализације десет најликвиднијих акција из слободног промета на Букурештанској берзи. Кретање вредности и приноса ВЕТ индекса представљено је Сlikом 4.24.



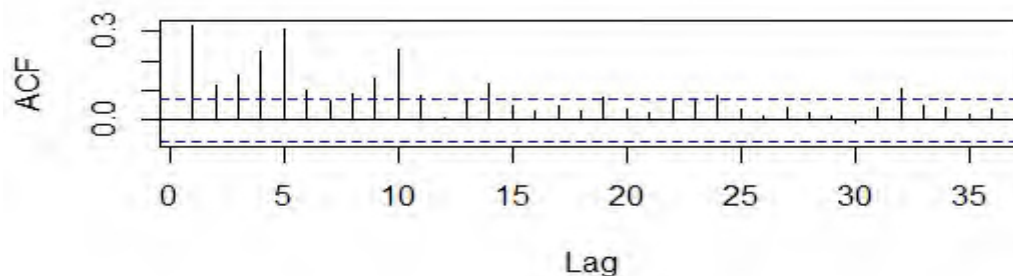
Слика 4.24. Кретање вредности и приноса ВЕТ индекса у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године (извор: www.bvb.ro).

Серија приноса ВЕТ индекса показује особине карактеристичне за финансијске серије, када је у питању основна статистика. Средња вредност серије износи $-0,004072$ и није статистички значајна (p вредност теста значајности износи: $0,8594$). Коефицијент симетричности је позитиван ($0,056798$), али такође није статистички значајан (p вредност: $0,454826$), што указује на то да је расподела посматране серије симетрична. Са друге стране, расподела приноса ВЕТ индекса је изражено лептокуртична (може се запазити на основу коефицијента спљоштености, чија вредност износи $11,54556$), што представља уобичајену карактеристику финансијских серија. Основна статистика ВЕТ индекса може се сагледати на Слици 4.25.



Слика 4.25. Основна статистика серије приноса индекса ВЕТ у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године (извор: рад аутора).

Испитивање и моделовање аутокорељације код приноса ВЕТ индекса показало се као сложен процес. Аутокорељациона функција показује да постоји статистички значајна серијска корелација на десетом и деветнаестом заостатку. Одабиром најбољег ауторегресивног модела покретних просека применом Акаикеовог критеријума, може се закључити да је оптималан $ARMA(5,4)$ модел. Међутим, испитивањем се може уочити да ниједан од параметара модела није статистички значајан, на основу чега се $ARMA(5,4)$ не може прихватити. Шварцов и HQ информациони критеријуми показују да $ARMA$ модел није потребан. Такође, квадрати резидуала указују на постојање хетероскедастичности, што се може видети на Слици 4.26.



Слика 4.26. Аутокорељациона функција квадрата приноса ВЕТ индекса (извор: рад аутора).

Присуство хетероскедастичности указује на потребу примене GARCH модела. Применом Акаикеовог и HQ информационих критеријума, једино параметри EGARCH(2,1) и EGARCH(2,2) са нормалном, EGARCH(1,1) и EGARCH(2,2) са GED, и EGARCH(1,1) и EGARCH(3,3) са Студентовом расподелом задовољавају раније наведене услове потребне да би модели били прихватљиви. Од модела изабраних на основу Шварцовог информационог критеријума, нису задовољавајући GARCH(2,1), TGARCH(2,3) и GARCH-M(2,1) са нормалном расподелом. Преглед свих модела који испуњавају потребне услове приказани су Табелом 4.11.

Табела 4.11. Приказ модела волатилности приноса индекса ВЕТ у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године.

Модел	AIC	BIC	HQ	AIC ранг	BIC ранг	HQ ранг	Стат. безначајни коэф.ц.	премија ризика	левериц ефекат
garch_11_tdist	2,92957	2,96056	2,94152	2	1	2	-	-	-
egarch_33_tdist	2,90971	2,97170	2,93361	1	6	1	-	-	1
tgarch_11_tdist	2,93202	2,96922	2,94636	3	3	3	γ	-	0
garchm_11_tdist	2,93224	2,96943	2,94657	4	4	4	δ	0	-
garch_11_ged	2,93759	2,96859	2,94954	6	2	6	-	-	-
egarch_11_tdist	2,93416	2,97135	2,94849	5	5	5	γ	-	0
tgarch_11_ged	2,93941	2,97660	2,95374	7	7	7	γ	-	0
garchm_11_ged	2,94028	2,97747	2,95461	8	8	8	δ	0	-
egarch_11_ged	2,94095	2,97814	2,95528	10	9	9	γ	-	0
egarch_22_ged	2,94051	2,99011	2,95963	9	10	10	γ	-	0
egarch_21_norm	2,97545	3,01264	2,98978	12	12	11	-	-	1
egarch_11_norm	2,97784	3,00883	2,98979	13	11	12	-	-	1
egarch_22_norm	2,97464	3,01804	2,99137	11	13	13	γ	-	0

(извор: рад аутора)

На основу резултата приказаних у Табели 4.11, може се закључити да GARCH-M(1,1) модел није пронашао доказе о постојању статистички значајног ефекта премије ризика. Када је реч о левериц ефекту, примењени модели нису пружили јединствен одговор. GARCH(1,1) са Студентовом расподелом је најбоље рангирани модел по Шварцовом и други најбољи модел по Акаикеовом и HQ информационим критеријумима, али због своје симетричности овај модел не може мерити левериц ефекат. EGARCH(3,3) са Студентовом расподелом представља најбоље рангирани модел по Акаикеовом и HQ информационим критеријумима, при чему вредност γ којефицијента код овог модела износи 0,01282, уз р-вредност 0,00160. За разлику од овог модела, ниједан асиметрични модел међу првих

десет ранжираних по сва три информациона критеријума не указује на статистички значајан γ коефицијент. Из наведених разлога, као оптималан модел изабран је симетрични GARCH(1,1) са Студентовом расподелом. Детаљније спецификације модела могу се видети у Табели 4.12.

Табела 4.12. Приказ GARCH(1,1) модела са Студентовом расподелом за моделовање ВЕТ индекса.

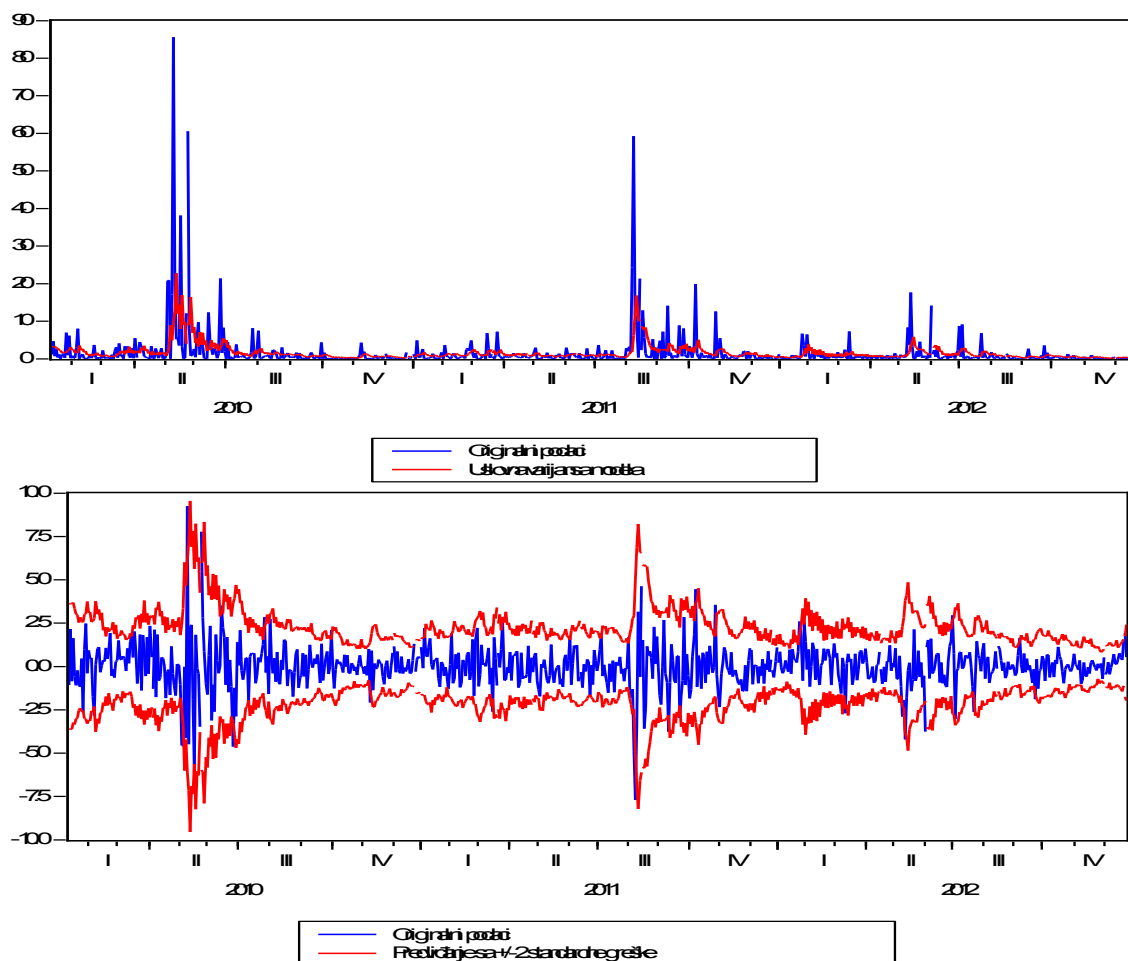
ВЕТ ARMA(0,0)-GARCH(1,1) t дист, календарски ефекти				
Променљива	Коефицијент	Станд. Грешка	z-Статист.	Вероватноћа
μ	0,07383	0,03610	2,04492	0,04090
Викенд ефекат	-0,28848	0,07701	-3,74600	0,00020
	Једначина	варијансе		
ω	0,03878	0,01552	2,49840	0,01250
α_1	0,13595	0,02963	4,58757	0,00000
β_1	0,84128	0,02908	28,92733	0,00000
T-DIST. DOF	5,82987	1,36458	4,27230	0,00000
R-squared	0,00715	Mean dependent var		0,00172
Adjusted R-squared	0,00581	S.D. dependent var		1,29080
S.E. of regression	1,28704	Akaike info criterion		2,91484
Sum squared resid	1229,10600	Schwarz criterion		2,95204
Log likelihood	-1078,32100	Hannan-Quinn criter.		2,92918
Durbin-Watson stat	1,90793			

(извор: рад аутора)

Параметри примењеног модела указују на следеће карактеристике ВЕТ индекса:

- У серији нису пронађени статистички значајни параметри левериџ ефекта;
- Серија има изражен и статистички значајан викенд ефекат;
- ARCH коефицијент (0,13595) указује на статистички значајан утицај информација из претходног периода на волатилност приноса у посматраном периоду;
- Статистички значајан и релативно висок GARCH коефицијент (0,84128) указује на утицај волатилности из претходног периода на волатилност у текућем периоду;
- Сума ARCH и GARCH коефицијената од 0,97723 указује на изражено дугу меморију посматраног модела.

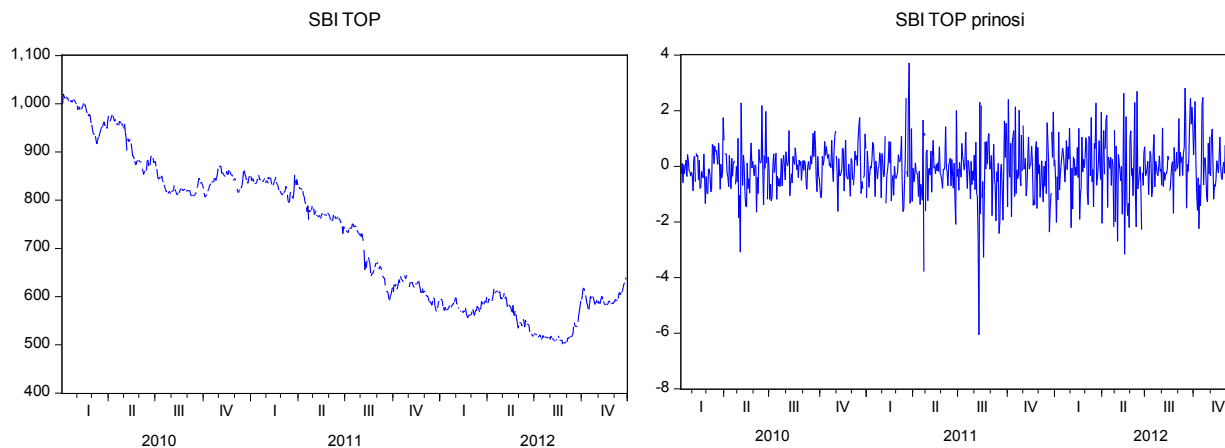
На основу информационих критеријума модела (AIC, BIC, HQ: 2,914841, 2,952035, 2,929178) може се закључити да је увођење параметра за испитивање викенд ефекта оправдано са аспекта оптимизације модела, с обзиром на то да су вредности информационих критеријума пре увођења овог параметра били виши (AIC, BIC, HQ: 2,929570, 2,960565, 2,941517). Статистике Љунг-Боксовог теста серијске корелације (p-вредности Q статистика Љунг-Боксовог теста износе: $Q_{10}=0,074$, $Q_{15}=0,121$ и $Q_{20}=0,317$) и хетероскедастичности (p-вредности Q статистика Љунг-Боксовог теста износе: $Q_{10}=0,757$, $Q_{15}=0,824$ и $Q_{20}=0,876$) потврђују адекватност примењеног модела. Графички прикази коришћеног GARCH(1,1) модела са Студентовом расподелом могу се видети на Слици 4.27.



Слика 4.27. а) Кретање квадрата приноса индекса ВЕТ и условне варијансе модела; б) Кретање приноса индекса ВЕТ и предвиђања модела у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године (извор: рад аутора).

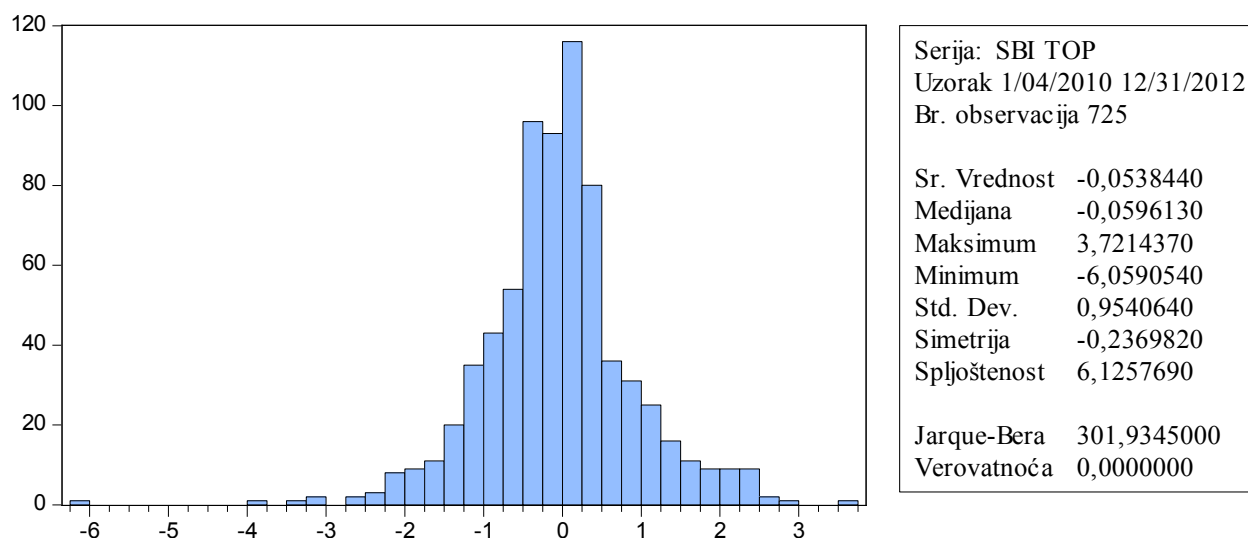
4.3.3. Анализа и моделовање SBI TOP индекса

SBI TOP представља први прави *blue-chip* индекс Љубљанске берзе, који служи за праћење цена најликвиднијих акција на овом тржишту капитала. Вредности индекса и кретање његових логаритамских приноса у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године представљени су Сликаом 4.28.



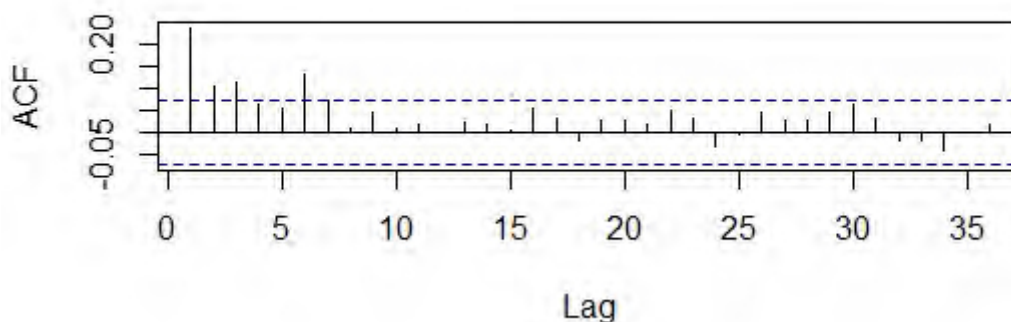
Слика 4.28. Кретање вредности и приноса SBI TOP индекса у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године (извор: www.ljse.si).

Основна статистика серије приноса SBI TOP индекса указује на серију која има лептокуртичну расподелу. Коefицијент спљоштености је, као и код Атинске берзе, далеко мањи од коefицијената спљоштености расподела приноса индекса земаља кандидата за улазак у Европску унију. Иако коefицијент асиметричности има вредност $-0,2369820$, тест значаја овог коefицијента показује да се не може одбацити хипотеза да је посматрана расподела симетрична (p вредност теста износи $1,990813$). Очекивано, Жарк-Бераов тест потврђује да се расподела посматране серије приноса значајно разликује од нормалне расподеле (вредност теста је $301,9345$, уз p вредност 0). Неки од добијених резултата се могу видети на Слици 4.29.



Слика 4.29. Основна статистика серије приноса индекса SBI TOP у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године (извор: рад аутора).

Аутокорелациона функција серије приноса SBI TOP индекса не показује постојање серијске корелације (p-вредности Q статистика Љунг-Боксовог теста износе: $Q_{10}=0,417$, $Q_{15}=0,729$, $Q_{20}=0,410$). Међутим, евидентно је присуство хетероскедастичности у посматраној серији, што се може уочити на Слици 4.30.



Слика 4.30. Аутокорелациона функција квадрата приноса SBI TOP индекса (извор: рад аутора).

P-вредности статистика Љунг-Боксовог теста квадрата приноса износе $Q_{10}=4,28879154412698e-13$, $Q_{15}=4,137201692344661e-11$ и $Q_{20}=4,930751362763886e-10$.

Резултате наведених тестова потврђују и ARMA модели селектовани по Акаикеовом, Шварцовом и HQ информационим критеријумима. Сва три информациона критеријума као оптималан модел препоручују ARMA(0,0) са вредностима AIC, BIC, HQ: 2,744574, 2,750934 и 2,747029.

За потребе моделовања условне хетероскедастичности, избор модела на основу Акаикеовог информационог критеријума веома је сужен због услова ненегативности параметара. Сви модели за које је наведени услов неопходан су одбачени, што је као прихватљиве оставило једино EGARCH моделе. Када је реч о избору модела применом Шварцовог информационог критеријума, одбачени су GARCH, TGARCH и GARCH-M модели са нормалном расподелом. Избор по HQ информационом критеријуму одбацио је GARCH моделе са нормалном и Студентовом расподелом, све TGARCH моделе, као и GARCH-M са нормалном расподелом. Модели који испуњавају све параметарске услове приказани су у Табели 4.13.

Табела 4.13. Приказ модела волатилности приноса индекса SBI TOP у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године.

Модел	AIC	BIC	HQ	AIC ранг	BIC ранг	HQ ранг	Стат. безначајни коэф.ц.	премија ризика	левериџ ефекат
garch_11_ged	2,54276	2,57450	2,55501	2	1	1	-	-	-
garchm_11_ged	2,54211	2,58019	2,55681	1	2	2	δ	0	-
tgarch_11_ged	2,54547	2,58355	2,56017	4	3	3	γ	-	0
egarch_11_ged	2,54573	2,58380	2,56042	5	4	4	γ	-	0
egarch_21_ged	2,54382	2,58825	2,56097	3	6	5	γ	-	0
garch_11_tdist	2,55274	2,58447	2,56499	6	5	6	-	-	-
garchm_11_tdist	2,55431	2,59238	2,56900	8	7	7	δ	0	-
egarch_21_tdist	2,55277	2,59719	2,56992	7	10	8	γ	-	0
tgarch_11_tdist	2,55524	2,59332	2,56994	9	8	9	γ	-	0
egarch_11_tdist	2,55533	2,59340	2,57002	10	9	10	γ	-	0
egarch_21_norm	2,58375	2,62183	2,59845	12	11	11	γ	-	0
egarch_32_norm	2,58373	2,63450	2,60333	11	12	12	$\alpha(3), \gamma$	-	0

(извор: рад аутора)

За потребе тестирања премије ризика коришћени су GARCH-M модели са Студентовом и GED расподелом. Оба модела немају статистички значајан параметар δ , што наводи на закључак о непостојању ефекта премије ризика. У испитивањима су коришћени и TGARCH(1,1), EGARCH(1,1), EGARCH(2,1) и EGARCH(3,2) асиметрични модели у

комбинацији са нормалном, Студентовом и GED расподелом. Ниједан од наведених модела нема статистички значајан γ коефицијент, чиме се може закључити да серија приноса

SBI TOP индекса нема ни левериџ ефекат. На основу наведеног, као најбољи модел одабран је GARCH(1,1), при чему модел са GED расподелом (AIC, BIC, HQ: 2,54276, 2,57450, 2,55501) има боље вредности информационалних критеријума од модела са Студентовом расподелом (AIC, BIC, HQ: 2,55274, 2,58447, 2,56499). Детаљи одабраног модела могу се видети у Табели 4.14.

Табела 4.14. Приказ GARCH(1,1) модела са GED расподелом за моделовање SBI TOP индекса.

SBI TOP ARMA(0,0)-GARCH(1,1) ged дист, календарски ефекти				
Променљива	Коефицијент	Станд. Грешка	z-Статист.	Вероватноћа
Викенд ефекат	-0,20620	0,05720	-3,60487	0,00030
	Једначина варијансе			
ω	0,07391	0,02836	2,60588	0,00920
α_1	0,19443	0,04300	4,52185	0,00000
β_1	0,73588	0,05561	13,23293	0,00000
GED PARAMETER	1,24775	0,09890	12,61687	0,00000
R-squared	0,00577	Mean dependent var		-0,05577
Adjusted R-squared	0,00577	S.D. dependent var		0,95255
S.E. of regression	0,94980	Akaike info criterion		2,53200
Sum squared resid	650,42310	Schwarz criterion		2,56373
Log likelihood	-909,05080	Hannan-Quinn criter.		2,54425
Durbin-Watson stat	1,93399			

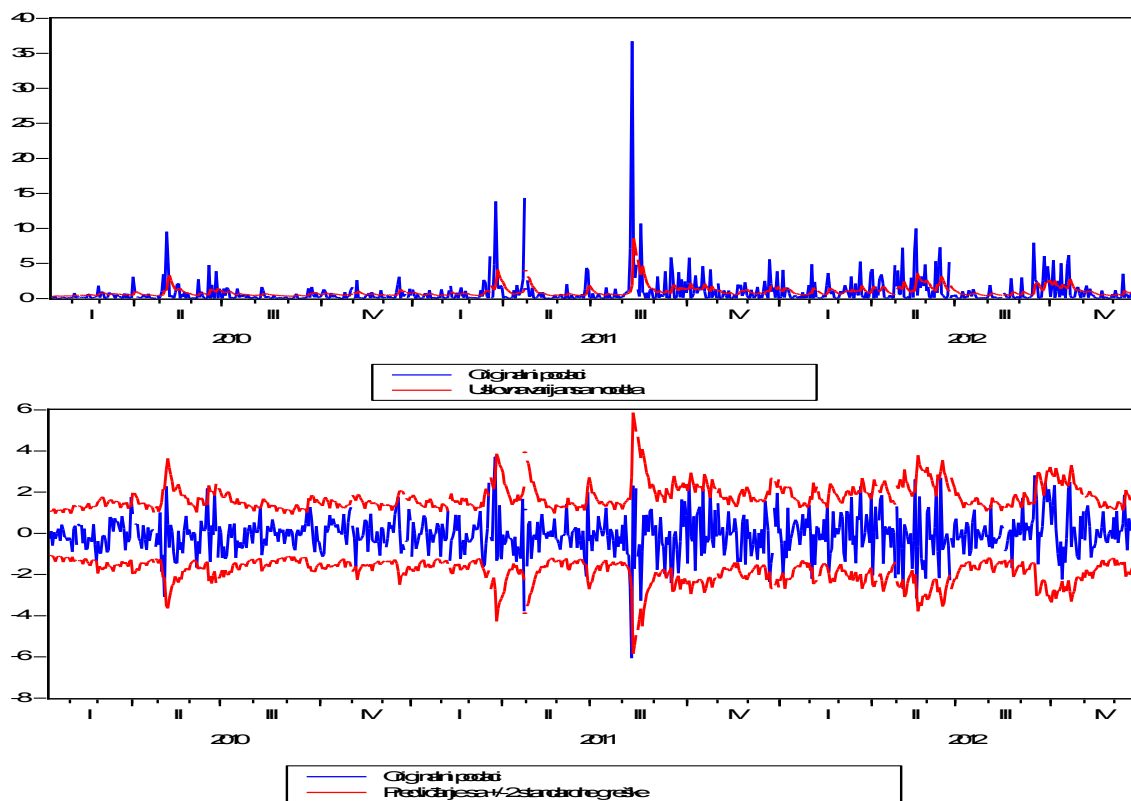
(извор: рад аутора)

На основу спроведене анализе и одабраног модела, могу се извести следећи закључци:

- Посматрана серија има статистички значајан и изражен негативни викенд ефекат;
- У серији нису пронађени докази постојања левериџ ефекта, ни ефекта премије ризика;
- Статистички значајан ARCH коефицијент (0,19443) указује на утицај информација из претходног периода на волатилност приноса у посматраном периоду;

- Статистички значајан и релативно висок GARCH коефицијент (0,73588) указује на утицај волатилности из претходног периода на волатилност у текућем периоду;
- Сума ARCH и GARCH коефицијената од 0,93031 указује на релативно дугу меморију посматраног модела.

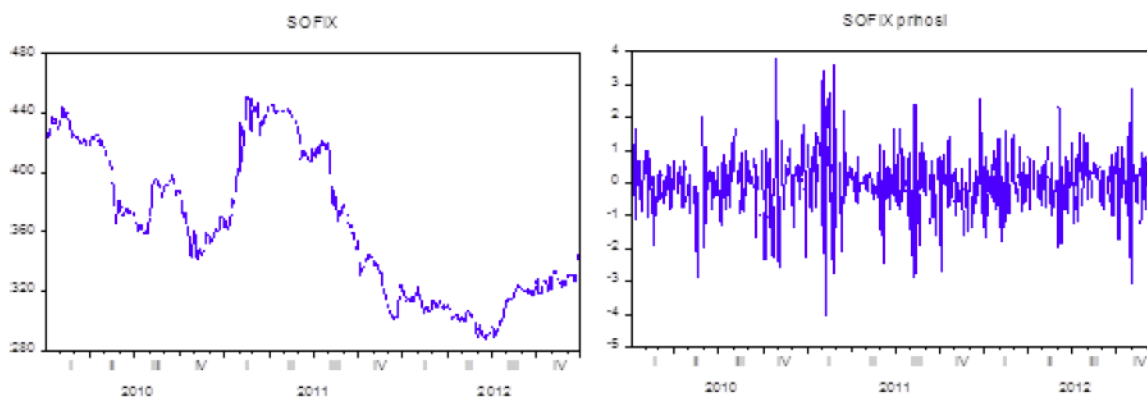
Информациони критеријуми крајњег модела (AIC, BIC, HQ: 2,53200, 2,56373, 2,54425) нижи су у односу на исти модел пре увођења параметра за испитивање викенд ефекта (AIC, BIC, HQ: 2,54276, 2,57450, 2,55501), што додатно потврђује у оправданост овог корака. Статистике Љунг-Боксовог теста серијске корелације (p-вредности Q статистика Љунг-Боксовог теста износе: $Q_{10}=0,302$, $Q_{15}=0,583$ и $Q_{20}=0,370$) и хетероскедастичности (p-вредности Q статистика Љунг-Боксовог теста износе: $Q_{10}=0,757$, $Q_{15}=0,824$ и $Q_{20}=0,876$) показују да не постоји аутокорелација, нити хетероскедастичност у резидуалима модела, што додатно потврђује адекватност модела. Графички прикази коришћеног GARCH(1,1) модела са GED расподелом могу се видети на Слици 4.31.



Слика 4.31. а) Кретање квадрата приноса индекса SBI TOP и условне варијансе модела; б) Кретање приноса индекса SBI TOP и предвиђања модела у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године (извор: рад аутора).

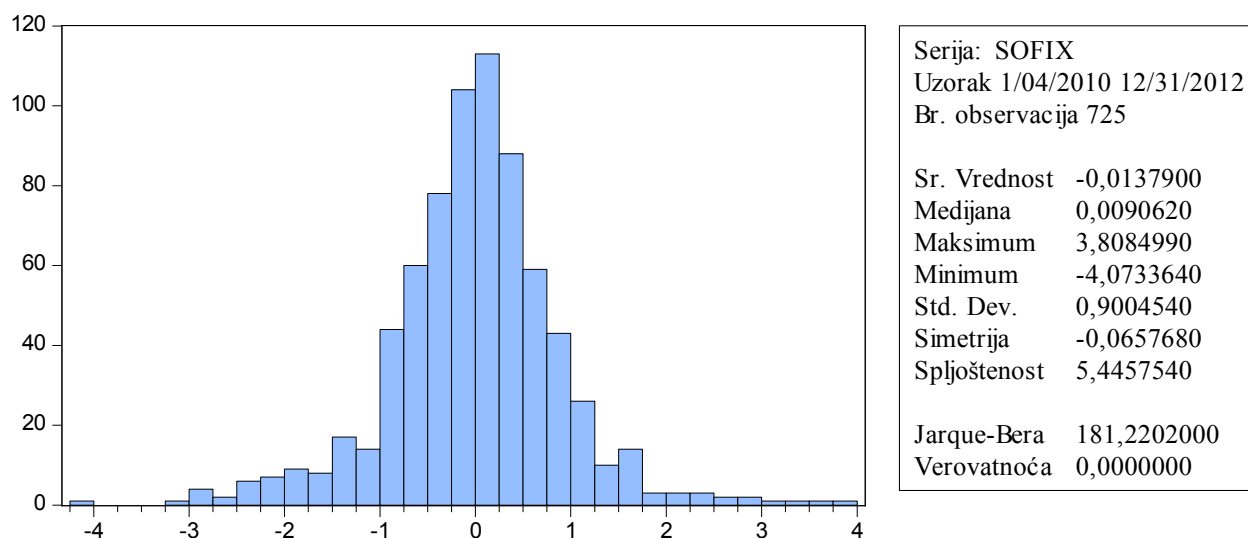
4.3.4. Анализа и моделовање SOFIX индекса

Бугарска берза представљена је индексом SOFIX, који покрива петнаест акција са највећом тржишном вредношћу на овом тржишту капитала. SOFIX представља корпу акција које се налазе у слободном промету, а кретање вредности и приноса овог индекса у периоду од почетка 2010. до краја 2012. године може се сагледати на Слици 4.32.



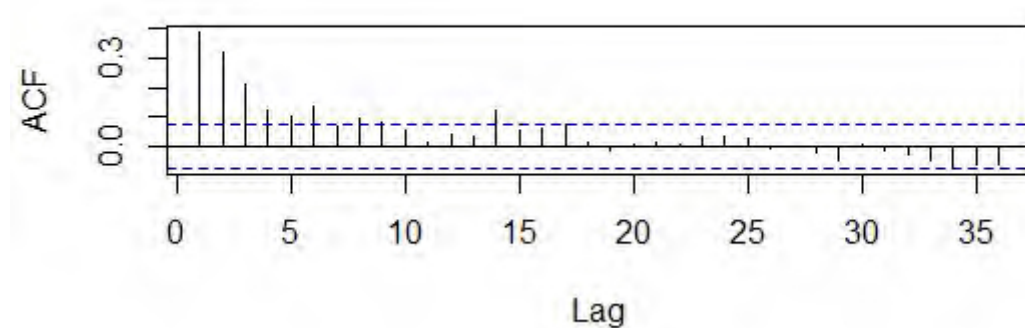
Слика 4.32. Кретање вредности и приноса SOFIX индекса у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године (извор: www.bse-sofia.bg).

Приноси индекса SOFIX, као што је и очекивано за финансијску временску серију, имају лептокуртичну расподелу. Вредност коефицијента спљоштености (5,445754) је веома слична вредностима коефицијената већине испитиваних индекса земаља чланица Европске уније. Тест значаја коефицијента асиметрије показује да овај коефицијент није статистички значајан (p вредност теста: 1,530288). Тест значаја средње вредности такође показује да се средња вредност посматране серије статистички не разликује битно од вредности нула (p вредност теста: 0,6802). Добијени резултати указују на то да расподела приноса индекса SOFIX значајно одступа од нормалне расподеле, што потврђују и резултати Жарк-Бераовог теста нормалности (вредност теста: 181,2202, p вредност: 0). Неки од наведених резултата приказани су на Слици 4.33.



Слика 4.33. Основна статистика серије приноса индекса SOFIX у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године (извор: рад аутора).

Аутокорелациона функција показује могућност благе аутокорелације при заостатку од једног периода. Значај ове серијске корелације информациони критеријуми ARMA модела различито процењују. Акаикеов информациони критеријум предлаже ARMA(2,3) модел. Резидуали овог модела показују да модел успешно „хвата“ уочену благу корелацију у серији. Међутим, параметри овог модела приликом моделовања хетероскедастичности губе статистички значај у комбинацији са GARCH моделима. HQ информациони критеријум најбоље оцењује ARMA(0,1), али се на основу аутокорелационе функције резидуала не могу видети значајна побољшања када је реч о серијској корелацији. Шварцов информациони критеријум сугерише да нема потребе за применом ARMA модела. С обзиром на то да је уочена серијска корелација на првом лагу веома блага и да ARMA модели предложени од стране осталих информационих критеријума нису пружили задовољавајуће решење, може се прихватити закључак добијен применом Шварцовог информационог критеријума, да нема потребе за применом ARMA модела. Са друге стране, аутокорелациона функција квадрата приноса SOFIX индекса јасно указује на појаву хетероскедастичности, и неопходност примене GARCH модела, што се може видети на Слици 4.34.



Слика 4.34. Аутокорелациона функција квадрата приноса SOFIX индекса (извор: рад аутора).

Избор модела условне хетероскедастичности употребом Акаикеовог информационог критеријума, након искључивања модела чији параметри не задовољавају раније дефинисане услове, своди се на EGARCH моделе. Од модела изабраних HQ информационог критеријумом потребно је одбацити GARCH, TGARCH и GARCH-M са нормалном расподелом, као и TGARCH са Студентовом расподелом, док су прихватљиви сви модели селектовани на основу Шварцовог информационог критеријума. Модели чији параметри задовољавају дефинисане услове приказани су у Табели 4.15 и пружају јединствене резултате. Модел GARCH-M(1,1) не показује статистички значајну премију ризика, без обзира на примењену расподелу. Такође, не може се уочити статистички значајан параметар левериџ ефекта ни код једног од испитаних асиметричних модела. На основу добијених резултата, може се закључити да је од испитаних модела најадекватнији симетрични GARCH(1,1) модел, што потврђују и Шварцов и HQ информациони критеријуми, при чему боље резултате показује примена GED расподеле.

Табела 4.15. Приказ модела волатилности приноса индекса SOFIX у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године.

Модел	AIC	BIC	HQ	AIC ранг	BIC ранг	HQ ранг	Стат. безначајни коэф.ц.	премија ризика	левериц ефекат
garch_11_ged	2,37676	2,40849	2,38901	3	1	1	-	-	-
garch_11_tdist	2,37750	2,40923	2,38975	4	2	2	-	-	-
egarch_11_ged	2,37806	2,41614	2,39276	5	3	3	γ	-	0
egarch_11_tdist	2,37838	2,41646	2,39308	6	4	4	γ	-	0
garchm_11_ged	2,37856	2,41664	2,39326	7	5	5	δ	0	-
egarch_13_tdist	2,37468	2,42545	2,39428	2	9	8	γ	-	0
garchm_11_tdist	2,37904	2,41712	2,39374	8	6	6	δ	0	-
egarch_33_ged	2,37215	2,43561	2,39665	1	11	10	$\alpha(2), \gamma$	-	0
tgarch_11_ged	2,37951	2,41759	2,39421	9	7	7	γ	-	0
tgarch_11_tdist	2,38022	2,41829	2,39491	10	8	9	γ	-	0
garch_11_norm	2,40594	2,43133	2,41574	13	10	13	-	-	-
egarch_13_norm	2,39491	2,43933	2,41206	12	14	11	γ	-	0
egarch_33_norm	2,39270	2,44982	2,41475	11	16	12	$\alpha(2), \gamma$	-	0
egarch_11_norm	2,40608	2,43781	2,41833	14	12	14	γ	-	0
garchm_11_norm	2,40746	2,43919	2,41971	15	13	15	δ	0	-
tgarch_11_norm	2,40822	2,43995	2,42047	16	15	16	γ	-	0

(извор: рад аутора)

Може се констатовати да сви испитани модели, као и одабрани GARCH(1,1) модел указују на следеће закључке:

- Испитивани викенд ефекти нису идентификовани у посматраној серији;
- Ниједан од испитаних асиметричних модела не указује на постојање статистички значајних параметара левериц ефекта, ни ефекта премије ризика;
- Статистички значајан и висок ARCH коефицијент (0,29422) указује на изражен утицај информација из претходног периода на волатилност приноса у посматраном периоду;
- Статистички значајан GARCH коефицијент (0,59077) указује на утицај волатилности из претходног периода на волатилност у текућем периоду;
- Сума ARCH и GARCH коефицијената од 0,88499 представља меморију модела, која у овом случају не прелази седам периода.

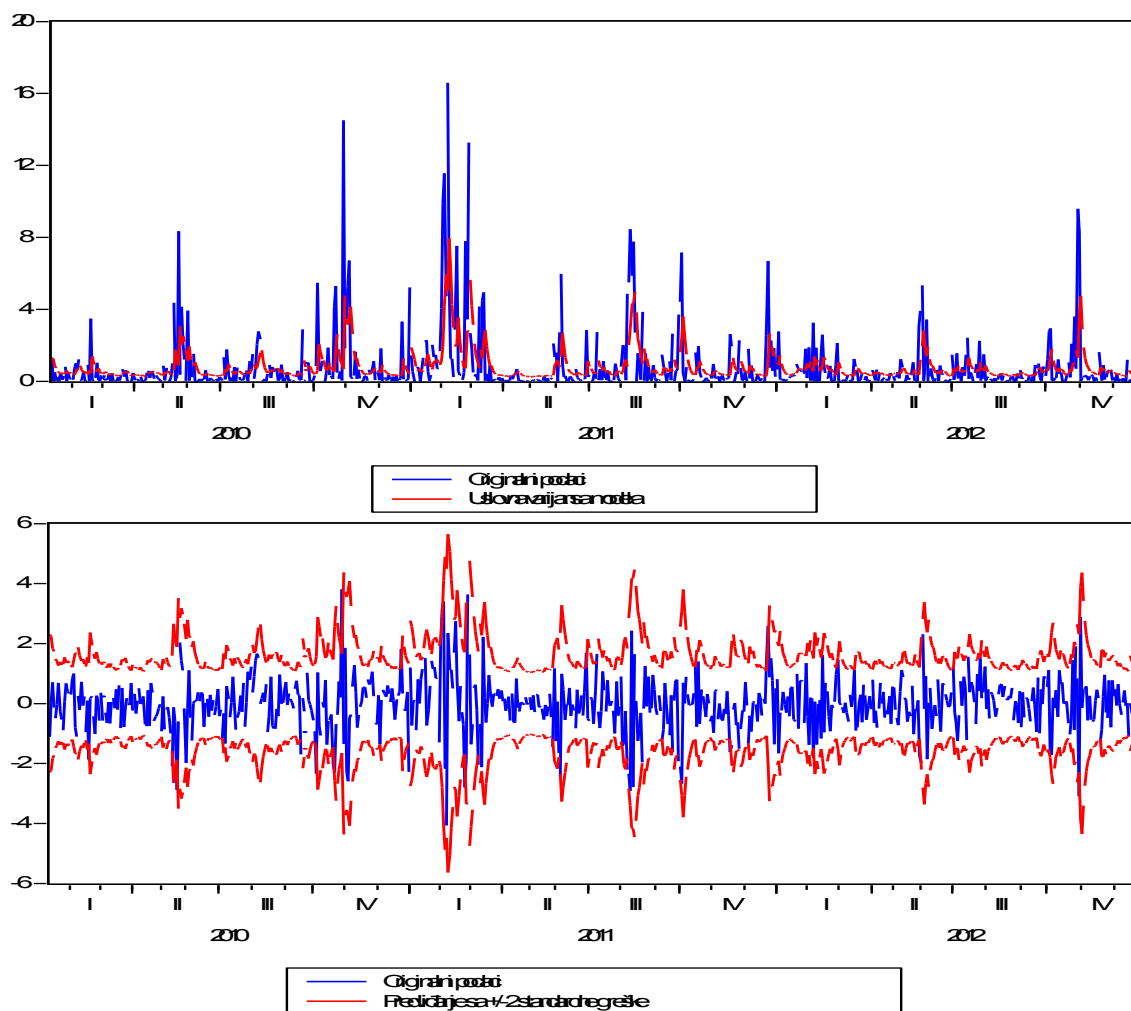
Табела 4.16 приказује спецификацију GARCH(1,1) модела са GED расподелом.

Табела 4.16. Приказ GARCH(1,1) модела са GED расподелом за моделовање SOFIX индекса.

SOFIX ARMA(0,0)-GARCH(1,1) ged дист				
Променљива	Коефицијент	Станд. Грешка	z-Статист.	Вероватноћа
	Једначина	варијансе		
ω	0,10375	0,02803	3,70141	0,00020
α_1	0,29422	0,06965	4,22434	0,00000
β_1	0,59077	0,06386	9,25062	0,00000
GED PARAMETER	1,39485	0,10207	13,66609	0,00000
R-squared	-0,00026	Mean dependent var		-0,01440
Adjusted R-squared	0,00113	S.D. dependent var		0,90100
S.E. of regression	0,90049	Akaike info criterion		2,37402
Sum squared resid	585,45240	Schwarz criterion		2,39940
Log likelihood	-853,02090	Hannan-Quinn criter.		2,38382
Durbin-Watson stat	1,84485			

(извор: рад аутора)

Као што је већ поменуто, приказани модел има најниже вредности Шварцових и HQ информационах критеријума (2,39940, 2,38382), од свих тестираних модела, док је рангиран на високом трећем месту по Акаикеовом информационом критеријуму (2,37402). Адекватност модела потврђује и Q статистика Љунг-Боксовог теста серијске корелације и хетероскедастичности. Аутокорелациона функција резидуала не показује постојање серијске корелације (p-вредности Q статистика Љунг-Боксовог теста износе: $Q_{10}=0,147$, $Q_{15}=0,286$ и $Q_{20}=0,211$), док аутокорелациона функција квадрата резидуала не проналази доказе постојања хетероскедастичности (p-вредности Q статистика Љунг-Боксовог теста износе: $Q_{10}=0,445$, $Q_{15}=0,673$ и $Q_{20}=0,583$). Графички приказ способности модела да предвиди кретање волатилности SOFIX индекса може се видети на Слици 4.35.

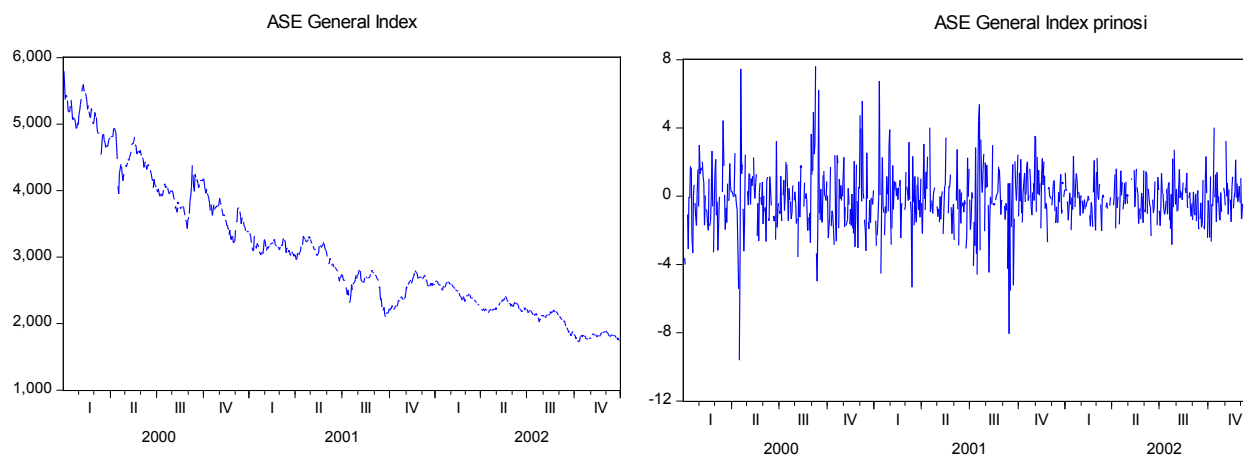


Слика 4.35. а) Кретање квадрата приноса индекса SOFIX и условне варијансе модела; б) Кретање приноса индекса SOFIX и предвиђања модела у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године (извор: рад аутора).

4.4. Анализа финансијских тржишта земаља чланица Европске уније из периода када су биле у статусу кандидата за улазак у Европску унију

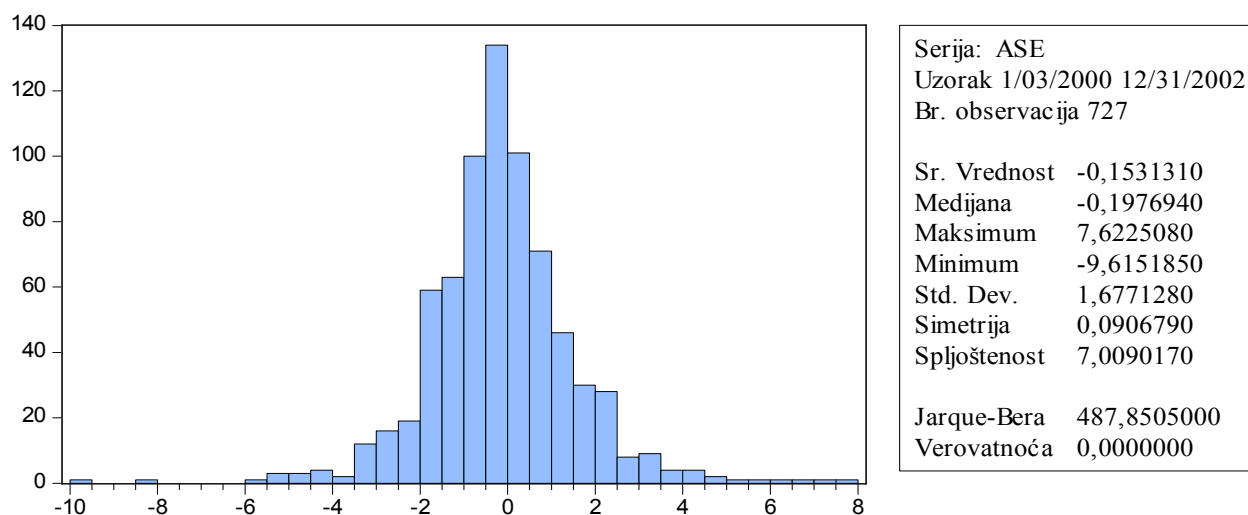
4.4.1. Анализа и моделовање ASE General индекса у претходном периоду

Кретање вредности *Athens Stock Exchange General Index*-а и његових логаритамских приноса може се видети на Слици 4.36.



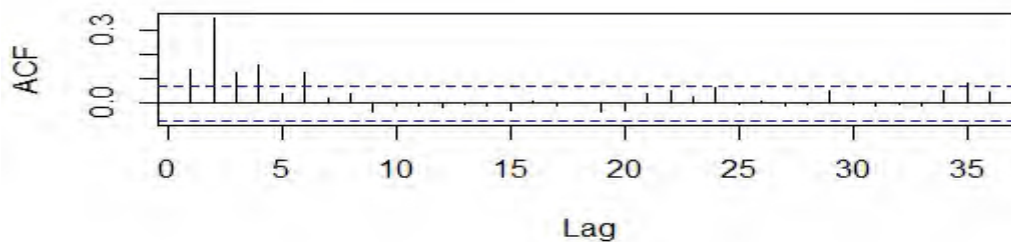
Слика 4.36. Кретање вредности и приноса ASE *General* индекса у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године (извор: www.ase.gr).

Основна статистика логаритамских приноса ASE индекса у периоду од 1. јануара 2000. године до 1. јануара 2003. године показује да посматрана серија има очекивану лептокуртичну расподелу, са вредношћу коефицијента спљоштености 7,009, и статистички безначајним коефицијентом асиметричности (p-вредност теста значаја коефицијента спљоштености: 0,3182024). Вредност Жарк-Бераовог теста (487,8505) потврђује да расподела ASE индекса одступа од нормалне расподеле, при чему се на основу добијених резултата може закључити да су кретања посматраног индекса била ризичнија у периоду 2000-2003. година у односу на период 2010-2013. Серија има негативну статистички значајну средњу вредност која износи -0,153131 (p-вредност теста значајности средње вредности износи 0,01405). Неки од наведених резултата могу се видети на Слици 4.37.



Слика 4.37. Основна статистика серије приноса индекса ASE General у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године (извор: рад аутора).

Аутокорелациона функција указује на постојање серијске корелације код заостатка од једног периода (p -вредности Q статистика Љунг-Боксовог теста износе: $Q_{10}=0,029$, $Q_{15}=0,028$ и $Q_{20}=0,019$). Испитивањем различитих ARMA модела на основу Акаикеовог, Шварцовог и Хана-Квинових информационих критеријума, може се закључити да најбоље резултате по два (BIC и HQ) од три наведена критеријума пружа ARMA(0,1) модел ($AIC=3,846177$, $BIC=3,858869$, $HQ=3,851076$). Испитивање резидуала ARMA(0,1) модела указује на постојање изражене серијске корелације између квадрата резидуала, што захтева примену GARCH модела. Уочена хетероскедастичност може се видети на графичком приказу 4.38.



Слика 4.38. Аутокорелациона функција квадрата приноса ASE General индекса у периоду од 1. јануара 2000 до 1. јануара 2003. године (извор: рад аутора).

Применом Акаикеовог информационог критеријума за избор адекватног GARCH модела, долази се до резултата који одбацују све тестиране GARCH и TGARCH моделе, као и GARCH-M са нормалном и GED расподелом. Од најбољих модела изабраних коришћењем Шварцовог критеријума, не могу се прихватити само GARCH и GARCH-M модели са нормалном расподелом, док су од модела изабраних HQ критеријумом неприхватљиви сви TGARCH модели, GARCH и GARCH-M модели са нормалном расподелом, као и GARCH модел са GED расподелом. На основу наведених резултата, издвојени су модели чији параметри испуњавају све потребне критеријуме, и приказани у Табели 4.17 рангирани према вредностима информационих критеријума.

Табела 4.17. Приказ модела волатилности приноса индекса ASE у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године.

Модел	AIC	BIC	HQ	AIC ранг	BIC ранг	HQ ранг	Стат. безначајни коэф.ц.	премија ризика	левериџ ефекат
egarch_32_ged	3,58261	3,64593	3,60705	1	2	1	$\alpha(2), \beta(2)$	-	1
egarch_31_ged	3,58862	3,64562	3,61062	2	1	2	$ma(1), \alpha(1), \alpha(2)$	-	1
egarch_22_tdist	3,59212	3,64912	3,61412	3	3	3	$ma(1)$	-	1
tgarch_11_ged	3,61041	3,65474	3,62752	4	4	4	-	-	1
tgarch_11_tdist	3,61398	3,65831	3,63109	6	5	5	-	-	1
garch_11_ged	3,62105	3,65905	3,63572	7	6	7	-	-	-
egarch_23_norm	3,61141	3,66841	3,63341	5	10	6	$ma(1)$	-	1
garch_11_tdist	3,62388	3,66188	3,63855	10	7	8	-	-	-
garchm_11_ged	3,62273	3,66706	3,63984	8	8	9	δ	0	-
garchm_11_tdist	3,62357	3,66790	3,64068	9	9	10	δ	0	-
tgarch_11_norm	3,66503	3,70303	3,67970	11	11	11	-	-	1

(извор: рад аутора)

Примена GARCH-M(1,1) модела са Студентовом и GED дистрибуцијом не проналази статистички значајан δ параметар, на основу чега се може закључити да серија у посматраном периоду нема статистички значајан ефекат премије ризика. Са друге стране, сви испитани асиметрични GARCH модели (EGARCH(2,3) са нормалном расподелом, EGARCH(3,1) и EGARCH(3,2) са GED расподелом, EGARCH(2,2) са Студентовом расподелом, као и TGARCH(1,1) са све три испитане расподеле) указују на статистички значајно постојање левериџ ефекта у посматраном периоду. С обзиром на то да да три најбоље рангирана модела поседују кофицијенте који нису статистички значајни, а чијим се искључивањем нарушава адекватност модела, као оптималан може се прихватити

асиметрични TGARCH(1,1) модел са GED расподелом. Додатно увођење параметра за испитивање постојања календарских ефеката указује на статистички значајно ниже приносе понедељком. Детаљнији приказ одабраног модела може се видети у Табели 4.18.

Табела 4.18. Приказ ARMA(0,1)-TGARCH(1,1) модела са GED расподелом за моделовање ASE индекса у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године.

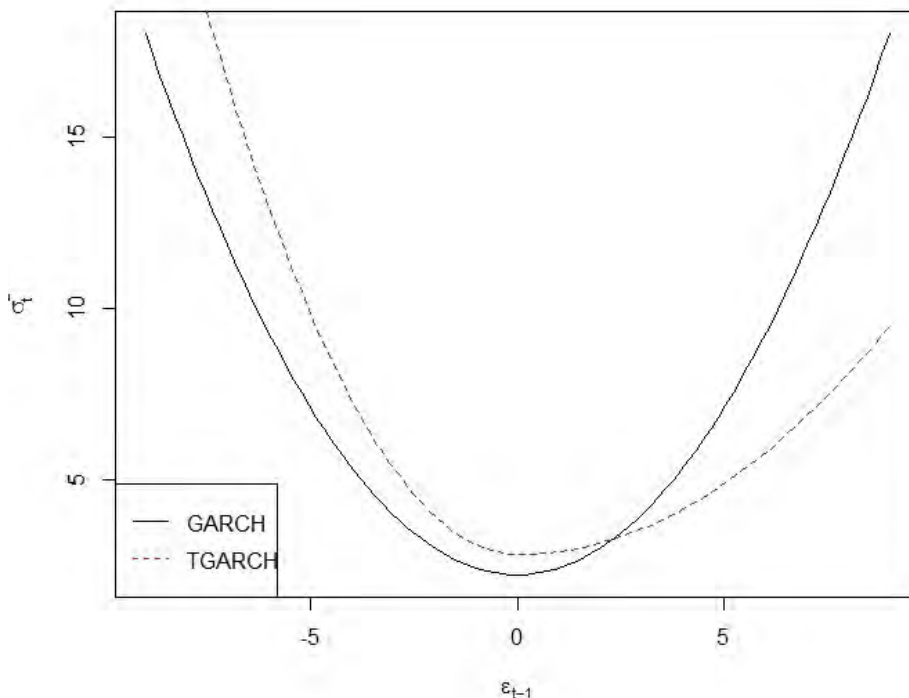
ASE ARMA(0,1)-TGARCH(1,1) GED дист, календарски ефекти				
Променљива	Коефицијент	Станд. Грешка	z-Статист.	Вероватноћа
μ	-0,15466	0,05526	-2,79884	0,00510
Ефекат понедељка	-0,32240	0,10855	-2,97005	0,00300
MA(1)	0,11071	0,03796	2,91655	0,00350
	Једначина варијансе			
ω	0,18460	0,07831	2,35732	0,01840
α_1	0,08191	0,03213	2,54904	0,01080
γ	0,18737	0,06524	2,87185	0,00410
β_1	0,77002	0,05133	15,00157	0,00000
GED PARAMETER	1,26582	0,09030	14,01868	0,00000
R-squared	0,03032	Mean dependent var		-0,14175
Adjusted R-squared	0,02763	S.D. dependent var		1,66913
S.E. of regression	1,64590	Akaike info criterion		3,60185
Sum squared resid	1953,18800	Schwarz criterion		3,65251
Log likelihood	-1295,86800	Hannan-Quinn criter.		3,62140
Durbin-Watson stat	1,93657			

(извор: рад аутора)

На основу резултата добијених спроведеним испитивањима, може се закључити следеће:

- У посматраном периоду приноси ASE индекса имали су статистички значајну негативну средњу вредност (-0,15466);
- Серија приноса ASE индекса у посматраном периоду има статистички значајан „ефекат понедељка“, уз изражено ниже приносе понедељком у односу на приносе осталим данима (-0,32240);
- „Бели шум“ (-0,438024) из претходног периода има значајан утицај на принос у текућем периоду;
- Позитивна, статистички и економски значајна вредност γ коефицијента (0,18737) указује на постојање левериџ ефекта, што значи да се може очекивати већи пораст

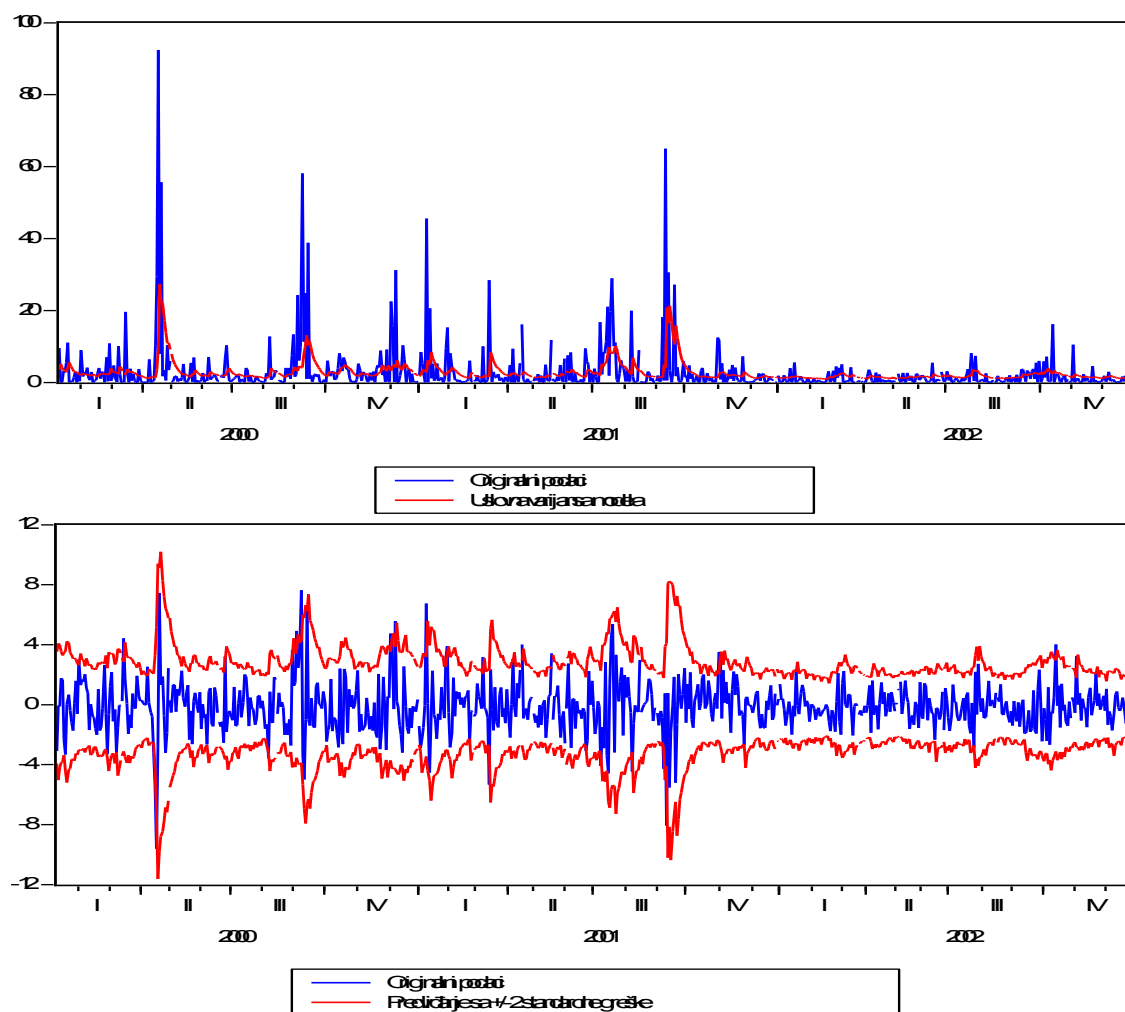
волатилности након појаве негативне вести, него након појаве позитивне вести. Позитивна вредност γ коефицијента TGARCH модела еквивалентна је негативној вредности овог коефицијента код EGARCH модела. Графички приказ левериц ефекта може се видети на Слици 4.39.



Слика 4.39. Крива утицаја вести за приносе ASE индекса моделисаног GARCH и TGARCH моделима са GED расподелом, у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године (извор: рад аутора).

- Статистички значајан ARCH коефицијент (0,08191) указује на утицај информација из претходног периода на волатилност приноса у посматраном периоду;
- Статистички значајан и релативно висок GARCH коефицијент (0,77002) указује на утицај волатилности из претходног периода на волатилност у текућем периоду;
- Збир ARCH и GARCH коефицијената указује на нешто краћу меморију посматраног модела.

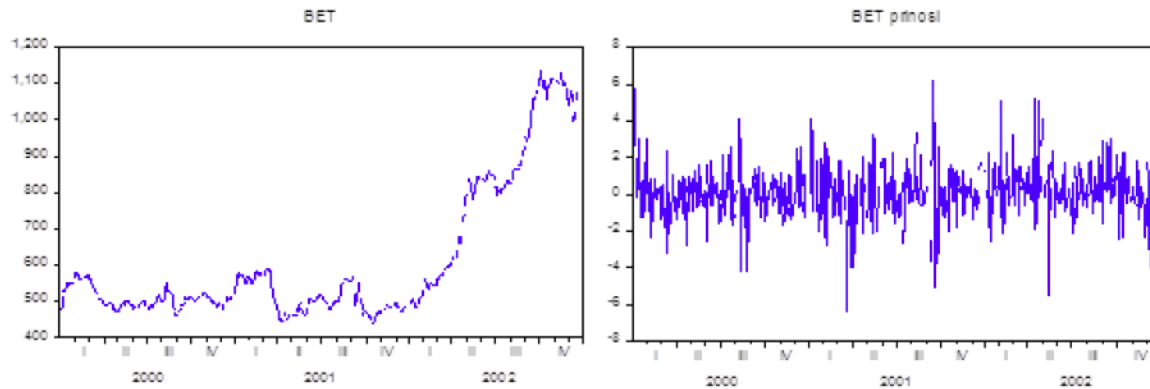
Увођење параметра за испитивање календарског ефекта у модел утицало је на смањење вредности свих информационих критеријума, што потврђује да наведена измена представља побољшање модела. Сви параметри испитаног модела су статистички значајни. Испитивање резидуала такође потврђује прихватљивост модела. Р-вредности Q статистика Љунг-Боксовог теста резидуала ($Q_{10}=0,251$, $Q_{15}=0,398$ и $Q_{20}=0,056$) и квадрата резидуала ($Q_{10}=0,312$, $Q_{15}=0,325$ и $Q_{20}=0,435$) указују на то да је модел на адекватан начин ухватио аутокорелацију и хетероскедастичност посматране серије. Графички приказ примењеног ARMA(0,1)-TGARCH(1,1) модела може се видети на Слици 4.40.



Слика 4.40. а) Кретање квадрата приноса индекса ASE и условне варијансе модела; б) Кретање приноса индекса ASE и предвиђања модела у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године (извор: рад аутора).

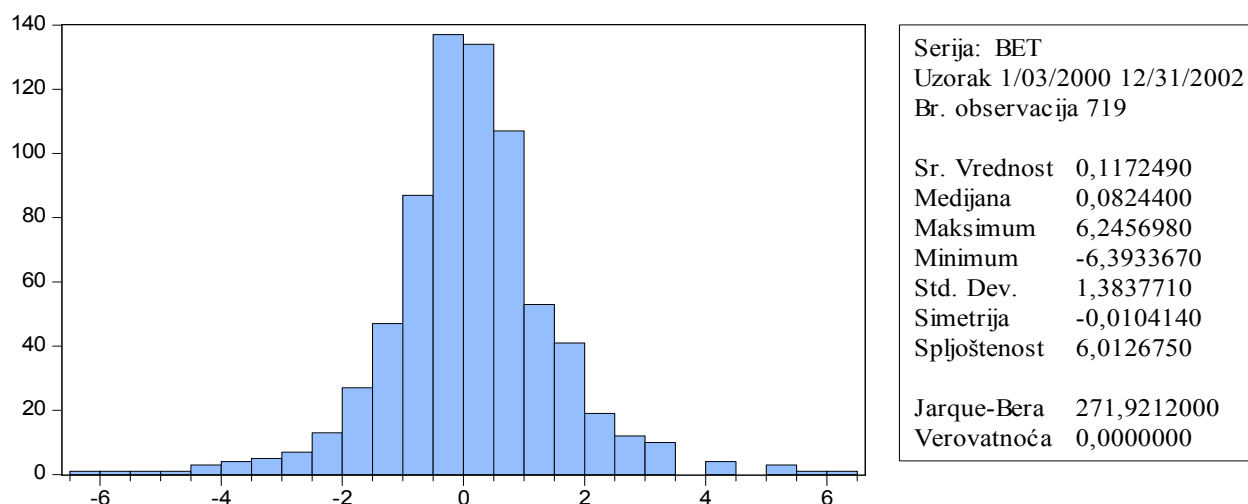
4.4.2. Анализа и моделовање ВЕТ индекса у претходном периоду

Кретање индекса ВЕТ у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године карактерише нижа волатилност у односу на период од 01.01.2010. до 01.01.2013. године, када су се код приноса јављале веће позитивне и негативне екстремне вредности. Кретање цена и приноса индекса може се видети на Слици 4.41.



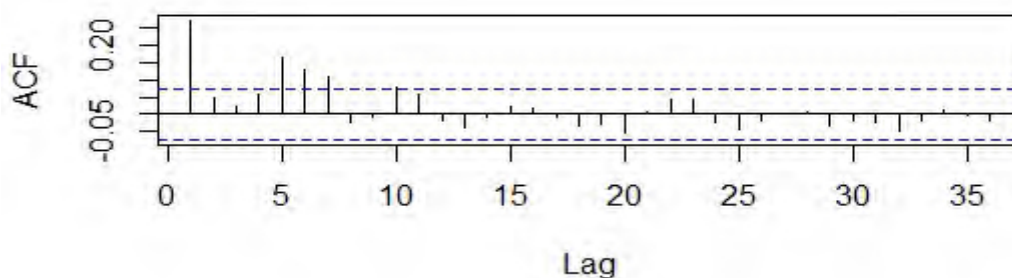
Слика 4.41. Кретање вредности и приноса ВЕТ индекса у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године (извор: www.bvb.ro).

У посматраном периоду, ВЕТ индекс има позитивну, статистички значајну средњу вредност, која износи 0,117249. Коефицијент асиметрије је негативан (-0,010414), али није статистички значајан (p -вредност теста значајности износи 1,090761), за разлику од израженог, статистички значајног коефицијента спљоштености (6,012675), који указује на лептокуртичну расподелу приноса, својствену финансијским временским серијама. Резултати Жарк-Бераовог теста потврђују да посматрани приноси не прате нормалну расподелу. У поређењу са основном статистиком овог индекса у периоду од 2010. до 2013. године, може се уочити значајно нижи коефицијент спљоштености, што сугерише на мањи удео екстремних вредности у расподели. Графички приказ расподеле и основна статистика могу се видети на Слици 4.42.



Слика 4.42. Основна статистика серије приноса индекса ВЕТ у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године (извор: рад аутора).

Тестирањем приноса Љунг-Боксовим тестом и аутокорелационом функцијом, може се уочити постојање серијске корелације (p -вредности Q статистика Љунг-Боксовог теста износе: $Q_{10}=0,026$, $Q_{15}=0,014$ и $Q_{20}=0,028$). Примена различитих ARMA модела, одабраних на основу информационих критеријума показује да ARMA(1,0) представља најбољи модел за посматрану серију по два од три информационо критеријума (релативно ниско рангиран модел по Акаикеовом критеријуму: 3,436974; најбоље рангиран модел по Шварцовом и HQ критеријумима: 3,449777 и 3,441919). Испитивање квадрата резидуала ARMA(1,0) модела указује на постојање хетероскедастичности, што се може уочити на Слици 4.43.



Слика 4.43. Аутокорелациона функција квадрата приноса ВЕТ индекса у периоду од 1. јануара 2000 до 1. јануара 2003. године (извор: рад аутора).

Већина GARCH модела одабраних применом Акаикеовог информационог критеријума нису се показали адекватним. Од испитаних модела, прихватљиви су једино TGARCH и GARCH-M са GED расподелом, као и EGARCH са свим расподелама. Од модела одабраних на основу Шварцовог критеријума, одбачени су једино TGARCH и GARCH-M са нормалном расподелом. Поред наведених, приликом избора модела применом HQ информационог критеријума, као неадекватан показао се и GARCH модел са нормалном расподелом. Приказ свих прихваћених модела може се видети у Табели 4.19.

Табела 4.19. Приказ модела волатилности приноса индекса ВЕТ у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године.

Модел	AIC	BIC	HQ	AIC ранг	BIC ранг	HQ ранг	Стат. безначајни коэф.ц.	премија ризика	левериц ефекат
garch_11_tdist	2,92957	2,96056	2,94152	2	1	2	-	-	-
egarch_33_tdist	2,90971	2,97170	2,93361	1	6	1	-	-	1
tgarch_11_tdist	2,93202	2,96922	2,94636	3	3	3	γ	-	0
garchm_11_tdist	2,93224	2,96943	2,94657	4	4	4	δ	0	-
garch_11_ged	2,93759	2,96859	2,94954	6	2	6	-	-	-
egarch_11_tdist	2,93416	2,97135	2,94849	5	5	5	γ	-	0
tgarch_11_ged	2,93941	2,97660	2,95374	7	7	7	γ	-	0
garchm_11_ged	2,94028	2,97747	2,95461	8	8	8	δ	0	-
egarch_11_ged	2,94095	2,97814	2,95528	10	9	9	γ	-	0
egarch_22_ged	2,94051	2,99011	2,95963	9	10	10	γ	-	0
egarch_21_norm	2,97545	3,01264	2,98978	12	12	11	-	-	1
egarch_11_norm	2,97784	3,00883	2,98979	13	11	12	-	-	1
egarch_22_norm	2,97464	3,01804	2,99137	11	13	13	γ	-	0

(извор: рад аутора)

Испитани GARCH-M(1,1) модел са Студентовом и GED расподелом нема статистички значајан параметар δ , на основу чега се може закључити да не постоје докази о присуству ефекта премије ризика. Када је реч о левериц ефекту, модели дају различите резултате. Најбоље рангирани EGARCH(3,3) модел са Студентовом расподелом по Акаикеовом и HQ информационам критеријумима указује на постојање овог ефекта. Овај модел је, међутим, тек на шестом месту приликом рангирања по BIC. Остали асиметрични модели који се налазе међу првих десет, посматрано по сва три информациона критеријума, не проналазе доказе о постојању левериц ефекта. На основу ових резултата, може се закључити да се као адекватан модел може применити симетрични GARCH(1,1) са Студентовом расподелом. Прихватљивост овог модела потврђује и висока рангираност посматрано по

сва три критеријума (најбоље ранжирани модел по Шварцовом информационом критеријуму: 2,96056; другоранжирани модел по Акаикеовом и HQ информационом критеријумима: 2,92957 и 2,94152). Примена вештачких варијабли за потребе испитивања календарских ефеката показује да у серији не постоје статистички значајан ефекат понедељка, као ни викенд ефекат. Ближе спецификације модела могу се видети у Табели 4.20.

Табела 4.20. Приказ ARMA(1,0)-GARCH(1,1) модела са Студентовом расподелом за моделовање ВЕТ индекса у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године.

ВЕТ ARMA(1,0)-GARCH(1,1) t дист				
Променљива	Коефицијент	Станд. Грешка	z-Статист.	Вероватноћа
μ	0,101408	0,045729	2,217602	0,0266
AR(1)	0,119756	0,039428	3,037346	0,0024
	Једначина варијансе			
ω	0,306714	0,10233	2,997292	0,0027
α	0,254935	0,074771	3,409551	0,0007
β	0,612416	0,084205	7,272888	0
T-DIST. DOF	4,603219	0,914945	5,031142	0
R-squared	0,026636	Mean dependent var		0,103067
Adjusted R-squared	0,025273	S.D. dependent var		1,364761
S.E. of regression	1,347404	Akaike info criterion		3,248516
Sum squared resid	1296,266	Schwarz criterion		3,286843
Log likelihood	-1156,969	Hannan-Quinn criter.		3,263316
Durbin-Watson stat	1,896943			

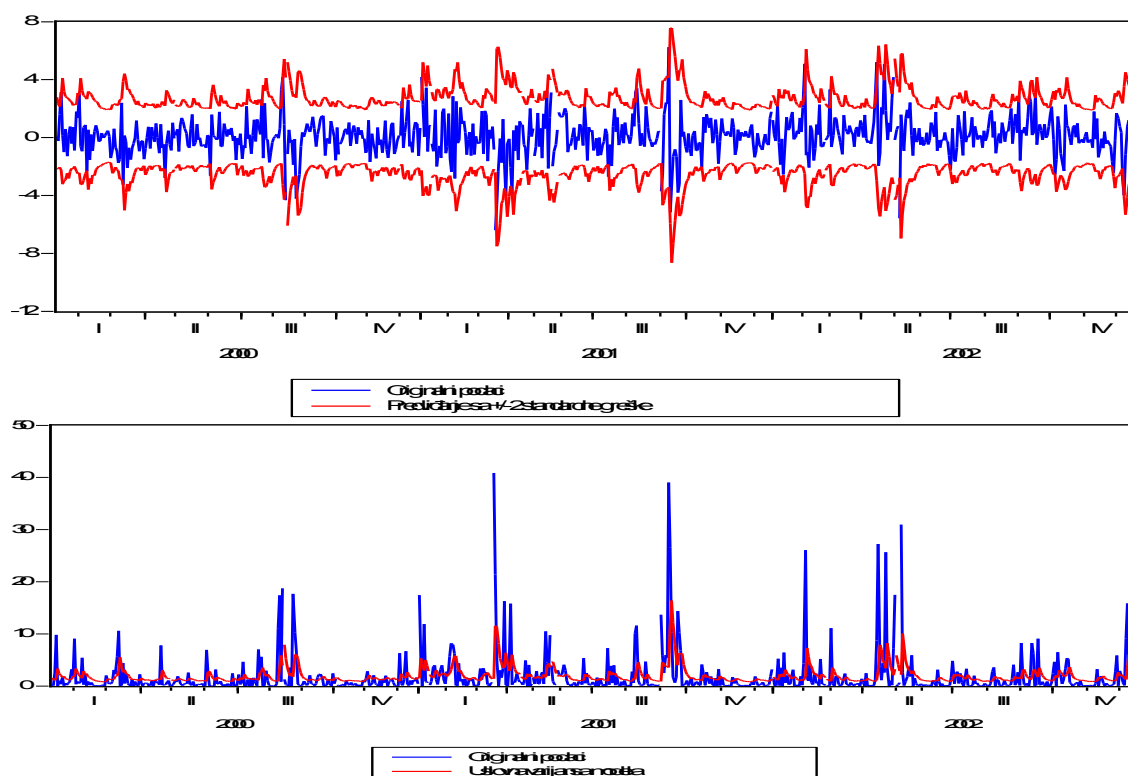
(извор: рад аутора)

Добијени резултати наводе на следеће закључке:

- У посматраној серији принос из претходног периода има статистички значајан утицај на принос у текућем периоду (вредност AR коефицијента износи 0,119756);
- Серија нема ефекат премије ризика, као ни календарске ефекте;
- Испитани модели не дају јединствен одговор на питање да ли серија има левериц ефекат; већина асиметричних модела, међутим, не пружа доказе о постојању овог ефекта;

- Постоји значајан утицај информације из претходног периода на волатилност приноса у посматраном периоду, што се може закључити на основу високе вредности ARCH коефицијента (0,254935);
- GARCH коефицијент такође потврђује да волатилност из претходног периода има значајан утицај на текућу волатилност (0,612416);
- Меморија одабраног модела има релативно кратак временски хоризонт од око 5,5 периода.

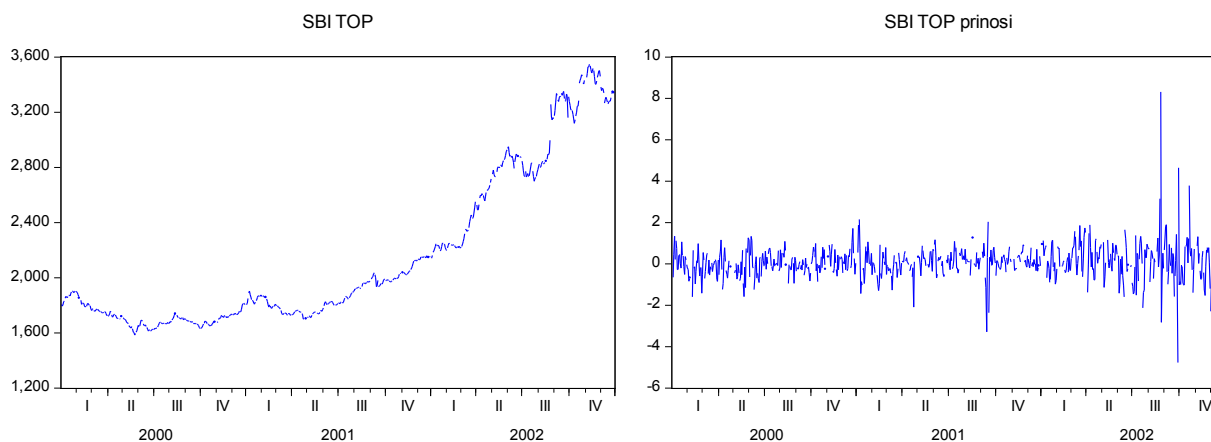
Статистика резидуала и квадрата резидуала, добијена применом Љунг-Боксовог теста поседује високе р-вредности (р-вредности Q статистика Љунг-Боксовог теста резидуала: $Q_{10}=0,563$, $Q_{15}=0,466$ и $Q_{20}=0,518$; р-вредности Q статистика Љунг-Боксовог теста квадрата резидуала: $Q_{10}=0,257$, $Q_{15}=0,370$ и $Q_{20}=0,406$). Овакви резултати наводе на закључак да је ARMA(1,0)-GARCH(1,1) модел са Студентовом расподелом адекватно испратио кретање волатилности ВЕТ индекса, што се може видети и на графичком приказу 4.44.



Слика 4.44. а) Кретање квадрата приноса индекса ВЕТ и условне варијансе модела; б) Кретање приноса индекса ВЕТ и предвиђања модела у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године (извор: рад аутора).

4.4.3. Анализа и моделовање SBI TOP индекса у претходном периоду

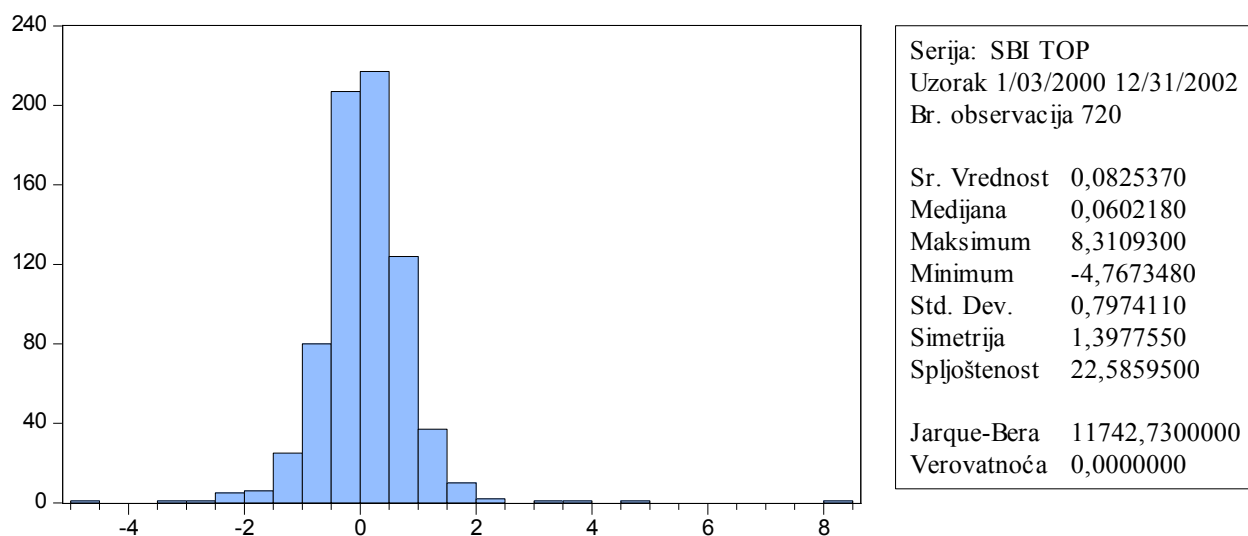
Кретање индекса словеначке берзе у посматраном периоду карактерише изражен и стабилан раст вредности. Блаже осцилације у кретању цена и приноса уочљиве су у последњем кварталу 2002. године. Графички приказ кретања цена и приноса SBI TOP



индекса у периоду од 2000. до 2003. године може се видети на графику 4.45.

Слика 4.45. Кретање вредности и приноса SBI TOP индекса у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године (извор: www.ljse.si).

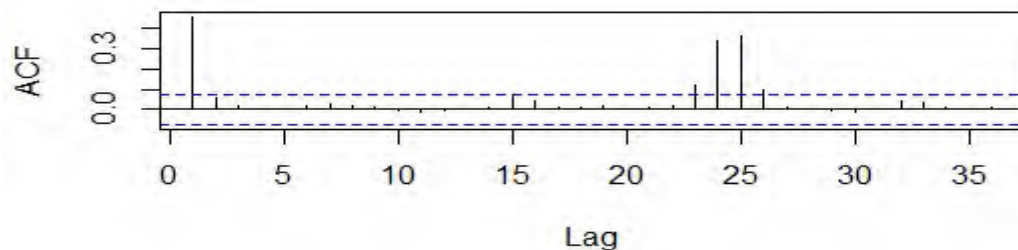
У овом периоду серија приноса има позитивну статистички значајну средњу вредност. Коефицијенти спљоштености (22,58595) и симетрије (1,397755) знатно су израженији у односу на исте коефицијенте у периоду од 2010. до 2013. године и такође су статистички значајни. Наведене вредности указују на веће одступање дистрибуције приноса од нормалне расподеле, што потврђује и резултат Жарк-Бераовог теста нормалности (11742,73), са р-вредношћу нула. Основне статистике серије приноса SBI TOP индекса могу се видети на Слици 4.46.



Слика 4.46. Основна статистика серије приноса индекса SBI TOP у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године (извор: рад аутора).

Серија има одређени степен аутокорељације, што се може видети применом аутокорељационе функције и на основу p -вредности Љунг-Боксовог теста ($1,335e-05$). Испитивање серије ARMA моделима одабраним на основу Акаикеовог, Шварцовог и HQ информационог критеријума не пружа јединствен одговор који модел је најадекватнији. На основу Акаикеовог информационог критеријума, као најбољи модел јавља се ARMA(4,5), прворангирани модел по Шварцовом критеријуму је ARMA(0,1), док ARMA(2,3) има најнижу вредност HQ критеријума. Како се на основу аутокорељационе функције резидуала сва три модела не може закључити да неки од наведених модела пружа значајно боље резултате у односу на друга два, модел ARMA(0,1) изабран је као оптималан, захваљујући његовој економичности и свеукупној рангираности.

Аутокорељациона функција квадрата резидуала ARMA(0,1) модела указује на постојање хетероскедастичности, и потребу примене GARCH модела. Графички приказ ове функције може се видети на Слици 4.47.



Слика 4.47. Аутокорелациона функција квадрата приноса SBI TOP индекса у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године (извор: рад аутора).

Избор адекватног GARCH модела на основу Акаикеовог информационог критеријума веома је сужен, због раније наведених услове које коефицијенти морају испунити. Од испитаних модела, прихватљиви су GARCH(1,2) и GARCH-M(1,2) са Студентовом расподелом, као и EGARCH(3,3) са GED расподелом. Селекцијом на основу HQ информационог критеријума долази се до иста три модела. Применом Шварцовог критеријума, избор адекватних модела далеко је већи. Сви модели одабрани на основу овог информационог критеријума, осим TGARCH са нормалном, Студентовом и GED расподелом, задовољавају потребне услове. Приказ одабраних модела који испуњавају потребне услове може се видети у Табели 4.21.

Табела 4.21. Приказ модела волатилности приноса индекса SBI TOP у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године.

Модел	AIC	BIC	HQ	AIC ранг	BIC ранг	HQ ранг	Стат. безначајни коэф.ц.	премија ризика	левериџ ефекат
garch_11_ged	2,54276	2,57450	2,55501	2	1	1	-	-	-
garchm_11_ged	2,54211	2,58019	2,55681	1	2	2	δ	0	-
tgarch_11_ged	2,54547	2,58355	2,56017	4	3	3	γ	-	0
egarch_11_ged	2,54573	2,58380	2,56042	5	4	4	γ	-	0
egarch_21_ged	2,54382	2,58825	2,56097	3	6	5	ν	-	0
garch_11_tdist	2,55274	2,58447	2,56499	6	5	6	-	-	-
garchm_11_tdist	2,55431	2,59238	2,56900	8	7	7	δ	0	-
egarch_21_tdist	2,55277	2,59719	2,56992	7	10	8	γ	-	0
tgarch_11_tdist	2,55524	2,59332	2,56994	9	8	9	γ	-	0
egarch_11_tdist	2,55533	2,59340	2,57002	10	9	10	ν	-	0
egarch_21_norm	2,58375	2,62183	2,59845	12	11	11	ν	-	0
egarch_32_norm	2,58373	2,63450	2,60333	11	12	12	$\alpha(3), \gamma$	-	0

(извор: рад аутора)

Из Табеле 4.21 се може видети да GARCH-M(1,1) модел не показује статистички значајан ефекат премије ризика, ни са Студентовом, као ни са GED расподелом. Такође, ниједан испитани асиметрични GARCH модел не показује статистички значајан γ коефицијент, на основу чега се може закључити да серија нема левериџ ефекат. Овакав резултат потврђује и вредност Шварцовог и HQ информационих критеријума (2,57450 и 2,55501) симетричног GARCH(1,1) модела са GED расподелом, по којима је наведени модел најбоље рангиран по оба критеријума. Акаикеов информациони критеријум такође високо рангира GARCH(1,1), одмах иза модела GARCH-M(1,1) са GED расподелом. Како у посматраној серији нису пронађени статистички значајни ефекти премије ризика и левериџа, може се закључити да је оптималан модел GARCH(1,1) са GED расподелом, што потврђују и аутокорелациона функција и p -вредности Q статистика Љунг-Боксовог теста резидуала ($Q_{10}=0,565$, $Q_{15}=0,500$ и $Q_{20}=0,353$) и квадрата резидуала ($Q_{10}=0,302$, $Q_{15}=0,583$ и $Q_{20}=0,370$). Испитивање постојања календарских ефеката у серији показује да серија има статистички значајан викенд ефекат. Исправност одлуке да се у модел укључи параметар за викенд ефекат потврђују вредности информационих критеријума новог модела (AIC=1,856802; BIC=1,895087; HQ=1,871585), које су ниже у односу на модел без наведеног параметра (AIC=1,861968; BIC=1,906634; HQ=1,879215). Детаљнији подаци о моделу могу се видети у Табели 4.22.

Табела 4.22. Приказ GARCH(1,1) модела са GED расподелом за моделовање SBI TOP индекса у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године.

SBI TOP ARMA(0,1)-GARCH(1,1) GED дист				
Променљива	Коефицијент	Станд. Грешка	z-Статист.	Вероватноћа
Викенд ефекат	0,106166	0,038832	2,734021	0,0063
MA(1)	0,353202	0,039123	9,027969	0
	Једначина	варијансе		
ω	0,064916	0,020875	3,10978	0,0019
α	0,362054	0,065199	5,553048	0
β	0,537995	0,081734	6,582273	0
GED PARAMETER	1,365409	0,091098	14,98831	0
R-squared	0,031424	Mean dependent var		0,081301
Adjusted R-squared	0,030069	S.D. dependent var		0,797126
S.E. of regression	0,78505	Akaike info criterion		1,856802
Sum squared resid	440,6572	Schwarz criterion		1,895087
Log likelihood	-659,6635	Hannan-Quinn criter.		1,871585
Durbin-Watson stat	2,251848			

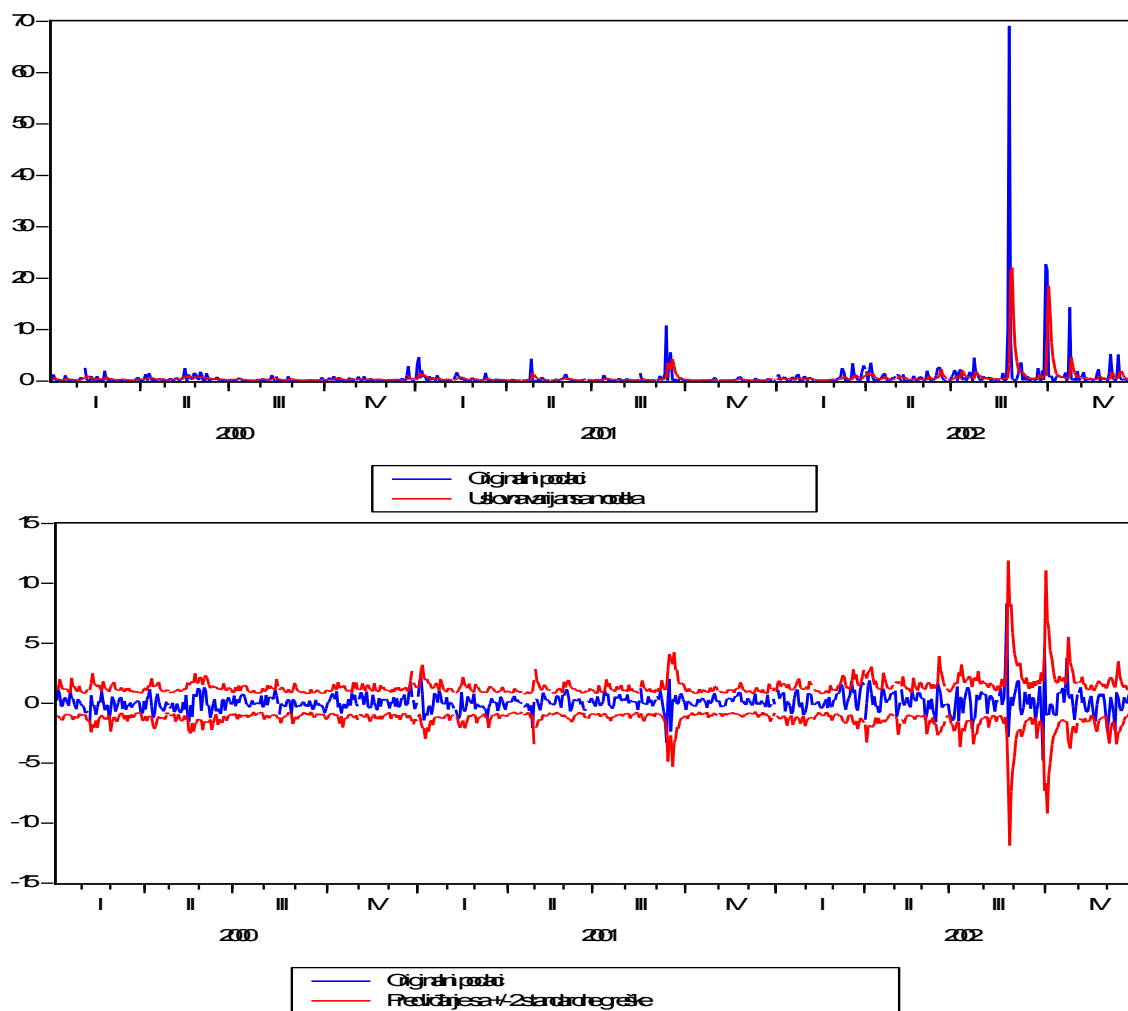
(извор: рад аутора)

Спроведена испитивања указују да серија има следеће карактеристике:

- Првобитна испитивања показала су да серија има позитивну статистички значајну средњу вредност. Међутим, увођењем параметра за испитивање викенд ефекта у серији, средња вредност губи статистички значај;
- Серија има позитиван статистички значајан параметар за испитивање викенд ефекта (p-вредност износи 0,0063), што указује да SBI TOP индекс петком остварује више приносе;
- Нису пронађени докази постојања левериџ ефекта, ни ефекта премије ризика;
- Статистички значајан и висок ARCH коефицијент (0,362054) указује на то да информације из претходног периода имају битан утицај на волатилност приноса у посматраном периоду;

- Статистички значајан GARCH коефицијент (0,537995) сведочи о утицају волатилности из претходног периода на волатилност у текућем периоду;
- Захваљујући суми ARCH и GARCH коефицијената од 0,900049, модел има релативно дугу меморију.

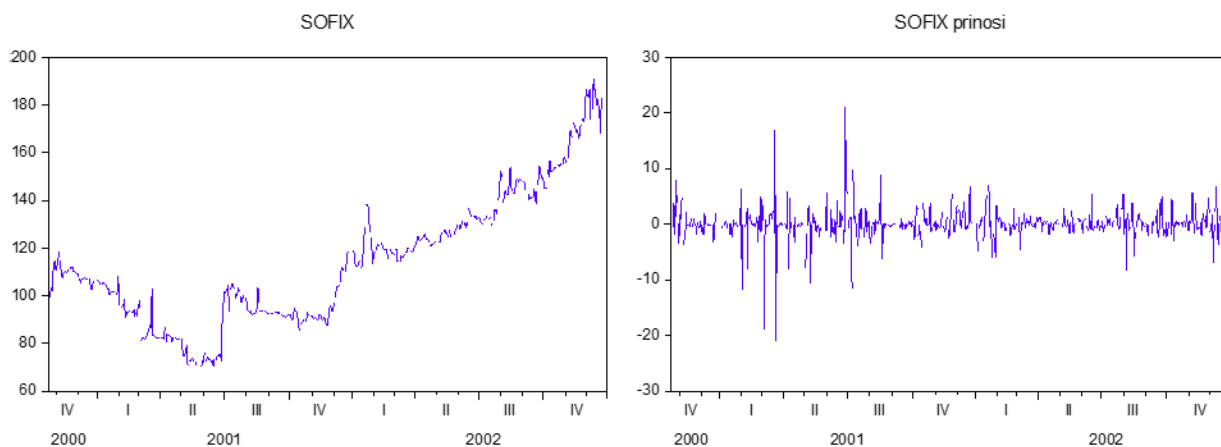
Способност предвиђања условне варијансе и стандардне девијације GARCH(1,1) модела са GED расподелом у односу на историјске податке графички је приказана на Слици 4.48.



Слика 4.48. а) Кретање квадрата приноса индекса SBI TOP и условне варијансе модела; б) Кретање приноса индекса SBI TOP и предвиђања модела у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године (извор: рад аутора).

4.4.4. Анализа и моделовање SOFIX индекса у претходном периоду

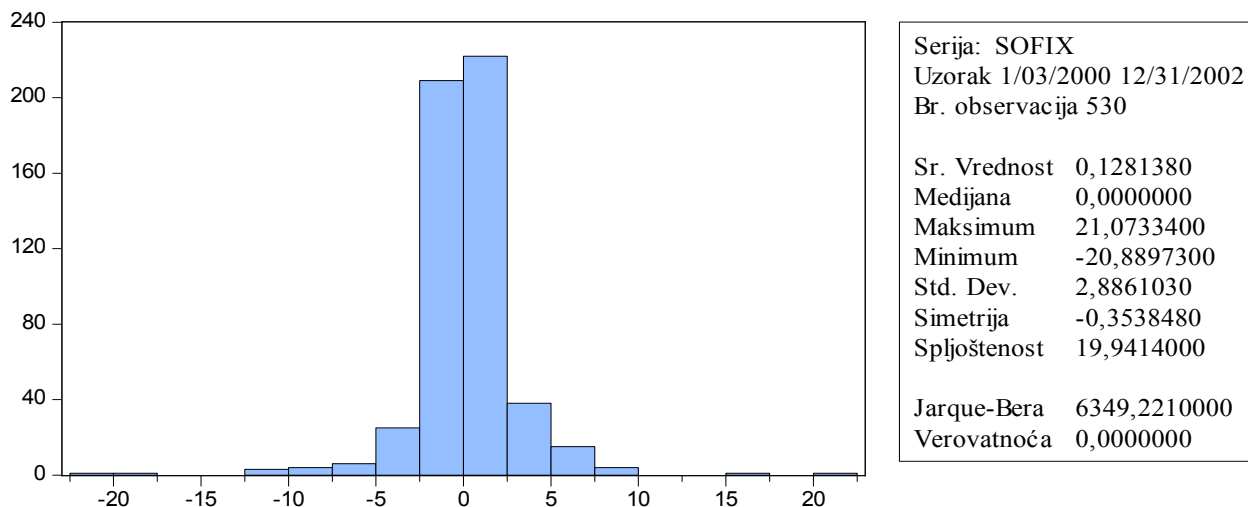
Због недоступности података о вредностима SOFIX индекса у периоду пре 21. октобра 2000. године, наведена временска серија обухвата 530 опсервација током периода између 21. октобра 2000. и 01. јануара 2003. године. Након пада вредности SOFIX индекса и изражене волатилности током прва три квартала 2001. године, у периоду између јануара 2000. и јануара 2003. године може се уочити релативна стабилизација приноса, уз уочљиву тенденцију раста. Овакво кретање индекса у наведеном периоду карактеристично је и за остале испитане индексе земаља чланица ЕУ, осим када је реч о Грчкој. Графички приказ кретања вредности посматраног индекса и његових приноса може се видети на Слици 4.49.



Слика 4.49. Кретање вредности и приноса SOFIX индекса у периоду од 21.10.2000. до 01.01.2003. године (извор: www.bvb-sofia.bg).

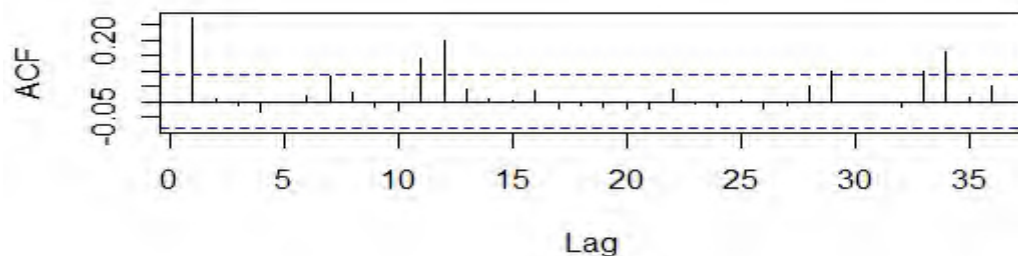
Посматрана серија приноса индекса SOFIX показује изражену волатилност, што се може закључити на основу добијених вредности основне статистике: изузетно изражене екстремне вредности приноса (максимални принос у посматраном периоду износи 21,07334, док је вредност минималног приноса -20,88973), висока стандардна девијација (2,886103) и изражена лептокуртична расподела (кофицијент спљоштености износи 19,94140). Поред наведеног, тестови значајности не указују на постојање статистички значајне средње вредности (p-вредност теста износи 0,3072) ни коефицијента асиметричности (p-вредност теста износи 1,999118). Наведене статистике сугеришу да је расподела приноса SOFIX индекса различита од нормалне расподеле, што потврђује и

Жарк_Бераов тест (вредност теста износи 6349,221). Основна статистика посматране серије се може видети на Слици 4.50.



Слика 4.50. Основна статистика серије приноса индекса SOFIX у периоду од 21.10.2000. до 01.01.2003. године (извор: рад аутора).

Испитивање применом аутокорелационе функције показује да серија има аутокорелацију, што потврђују тестирани ARMA модели. Међутим, примењени информациони критеријуми дају различите резултате приликом одређивања адекватног модела. Акаикеов критеријум сугерише ARMA(4,5), најбољи модел по Шварцовом критеријуму је ARMA(1,0), док је ARMA(2,3) најбоље рангиран по HQ критеријуму. Примена аутокорелационе функције и Љунг-Боксовог теста на резидуале предложених модела не пружа јасан одговор који је од наведених модела оптималан, па је, у складу са принципом економичности, изабран ARMA(1,0). Аутокорелациона функција квадрата резидуала ARMA(1,0) указује на појаву хетероскедастичности, што се може видети на Слици 4.51.



Слика 4.51. Аутокорелациона функција квадрата приноса SOFIX индекса у периоду од 21.10.2000. до 01.01.2003. године (извор: рад аутора).

Проналажење модела за потребе моделовања хетероскедастичности SOFIX индекса у периоду од 21.10.2000. до 01.01.2003. године показује се као сложен процес. Од свих испитаних модела изабраних по сва три информациона критеријума, једино EGARCH модели испуњавају постављене услове позитивности условне волатилности и стационарности коваријансе. Акаикеов информациони критеријум препоручује EGARCH(3,3) са нормалном и Студентовом и EGARCH(2,1) са GED расподелом, при чему параметри ових модела у великом броју не показују статистички значај. Исти проблем имају и EGARCH(1,1) модели са Студентовом и GED расподелом, одабрани на основу Шварцовог и HQ информационих критеријума, што оставља EGARCH(2,3) са нормалном расподелом као једини модел који је прихватљив за моделовање посматране временске серије. Спецификације модела могу се видети у Табели 4.23.

Табела 4.23. Приказ ARMA(1,0)-EGARCH(2,3) модела са нормалном расподелом за моделовање SOFIX индекса у периоду од 21.10.2000. до 01.01.2003. године.

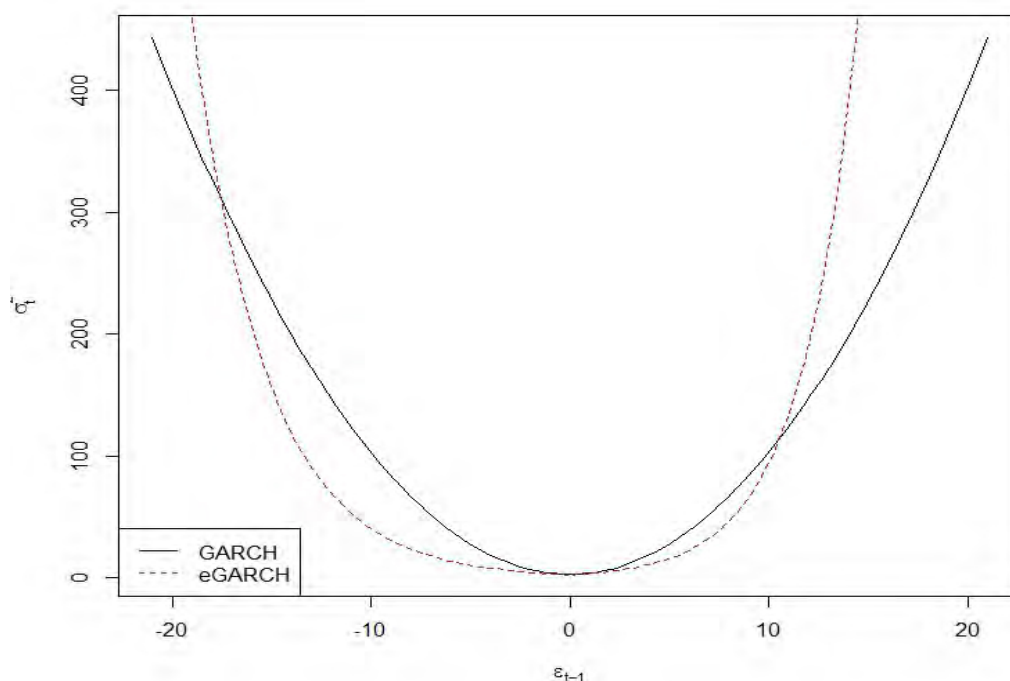
SOFIX ARMA(1,0)-EGARCH(2,3) норм. дист				
Променљива	Коефицијент	Станд. Грешка	z-Статист.	Вероватноћа
μ	0,14731	0,071039	2,07365	0,0381
AR(1)	-0,13247	0,055278	-2,396458	0,0166
	Једначина варијансе			
ω	0,14298	0,03494	4,09156	0,00000
α_1	0,81376	0,05500	14,79474	0,00000
α_2	-0,64734	0,07288	-8,88199	0,00000
β_1	0,17035	0,03594	4,73983	0,00000
β_2	0,78266	0,08004	9,77863	0,00000
β_3	0,41109	0,04780	8,60026	0,00000
γ	-0,34245	0,05980	-5,72611	0,00000
R-squared	0,02167	Mean dependent var		0,12546
Adjusted R-squared	0,01980	S.D. dependent var		2,88827
S.E. of regression	2,85953	Akaike info criterion		4,55612
Sum squared resid	4292,87500	Schwarz criterion		4,62900
Log likelihood	-1191,53800	Hannan-Quinn criter.		4,58465
Durbin-Watson stat	1,99909			

(извор: рад аутора)

Примењени ARMA(1,0)-EGARCH(2,3) модел са нормалном расподелом указује на следеће карактеристике посматране временске серије:

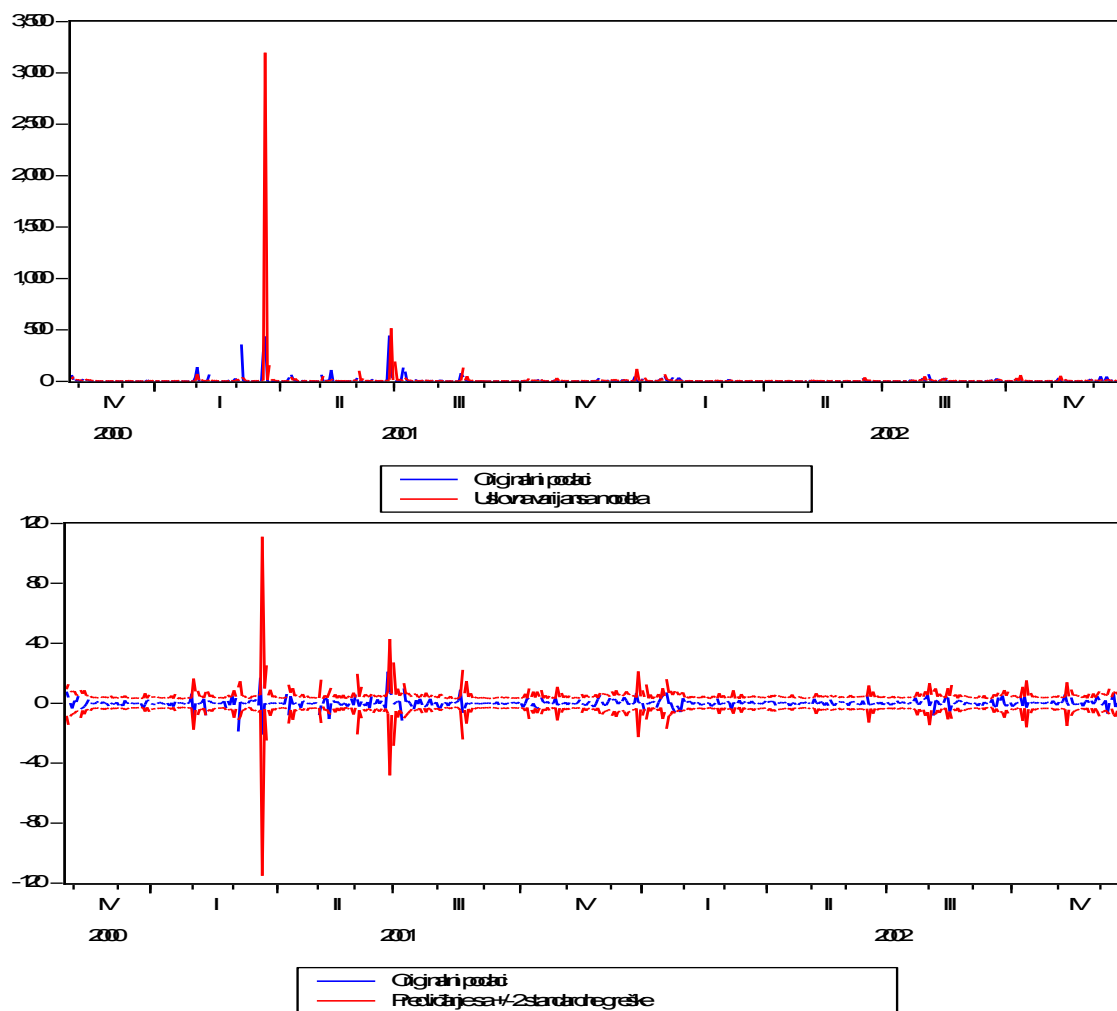
- Временска серија нема календарске ефекте, као ни ефекте премије ризика;
- Статистички значајан AR(1) коефицијент (-0,13247) указује на то да приноси из претходног периода имају утицај на кретање приноса у посматраном периоду;
- Високе вредности статистички значајних ARCH коефицијената (0,81376, -0,64734) указују на изражен утицај информација из претходног периода на волатилност приноса у посматраном периоду;
- Значајан утицај волатилности из претходног периода на волатилност у текућем периоду потврђују вредности GARCH коефицијената (0,17035, 0,78266, 0,41109);

- На постојање левериџ ефекта указује негативна, статистички и економски значајна вредност γ коефицијента (-0,34245) на основу које се може закључити да је вероватан већи пораст волатилности након појаве негативне вести, него након појаве позитивне вести. Графички приказ левериџ ефекта може се видети на Слици 4.52.



Слика 4.52. Крива утицаја вести за приносе SOFIX индекса моделираног GARCH и EGARCH моделима са нормалном расподелом (извор: рад аутора).

Вредности аутокорелационе и парцијалне аутокорелационе функције резидуала потврђују адекватност избора ARMA(1,0)-EGARCH(2,3) модела са нормалном расподелом. Слика 4.53 пружа графички приказ способности предвиђања условне варијансе и стандардне девијације SOFIX индекса примењеним моделом.



Слика 4.53. а) Кретање квадрата приноса индекса SOFIX и условне варијансе модела; б) Кретање приноса индекса SOFIX и предвиђања модела у периоду од 01.01.2000. до 01.01.2003. године (извор: рад аутора).

Добијени резултати спроведених истраживања потврђују постављену помоћну хипотезу да се на посматраним тржиштима хартија од вредности могу идентификовати општеприхваћене стилизоване чињенице. Такође, извршено моделовање временских серија потврђује могућност краткорочног предвиђања посматраних серија применом GARCH модела.

4.5. Предвиђање кретања волатилности и ефекат преливања волатилности

4.5.1. Испитивање ефеката преливања волатилности

Испитивања спроведена у досадашњем раду вршена су применом униваријантних ARMA и GARCH модела. Овакав приступ омогућио је да се, избором адекватног модела за сваку посматрану временску серију, на што вернији начин испитају карактеристике и специфичности серија. Такође, избор посебног модела за сваку серију омогућава већу прецизност приликом примене модела код процене будућих вредности. Недостатак униваријантних модела је у њиховој немогућности да открију и испитају ефекат преливања волатилности између више серија.

Ефекат преливања волатилности представља појаву промене волатилности на једном финансијском тржишту узроковану променама у кретањима волатилности другог финансијског тржишта. Прва истраживања на ову тему вршена су крајем осамдесетих и почетком деведесетих година прошлог века. Истраживање које је спровео Рос (Ross, 1989) указује на постојање ефекта преливања волатилности између малих и великих предузећа, при чему су израженији ефекти преливања са великих на мала предузећа. До сличних резултата дошли су и Пјун и остали (Pyun et al., 2000). Флеминг и остали (Fleming et al., 1998) су, испитујући преливање информација између тржишта акција, обвезница и новца, дошли до доказа о јакој повезаности наведена три тржишта. Испитујући тржиште Велике Британије, Чели-Стили и Стили (Chelley-Steeley & Steeley, 1996) дошли су до закључка да и на овом тржишту постоји асиметричност преливања волатилности између малих и великих предузећа, при чему такође проналазе и доказе о присуству левериџ ефекта. Применом LEGARCH биваријантног модела на истом тржишту, Грајџ и Рејес (Grieb & Reyes, 2002) показали су да информације из индекса акција великих предузећа позитивно утичу на корелацију овог индекса са индексом акција малих предузећа у наредном периоду, док је у обрнутом случају утицај негативан. Испитивање преношења волатилности између тржишта акција САД, глобалног тржишта сирове нафте и тржишта акција Саудијске Арабије, Кувајта и Бахреина показује значајно преливање волатилности са тржишта нафте на поменута тржишта акција, док се докази о преливању у супротном смеру могу уочити само код тржишта Саудијске Арабије (Malik & Hammoudeh, 2007).

Када је реч о тржиштима Европе и Европске уније, Нијархос и остали (Niarchos et al., 1999) истражили су повезаност између финансијских тржишта Грчке и тржишта САД, при чему нису пронашли статистички значајне ефекте преливања волатилности. Беле (Baele, 2005) је испитивао ефекте преливања волатилности са јединственог ЕУ и САД тржишта капитала на тринаест финансијских тржишта Европе и доказао да постоји значајно повећање овог ефекта током осамдесетих и деведесетих година. Скинџи и Рефенес (Skintzi & Refenes, 2006) спровели су анализу динамичке повезаности јединственог ЕУ тржишта обвезница са дванаест индивидуалних тржишта унутар ЕУ, и дошли до резултата који потврђују значајне ефекте преливања волатилности. Интересантно истраживање спровели су Бжежински и Велф (Brzezczynski & Welfe, 2007) о бенефитима стратегије трговања засноване на преливањима приноса финансијских тржишта у развоју, које показује да модели који узимају у обзир међутржишну повезаност могу произвести супериорнија *out-of-sample* предвиђања.

Истраживање спроведено у овом делу рада усмерено је на испитивање динамике преливања волатилности са финансијског тржишта Европске уније на посматрана финансијска тржишта земаља чланица и кандидата за улазак у ЕУ. У ту сврху, испитиване су следеће финансијске серије:

- серија приноса STOXX Europe TMI индекса у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2012. године и
- серије приноса индекса BELEXline, CROBEX, MONEX20, MBI10, ASE, BET, SBITOR и SOFIX у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2012. године.

Како би се могла уочити динамика преливања волатилности, из досадашњег трогодишњег периода испитивања издвојен је „прозор“ који обухвата период од наведене две године.

Моделовање серија је затим вршено применом ограниченог биваријантног *rolling* BEKK-GARCH(1,1) модела на следећи начин:

- Модел се примењује на податке серије у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2012. године,
- Вредности коефицијената се бележе у табелу резултата, заједно са параметрима који указују на статистички значај коефицијената,
- „прозор“ у којем се врши моделовање помера се за један дан унапред и цео поступак се понавља, све до 31.12.2012. године.

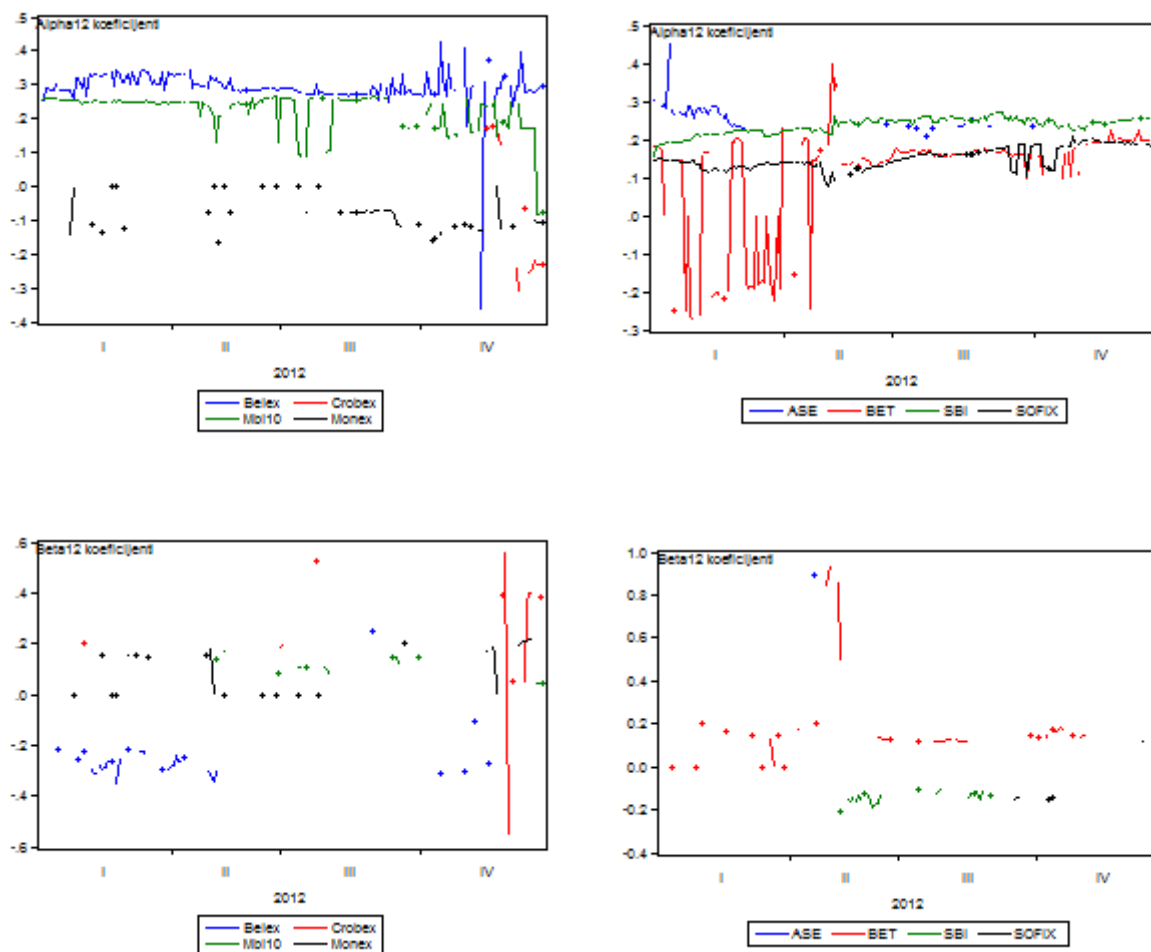
Коришћени BEKK-GARCH(1,1) модел представља ограничену верзију BEKK-GARCH модела представљеног у поглављу 1.2.1 првог дела рада. Ограничење је уведено како би се добили што прецизнији подаци о преливању волатилности са финансијског тржишта ЕУ на берзе посматраних земаља. С тим циљем, из модела су искључени параметри преливања волатилности у супротном смеру. Примењени модел се може представити следећим матричним записом:

$$\begin{bmatrix} \sigma_{11,t} & \sigma_{12,t} \\ 0 & \sigma_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \omega_1 & 0 \\ \omega_2 & \omega_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \omega_1 & \omega_2 \\ 0 & \omega_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ 0 & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{1,t-1}^2 & a_{1,t-1}a_{2,t-1} \\ a_{2,t-1}a_{1,t-1} & a_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_{11} & 0 \\ \alpha_{12} & \alpha_{22} \end{bmatrix} + \\ + \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ 0 & \beta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{11,t-1} & \sigma_{12,t-1} \\ 0 & \sigma_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} & 0 \\ \beta_{12} & \beta_{22} \end{bmatrix}.$$

На основу добијених резултата, може се закључити да у већини посматраних земаља постоји статистички значајна повезаност финансијског тржишта ЕУ са појединачним берзама. При томе, може се уочити константан утицај информација са тржишта ЕУ на волатилност испитиваних берзи, док се утицај волатилности јавља у појединим земљама и веома спорадично. Најизраженији коефицијент α_{12} код земаља кандидата јавља се код индекса BELEXline, где просечна вредност овог коефицијента износи 0,292313, стандардна девијација 0,098972, и статистички је значајна током скоро целог периода (180 од посматраних 187 опсервација), што указује на значајан и константан утицај вести са тржишта ЕУ. Сличан утицај постоји и на кретања на Македонској берзи. Коефицијент α_{12}

код модела који посматра STOXX Europe TMI и MBI10 индексе статистички је значајан у 169 од 187 опсервација, са просечном вредношћу 0,223146 и стандардном девијацијом 0,059007. Код преостале две земље кандидата утицај информација са тржишта ЕУ био је негативан и далеко мање изражен. Просечна вредност коефицијента α_{12} код CROBEX и MONEX20 индекса износи -0,107386, односно -0,084730, са стандардним девијацијама 0,193402 и 0,047098, при чему су ови коефицијенти били статистички значајни у свега 13, односно 57 опсервација. Када је у питању утицај волатилности из претходног периода са финансијског тржишта ЕУ на волатилност појединачних берзи, коефицијент β_{12} се у све четири земље показао статистички значајним само спорадично, на основу чега се може закључити да овај утицај није био изражен.

Све посматране земље чланице ЕУ имају позитиван коефицијент α_{12} , са просечним вредностима за ASE: 0,262508, BET: 0,109821, SBTOP: 0,234996 и SOFIX: 0,150618. При томе, треба приметити да се овај коефицијент код ASE индекса јавља само почетком периода, док се касније његов утицај губи. Код осталих земаља се може уочити константност овог утицаја током целог периода. Са друге стране, када је у питању β_{12} коефицијент, може се закључити да, као и код земаља кандидата, статистички значај ових коефицијената не указује на постојање значајног утицаја волатилности тржишта ЕУ на волатилност берзи земаља чланица. На основу добијених резултата, може се закључити да је потврђена постављена помоћна хипотеза да се применом мултиваријантног GARCH модела може утврдити постојање ефекта преливања волатилности. Графички приказ динамике наведених коефицијената дат је Сликаом 4.54.



Слика 4.54. Динамика кретања α_{12} и β_{12} којефицијената ограниченог биваријантног *rolling* BEKK-GARCH(1,1) модела примењеног на STOXX Europe TMI и индексима посматраних берзи.

4.5.2. Предвиђање кретања волатилности применом неуронске мреже

Користан показатељ за доношење одлука приликом креирања и управљања портфолиом хартија од вредности са аспекта ризичности је предвидљивост кретања берзе. Приликом овог испитивања, полази се од претпоставке да постоји могућност да на кретање појединачних берзи посматраних земаља може утицати кретање из прошлог периода, као и кретања финансијског тржишта на нивоу ЕУ. У том смислу, истраживање је извршено

применом модела неуронске мреже, како би се испитала могућност предвиђања кретања BELEXline, CROBEX, MBI10, MONEX20, ASE, BET, SBITOR и SOFIX индекса на основу њихових претходних кретања, односно на основу претходних кретања STOXX Europe TMI индекса. Истраживање обухвата период од 01.01.2010. до 31.12.2012. године и спроводи се на два начина:

- Истраживање се може спровести постављањем линеарног модела логистичке регресије за $P(M_t=1)$, користећи M_{t-1} , S_{t-1} , M_{t-2} и S_{t-2} као улазне податке, где M_t представља правац кретања вредности индекса посматране земље и може имати вредност 1 уколико је принос индекса позитиван, односно 0 у осталим случајевима. Са друге стране, S_t представља правац кретања индекса STOXX Europe TMI.
- Други начин подразумева изградњу 4-2-1 нерекурзивне неуронске мреже са директним везама за $P(M_t=1)$.

Ради поређења добијених резултата, посматрани период дели се на два дела. Први део периода служи за моделовање, док се временски оквир од последњих 6 месеци користи за предвиђање, како би се, поређењем добијених са историјским вредностима, оценила успешност модела.

Примена линеарног модела логистичке регресије показује да се утицај кретања тржишта ЕУ на посматране берзе разликује од земље до земље. BELEXline индекс нема ниједан статистички значајан M_t , односно S_t коефицијент, на основу чега се не може закључити да постоји могућност предвиђања кретања овог индекса на основу његових претходних кретања, односно на основу кретања STOXX Europe TMI индекса у претходним периодима. Са друге стране, код CROBEX, MBI10 и MONEX20 индекса могу се уочити статистички значајни коефицијенти. На кретање CROBEX индекса статистички значајан утицај има кретање STOXX Europe TMI индекса (0,29389). Кретање MBI10 индекса може се предвидети на основу његовог кретања из претходног периода, на шта указује статистички значајан M_t коефицијент (0,77204), док на правац кретања MONEX20 индекса утицај имају како сопствена кретања, тако и кретања STOXX Europe TMI индекса, али са два периода заостатка (0,51231, -0,40913).

Када је реч о земљама чланицама ЕУ, предвиђање правца кретања индекса на основу прошлих кретања, било сопствених или STOXX Еуро ТМI индекса, могуће је једино код SBI индекса. Кретање овог индекса могуће је предвидети на основу његовог кретања из претходног периода, о чему сведочи вредност M_t коефицијента (0,342024). Остали индекси немају статистички значајне M_t , односно S_t коефицијенте. Преглед добијених коефицијената дат је Табелом 4.24.

Табела 4.24. Коефицијенти линеарног модела логистичке регресије за предвиђање кретања посматраних индекса

BELEXline				CROBEX			
	Проц. вредност	Pr(> z)			Проц. вредност	Pr(> z)	
Средња вредност	-0,5599	0,00253	**	Средња вредност	-0,28369	0,1038	
M(t-1)	0,1825	0,29194		M(t-1)	0,1068	0,5472	
S(t-1)	0,2394	0,16677		S(t-1)	0,29389	0,0967	.
M(t-2)	0,27	0,11899		M(t-2)	0,11526	0,5146	
S(t-2)	0,2759	0,11091		S(t-2)	-0,01507	0,9324	
MBI10				MONEX20			
	Проц. вредност	Pr(> z)			Проц. вредност	Pr(> z)	
Средња вредност	-0,74912	0,000068	***	Средња вредност	0,24199	0,23251	
M(t-1)	0,77204	0,000016	***	M(t-1)	-0,08564	0,62187	
S(t-1)	-0,02561	0,884		S(t-1)	-0,21192	0,22129	
M(t-2)	0,28023	0,118		M(t-2)	0,51231	0,00315	**
S(t-2)	0,08433	0,631		S(t-2)	-0,40913	0,01847	*
ASE				BET			
	Проц. вредност	Pr(> z)			Проц. вредност	Pr(> z)	
Средња вредност	-0,2032	0,244		Средња вредност	-0,067603	0,699	
M(t-1)	0,1468	0,405		M(t-1)	0,21551	0,228	
S(t-1)	0,1623	0,357		S(t-1)	0,007231	0,968	
M(t-2)	-0,1841	0,297		M(t-2)	-0,103849	0,561	
S(t-2)	0,165	0,351		S(t-2)	0,109569	0,54	
SBITOP				SOFIX			
	Проц. вредност	Pr(> z)			Проц. вредност	Pr(> z)	
Средња вредност	-0,264325	0,1788		Средња вредност	-0,37459	0,0405	*
M(t-1)	0,342024	0,0464	*	M(t-1)	0,14601	0,3976	
S(t-1)	0,016001	0,9256		S(t-1)	0,07788	0,6518	
M(t-2)	0,040092	0,8155		M(t-2)	0,32779	0,0575	.
S(t-2)	0,009717	0,9548		S(t-2)	0,0893	0,6051	

(извор: рад аутора)

Други начин подразумева изградњу 4-2-1 нерекурзивне неуронске мреже са директним везама. Добијене мреже могу се представити формулама:

- CROBEX :

$$h_{1t} = \frac{\exp(-5.17 + 0.77M_{t-1} - 0.55S_{t-1} + 6.17M_{t-2} - 0.46S_{t-2})}{1 + \exp(-5.17 + 0.77M_{t-1} - 0.55S_{t-1} + 6.17M_{t-2} - 0.46S_{t-2})},$$

$$h_{2t} = \frac{\exp(0.36 - 4.72M_{t-1} + 4.37S_{t-1} + 5.17M_{t-2} + 4.75S_{t-2})}{1 + \exp(0.36 - 4.72M_{t-1} + 4.37S_{t-1} + 5.17M_{t-2} + 4.75S_{t-2})},$$

$$z = 1.35 + 8.30h_{1t} - 2.59h_{2t} - 1.29M_{t-1} + 1.17S_{t-1} - 4.99M_{t-2} + 0.90S_{t-2}.$$

- MBI10:

$$h_{1t} = \frac{\exp(0.51 + 4.01M_{t-1} + 5.58S_{t-1} + 3.86M_{t-2} + 4.24S_{t-2})}{1 + \exp(0.51 + 4.01M_{t-1} + 5.58S_{t-1} + 3.86M_{t-2} + 4.24S_{t-2})},$$

$$h_{2t} = \frac{\exp(10.79 - 11.48M_{t-1} + 9.51S_{t-1} - 8.98M_{t-2} - 17.11S_{t-2})}{1 + \exp(10.79 - 11.48M_{t-1} + 9.51S_{t-1} - 8.98M_{t-2} - 17.11S_{t-2})},$$

$$z = -1.51 - 2.08h_{1t} + 1.91h_{2t} + 2.30M_{t-1} - 0.10S_{t-1} + 1.00M_{t-2} + 0.79S_{t-2}.$$

- MONEX20:

$$h_{1t} = \frac{\exp(-2.52 + 0.53M_{t-1} - 4.13S_{t-1} - 6.57M_{t-2} + 3.60S_{t-2})}{1 + \exp(-2.52 + 0.53M_{t-1} - 4.13S_{t-1} - 6.57M_{t-2} + 3.60S_{t-2})},$$

$$h_{2t} = \frac{\exp(-3.45 + 3.28M_{t-1} + 6.01S_{t-1} - 2.84M_{t-2} + 3.56S_{t-2})}{1 + \exp(-3.45 + 3.28M_{t-1} + 6.01S_{t-1} - 2.84M_{t-2} + 3.56S_{t-2})},$$

$$z = 0.52 + 2.14h_{1t} - 2.63h_{2t} + 0.53M_{t-1} + 1.69S_{t-1} + 0.35M_{t-2} - 0.28S_{t-2}.$$

- BET:

$$h_{1t} = \frac{\exp(1.02 + 2.61M_{t-1} - 1.33S_{t-1} + 2.20M_{t-2} - 1.71S_{t-2})}{1 + \exp(1.02 + 2.61M_{t-1} - 1.33S_{t-1} + 2.20M_{t-2} - 1.71S_{t-2})},$$

$$h_{2t} = \frac{\exp(-0.95 - 2.88M_{t-1} + 4.25S_{t-1} + 1.73M_{t-2} - 4.98S_{t-2})}{1 + \exp(-0.95 - 2.88M_{t-1} + 4.25S_{t-1} + 1.73M_{t-2} - 4.98S_{t-2})},$$

$$z = -0.13 - 1.43h_{1t} + 2.01h_{2t} + 1.29M_{t-1} - 1.26S_{t-1} + 0.13M_{t-2} + 0.61S_{t-2}.$$

- SOFIX:

$$h_{1t} = \frac{\exp(-3.36 + 1.96M_{t-1} - 4.22S_{t-1} + 1.34M_{t-2} - 5.04S_{t-2})}{1 + \exp(-3.36 + 1.96M_{t-1} - 4.22S_{t-1} + 1.34M_{t-2} - 5.04S_{t-2})},$$

$$h_{2t} = \frac{\exp(2.46 + 3.67M_{t-1} + 0.33S_{t-1} - 0.71M_{t-2} - 6.44S_{t-2})}{1 + \exp(2.46 + 3.67M_{t-1} + 0.33S_{t-1} - 0.71M_{t-2} - 6.44S_{t-2})},$$

$$z = 1.81 - 2.02h_{1t} - 2.52h_{2t} + 0.95M_{t-1} - 0.20s_{t-1} + 0.47M_{t-2} - 1.97S_{t-2}.$$

Примењени модели оцењени су на основу броја грешака у односу на историјске вредности. Код CROBEX индекса, примена линеарног модела логистичке регресије се показала успешнијом (78 грешака у односу на 90 грешака неуронске мреже). Овај модел остварио је нешто бољи резултат и код MONEX20 индекса, уз 91 грешку, у односу на 95 грешака колико је направио модел неуронске мреже. Оба модела имају исти број грешака код предвиђања кретања MBI10 индекса (81). Са друге стране, модел неуронске мреже показао је за нијансу боље резултате код предвиђања кретања SOFIX индекса (94 грешке у односу на 95 грешака линеарног модела). Значајно бољим се овај модел показао код предвиђања кретања BET индекса, где је направио свега 86 грешака, у односу на 102 грешке модела логистичке регресије. Добијени резултати у већини случајева потврђују постављену помоћну хипотезу да се применом модела неуронске мреже може извршити предвиђање посматраних временских серија са прихватљивом прецизношћу.

5. УТИЦАЈ ПОСМАТРАНИХ КАРАКТЕРИСТИКА НА ПОРТФОЛИО РИЗИК

Након спроведене анализе, моделовања и предвиђања приноса и волатилности индекса посматраних земаља Југоисточне Европе, у овом делу су добијени резултати примењени у сврху испитивања и процене утицаја посматраних фактора на инвестициони ризик. Испитивана је могућност креирања оптималног портфолија посматраних индекса са аспекта минимализације ризика. Избор удела портфолија вршен је на више начина. Креирани су портфолији са једнаким уделима (EW), са најмањом укупном варијансом (GMV), са најмањом условном ризичном вредношћу (CVaR), са најмањим условним падовима (CDaR), као и портфолио базиран на резултатима примењених модела за моделовање волатилности појединачних индекса. У наставку је пружен компаративни приказ добијених резултата и извршено испитивање могућности примене добијених резултата са циљем смањења инвестиционог ризика приликом креирања портфолија хартија од вредности.

5.1. Преглед испитаних карактеристика које могу утицати на портфолио ризик

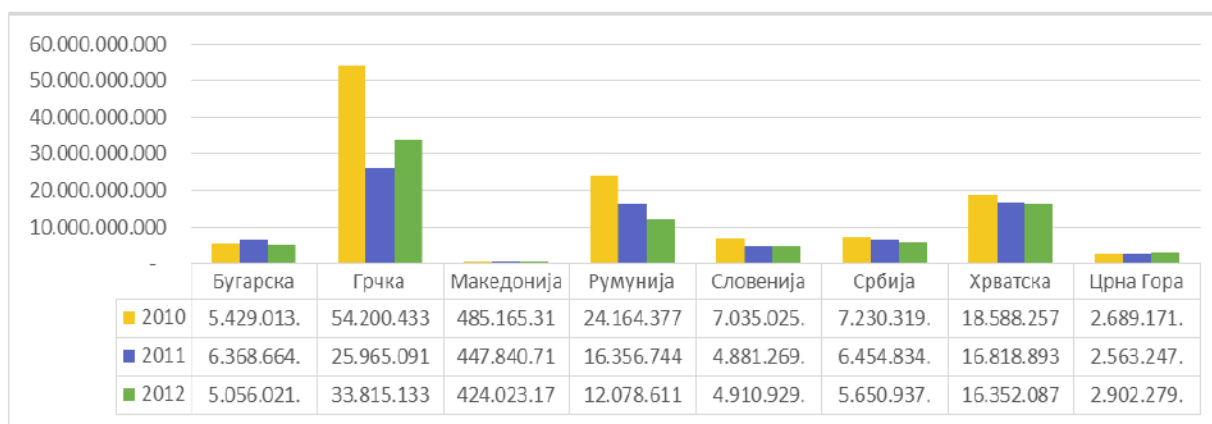
5.1.1. Карактеристике тржишта

За потребе испитивања карактеристика и развијености тржишта капитала, коришћени су следећи показатељи:

- тржишна капитализација,
- удео тржишне капитализације у бруто друштвеном производу,
- укупан промет током посматраног периода,
- удео укупног промета у бруто друштвеном производу и
- рацио промета.

Тржишна капитализација финансијског тржишта представља збир производа цена и броја акција свих предузећа у земљи које се налазе у оптицају. Под домаћим предузећима сматрају се сва предузећа чије се акције котирају на домаћој берзи на крају године. Високе

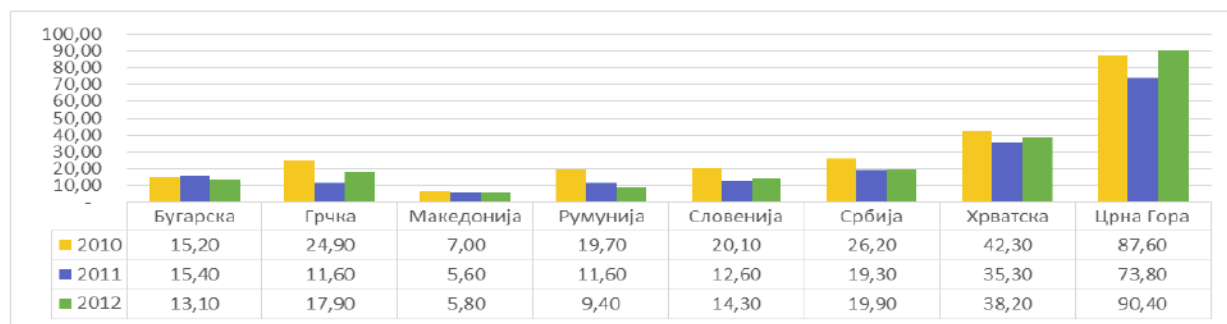
вредности овог показатеља указују на обим берзе и могућности прикупљања значајније количине капитала. Када је реч о посматраним земљама, највећу вредност тржишне капитализације има Атинска берза (33.815.133.897 €), док се на другом и трећем месту налазе Хрватска и Румунија (16.352.087.131 и 12.078.611.161 €). Београдска берза (5.650.937.464 €) се по овом показатељу налази у рангу са финансијским тржиштима Бугарске и Словеније, док се на зачељу налазе берзе Македоније и Црне Горе. Графички приказ тржишне капитализације посматраних финансијских тржишта за 2010, 2011. и 2012. годину дат је Сликаом 5.1.



Слика 5.1. Тржишна капитализација посматраних берзи на крају 2010, 2011. и 2012. године (EUR) (извор: World Data Atlas, <http://knoema.com/atlas>)

Како се величине посматраних привреда могу значајно разликовати, поставља се питање сврсисходности поређења тржишне капитализације различитих земаља. Из тог разлога, често се код поређења предност даје показатељу удела тржишне капитализације у бруто друштвеном производу. Наведени показатељ изражава се у процентуалном износу, при чему у случају земаља са изразито развијеним финансијским тржиштима, односно земаља које извозе финансијске услуге, показатељ може имати и вредност преко 100%. Од посматраних земаља, далеко највећи удео тржишне капитализације у БДП има Црна Гора (90,4%), док се на другом месту налази Хрватска (38,2%). У осталим посматраним земљама наведени показатељ се креће између 5,8% (Македонија) и 19,9% (Србија). Код развијених земаља се удео значајно разликује. У случају Немачке, која представља стабилну развијену привреду, која се не финансира у већој мери на домаћем финансијском тржишту, удео износи 43,7%. Са друге стране, код Велике Британије и Сједињених

Америчких Држава овај удео износи 124, односно 119 процената. Сликаом 5.2 је приказан удео тржишне капитализације у бруто друштвеном производу за период од 2010. до 2012. године.



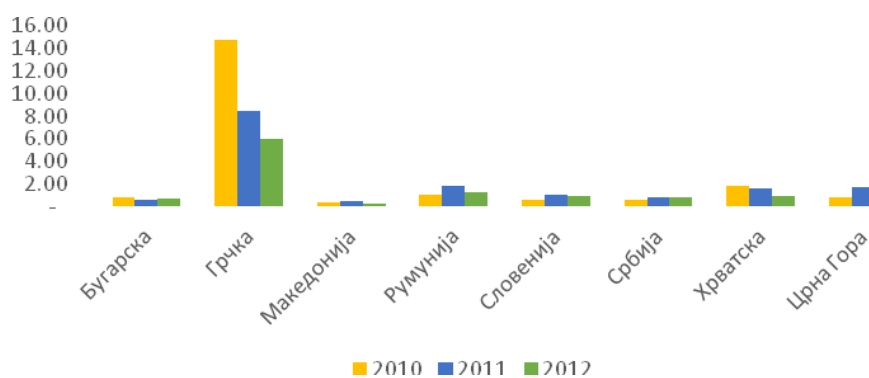
Слика 5.2. Удео тржишне капитализације у бруто друштвеном производу посматраних земаља у периоду од 2010. до 2012. године (извор: World Data Atlas, <http://knoema.com/atlas>).

Показатељ укупног промета представља укупну вредност свих финансијских инструмената којима се вршило трговање у посматраном периоду. Наведени показатељ значајан је са аспекта процене ликвидности финансијских инструмената. По овом показатељу све посматране земље далеко заостају за Грчком, чији је укупан промет 2012. године износио 11.252.482.888 евра. На другом месту налазила се Румунија са прометом од 1.612.558.321, док се промет осталих испитиваних тржишта кретао између 200 и 400 милиона евра (Бугарска, Словенија, Хрватска, Србија), односно мање од 50 милиона евра (Црна Гора, Македонија). Слика 5.3 показује укупан промет посматраних финансијских тржишта у периоду од 2010. до 2012. године.



Слика 5.3. Укупан промет посматраних берзи у периоду од 2010. до 2012. године. (извор: World Data Atlas, <http://knoema.com/atlas>).

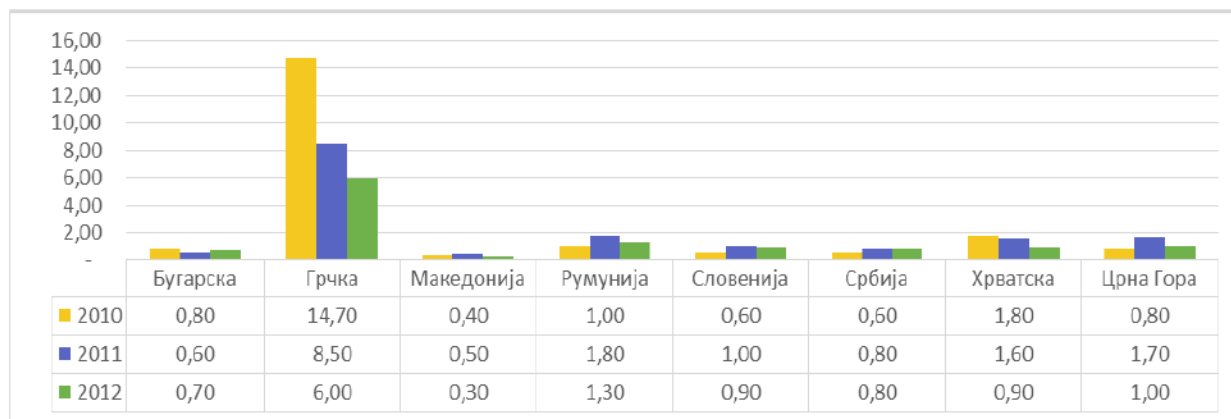
Упитност упоредивости претходног показатеља услед разлика у величини привреда поређених земаља условљава примену следећа два показатеља: удео укупног промета у бруто друштвеном производу и рацио промета. Удео укупног промета у БДП представља количник бруто друштвеног производа и укупне вредности финансијских инструмената којима се трговало у посматраном периоду. Овај показатељ показује слична кретања за посматране земље као и показатељ укупног промета. Највећу вредност посматраног показатеља у 2012. години имала је Грчка (6%), док је код осталих земаља овај рацио занемарљиво низак (мањи од 1,5%). Када је реч о развијеним привредама, рацио укупног промета у БДП за Немачку износи 36%, док је код Велике Британије и САД вредност рација већа од 100% (102,2%, односно 136,3%). Графички приказ вредности рација укупног промета у БДП дат је Сликаом 5.4.



Слика 5.4. Рацио укупног промета у бруто друштвеном производу посматраних земаља у периоду од 2010. до 2012. године (извор: World Data Atlas, <http://knoema.com/atlas>).

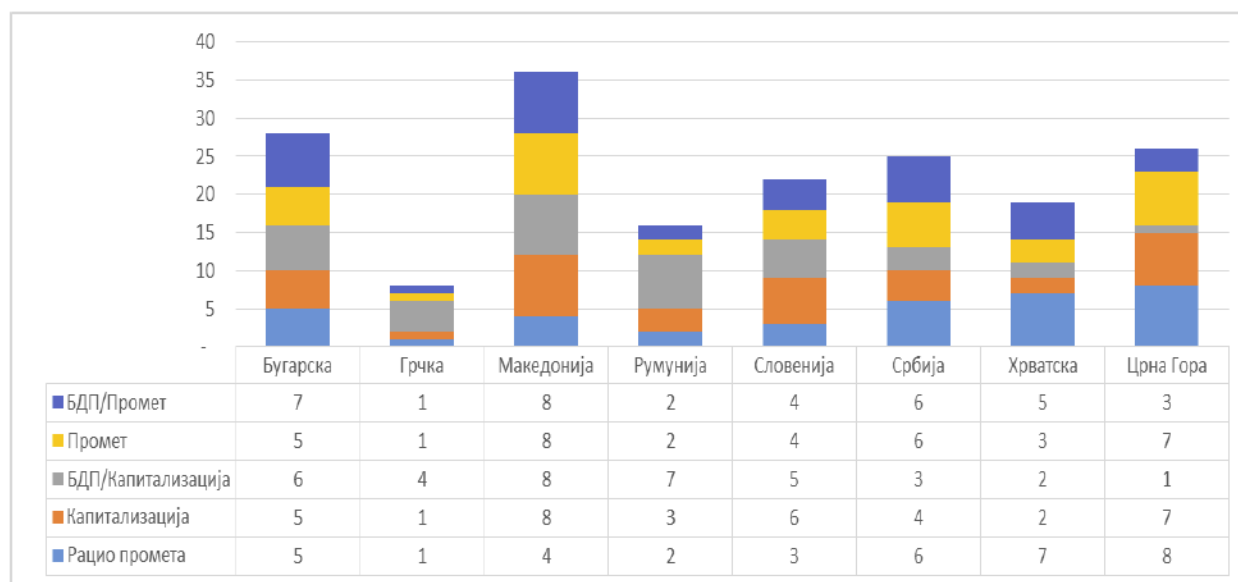
На сличне резултате указује и рацио обрта. Наведени рацио представља однос укупног промета финансијских инструмената током посматраног периода и просечне тржишне капитализације, која представља средњу вредност тржишне капитализације на почетку и на крају посматраног периода. Највиши рацио обрта има Атинска берза (37,93%), док је на другом месту Букурештанска берза (11,45%). Све остале испитиване земље имају изузетно низак рацио обрта, који се креће од 1,2 процента код Монтенегроберзе, до 6,24% када је у питању Љубљанска берза. Поређења ради, код финансијских тржишта Немачке, Велике Британије и САД се поменути рацио креће између 80 и 125% (91,77%, 84,04% и 124,6%).

Сликом 5.5 представљене су вредности рација обрта за посматране земље у периоду од 2010. до 2012. године.



Слика 5.5. Рацио обрта за посматране земље у периоду од 2010. до 2012. године (извор: World Data Atlas, <http://knoema.com/atlas>).

На основу изнетих показатеља, може се закључити да Грчка има најразвијеније тржиште капитала. Од анализираних пет показатеља, Атинска берза представља водећу берзу по четири показатеља: рацију промета, укупној тржишној капитализацији, укупном промету и рацију укупног промета и бруто друштвеног производа. Високе вредности промета и тржишне капитализације у значајној мери олакшавају управљање портфолио ризицима кроз диверзификацију и инвестирање у ликвидне хартије од вредности. Такође, иако трговина акцијама има највећи удео, на Атинској берзи се тргује и обвезницама, ETF-овима и финансијским дериватима, што отвара могућности хецовања ризика. Са друге стране, Македонска берза представља најлошије рангирану берзу по четири од испитаних пет показатеља: тржишној капитализацији, укупном промету, као и уделима тржишне капитализације и укупног промета у бруто друштвеном производу. По рацију промета, Македонска берза се налази на четвртом месту. Графички приказ рангирања финансијских тржишта на основу посматраних показатеља дат је Сликом 5.6.



Слика 5.6. Рангирање испитиваних финансијских тржишта на основу посматраних показатеља (извор: рад аутора).

Када је реч о Србији, у укупном рангу Београдска берза се налази на петом месту. Пристојна тржишна капитализација Берзе (4. позиција у укупном рангу), као и добар удео капитализације у БДП-у (3. позиција у укупном рангу) указују на солидне развојне могућности овог финансијског тржишта. Са друге стране, показатељи промета указују на приличну тромост и недостатак ликвидности овог тржишта (6. место по свим наведеним показатељима). Такође, за разлику од већине посматраних финансијских тржишта, Београдска берза је ограничена на трговање акцијама и обвезницама. На већини чак и слабије развијених берзи у региону тргује се далеко ширим дијапазоном финансијских инструмената, попут финансијских деривата, комерцијалних и благајничких записа, инвестиционих јединица фондова, права, структурисаних финансијских производа. Разноврсност финансијских инструмената отворила би Београдској берзи могућности хецовања ризика, као и лакше диверзификације. Такође, створили би се услови за трансфер ризика путем секјуритизације различитих видова финансијске имовине.

5.1.2. Основна статистика индекса, календарски ефекти, левериџ и ефекти премије ризика

У овом делу рада пажња је усмерена на параметре основне статистике који ближе описују карактеристике расподела приноса посматраних индекса. Такође, испитује се динамика параметара који указују на постојање левериџа и календарских ефеката, као и ефекта премије ризика, како би се испитале претпоставке о будућим кретањима наведених вредности, као и могућим утицајима на ризик портфолија. Када је реч о коефицијенту симетрије, уочљива је изражена позитивна симетрија Stobex и MBI10 индекса (1,224477 и 0,376539), док Belexline и Mopex индекси бележе блаже негативне вредности овог параметра (-0,19801 и -0,076497). Осим израженог позитивног коефицијента асиметричности код Stobex индекса, стиче се утисак да по овом параметру посматране берзе прате кретања европских финансијских тржишта.

Изражена позитивна асиметрија код расподеле Stobex индекса последица је појаве екстремне вредности која не представља кретање приноса узроковано уобичајеним факторима економске природе. Нагли скок приноса наступио је као последица престанка мере привремене обуставе трговине акцијама INE од стране регулаторног тела HANFA.

Коефицијенти спљоштености, са друге стране, указују на значајне разлике између финансијских тржишта кандидата и чланица ЕУ. Код индекса чланица ЕУ вредности овог параметра крећу се између 5,3 и 6,2, при чему је коефицијент спљоштености STOXX Еуропе ТМ1 индекса за исти период 6,03. Изузетак представља једино индекс Букурештанске берзе, чији коефицијент спљоштености износи 11,54. Наведене вредности коефицијената представљају значајно смањење у односу на период од 2000. до 2003. године, када су се ове вредности за посматране земље чланице (у наведеном периоду кандидате) кретале између 6,00 и 22,58. Како је у истом периоду наведени коефицијент за STOXX Еуропе ТМ1 индекс износио 4,53, искључује се могућност да су високи коефицијенти у периоду од 2000. до 2003. године узроковани глобалним тржишним кретањима. Супротно томе, може се закључити да у наведеном периоду финансијска

тржишта тадашњих кандидата нису у већој мери пратила тржишна кретања ЕУ, већ су имала далеко израженије „дебеле репове“, карактеристичне за финансијске временске серије. Може се очекивати да ће у наредном периоду приликом приближавања земаља кандидата ЕУ доћи до опадања вредности коефицијената спљоштености, а самим тим и смањења удела екстремних приноса, и ризичности улагања у наведена финансијска тржишта.

Стандардне девијације приноса индекса земаља кандидата крећу се од 0,72 за Belexline и 0,86 за Crobex и MBI10, до 1,09 за Monex. Индекс STOXX Europe TMI у истом периоду имао је нешто вишу стандардну девијацију од 1,17, што су пратили и индекси земаља чланица ЕУ (Грчка: 2,35, Румунија: 1,29, Словенија: 0,95, Бугарска: 0,90). Више вредности стандардних девијација у посматраном периоду одраз су повећане волатилности након глобалне финансијске кризе. На основу вредности стандардних девијација земаља кандидата, може се закључити да су поменута финансијска тржишта слабије повезана са финансијским тржиштима Европске уније. У наредном периоду се може очекивати приближавање ових вредности вредностима основних статистика земаља чланица. Вредности наведених показатеља основне статистике приказане су Табелом 5.1.

Табела 5.1. Показатељи основне статистике посматраних берзанских индекса у периодима 2000-2003. и 2010-2013. година.

Индекс	Коефицијент симетрије		Коефицијент спљоштености		Стандардна девијација	
	2000-2003	2010-2013	2000-2003	2010-2013	2000-2003	2010-2013
BELEXline	n/a	-0,19801	n/a	13,66611	n/a	0,718954
CROBEX	n/a	1,224477	n/a	18,8937	n/a	0,853973
MBI10	n/a	0,376539	n/a	11,25811	n/a	0,858378
MONEX20	n/a	-0,076497	n/a	10,41608	n/a	1,094657
ASE General	0,090679	0,371397	7,009017	5,293836	1,677128	2,348919
BET	-0,010414	0,056798	6,012675	11,54556	1,38771	1,287597
SBITOP	1,397755	-0,246787	22,58595	6,139122	0,797411	0,953758
SOFIX	-0,353848	-0,066247	19,9414	5,475169	2,886103	0,899907
STOXX Europe	-0,040789	-0,132795	4,538662	6,031432	1,438273	1,168093

(извор: рад аутора)

Када је реч о левериџ ефекту, статистички значајни коефицијенти јављају се код Crobex, Monex20 и ASE *General* индекса, при чему коефицијенти имају мале негативне вредности

(-0,05702, -0,03166, -0,02916). Индекси преосталих земаља нису испољили статистички значајне коефицијенте. Наведене вредности указују на веома сличне реакције посматраних финансијских тржишта, при чему се не може закључити да позитивне и негативне вести имају различит утицај на кретање волатилности. У периоду између 2000. и 2003. године *ASE General* и *SOFIX* индекси су имали доста израженије вредности коефицијената левериџ ефекта (0,18737, -0,34245). Са друге стране, *STOXX Europe TMI* индекс има изражен позитиван коефицијент у оба посматрана периода, при чему је у односу на период од 2000. до 2003. године дошло до повећања вредности коефицијента (0,174223, 0,226742).

Статистички значајан коефицијент премије ризика јавља се једино у серији приноса индекса Македонске берзе (0,47517). С обзиром на то да се премија ризика не јавља ни на једном од преосталих испитиваних финансијских тржишта, као ни код серије приноса *STOXX Europe TMI* индекса, може се очекивати да ће се даљим развојем Македонске берзе ефекат премије ризика изгубити.

Статистички значајни календарски ефекти присутни су код пет од осам испитаних финансијских тржишта. Када су у питању земље кандидати, календарски ефекти се могу уочити код *BELEXline* и *CROBEX* индекса (0,146776, -0,25043), док се код земаља чланица наведени ефекти јављају код *ASE General*, *BET* и *SBTOP* индекса (-0,46145, -0,28848, -0,2062). Као и код левериџ ефекта, може се приметити да посматране берзе имају међусобно слична кретања, при чему се она разликују од кретања финансијских тржишта ЕУ.

Вредности посматраних ефеката приказане су у Табели 5.2.

Табела 5.2. Вредности коефицијената левериц ефекта, премије ризика и викенд ефекта код посматраних берзанских индекса у периодима 2000-2003. и 2010-2013. година.

Индекс	левериц ефекат		Премија ризика		Календар. ефекти	
	2000-2003	2010-2013	2000-2003	2010-2013	2000-2003	2010-2013
BELEXline	n/a	-	n/a	-	n/a	0,146776
CROBEX	n/a	-0,05702	n/a	-	n/a	-0,25043
MBI10	n/a	-	n/a	0,47517	n/a	-
MONEX20	n/a	-0,03166	n/a	-	n/a	-
ASE General	0,18737	-0,02916	-	-	-0,3224	-0,46145
BET	-	-	-	-	-	-0,28848
SBITOP	-	-	-	-	0,106166	-0,2062
SOFIX	-0,34245	-	-	-	-	-

(извор: рад аутора)

5.2. Примена регресије у оптимизацији портфолио ризика

Главе 2, 3 и 4 четвртог дела рада посвећене су униваријантном моделовању серија приноса посматраних земаља кандидата и чланица ЕУ. У наведене сврхе коришћени су ARMA модели за моделовање приноса, у комбинацији са GARCH моделима за потребе моделовања волатилности. У зависности од карактеристика испитиваних серија, примењени су различити асиметрични и симетрични GARCH модели за потребе испитивања левериц ефекта, са или без *dummy* варијабли у сврху обухватања календарских ефеката, као и *in mean* модели ради испитивања постојања ефекта премије ризика. Сви модели оцењени су према вредностима AIC, BIC и HQ информационих критеријума, а на основу добијених резултата, за земље кандидате за улазак у ЕУ, може се закључити следеће:

- Код BELEXline индекса није уочено постојање статистички значајног левериц ефекта, као ни ефекта премије ризика, док се може уочити значајан викенд ефекат. Од испитаних модела, као оптималан за овај индекс показао се ARMA(1,1)-GARCH(1,1) модел са Студентовом расподелом и *dummy* варијаблама за викенд ефекат;
- Моделовање CROBEX индекса је такође показало постојање статистички значајних викенд ефеката, док се не могу уочити ефекти премије ризика. За разлику од

BELEXline индекса, на хрватском финансијском тржишту је уочљив и левериџ ефекат, те је оптималан модел за CROBEX индекс ARMA(0,1)-EGARCH(1,1) са GED расподелом и *dummy* варијаблама за викенд ефекте;

- MBI10 индекс, за разлику од свих осталих испитиваних индекса, показује статистички значајан ефекат премије ризика. Код овог индекса, међутим, нису присутни левериџ, ни викенд ефекти. Као оптималан модел за кретање овог индекса одабран је ARMA(0,1)-GARCH-m(1,1) модел са Студентовом расподелом;
- Финансијско тржиште Црне Горе, представљено MONEX20 индексом, показује особине тржишта са левериџ ефектом. Са друге стране, на овој берзи се не уочава присуство статистички значајног ефекта премије ризика, као ни календарских ефеката, па је као оптималан модел изабран ARMA(0,0)-EGARCH(2,3) модел са Студентовом расподелом.

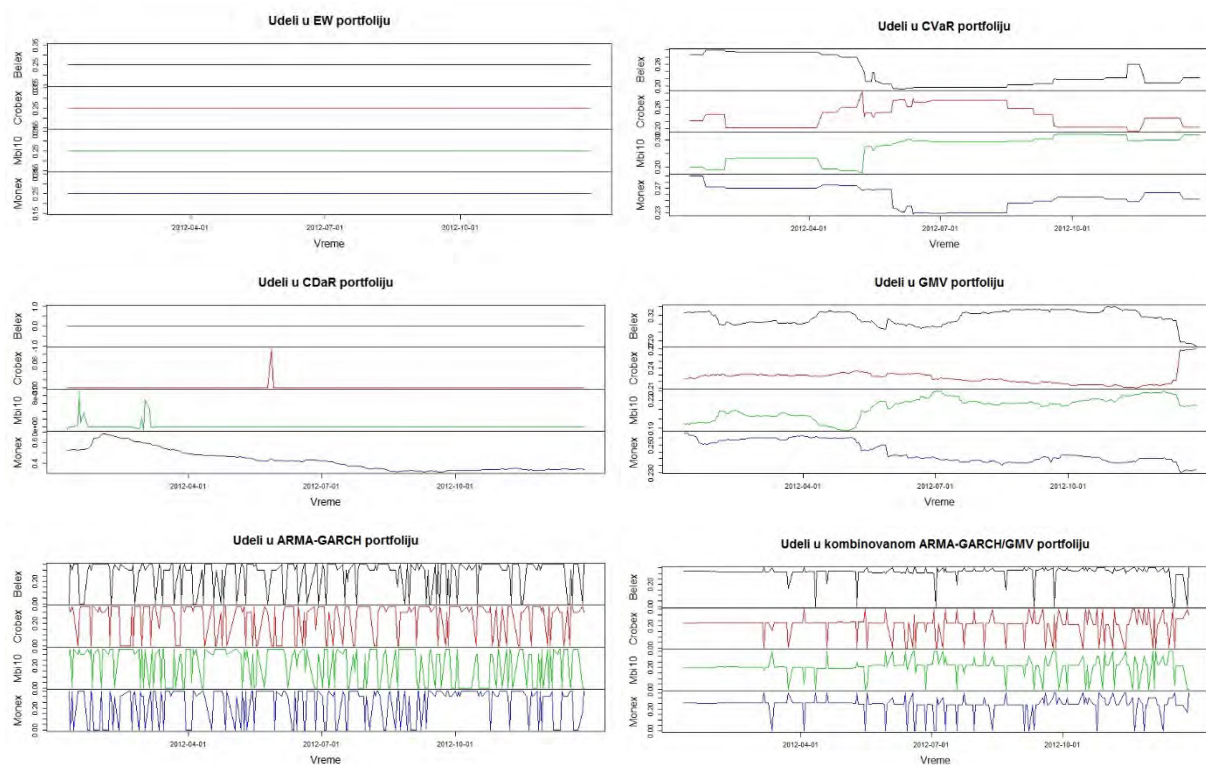
Изабрани модели разликују се за сваки испитивани индекс, како би се истражила могућност примене различитих модела, прилагођених свакој серији посебно, за креирање и оптимизацију портфолија са аспекта ризика и приноса. Портфолио је креиран од четири индекса земаља кандидата за улазак у ЕУ: BELEXline, CROBEX, MBI10 и MONEX20, применом *rolling* методе. Наведена метода подразумева одређивање периода у оквиру којег се примењује одређени модел, након чега се добијени резултати бележе, период се помера за једну временску јединицу унапред и цео поступак се понавља. У истраживању су примењени модели који обезбеђују следеће портфолије:

- *Equally weighted* портфолио – креирани портфолио подразумева подједнаку заступљеност сва четири индекса током целог периода испитивања;
- *Global minimum variance* портфолио – портфолио се креира тако да се удели индекса унутар портфолија одређују на основу принципа Марковицеве портфолио оптимизације;
- *Conditional Value at Risk* портфолио – удели индекса у портфолију одређују се по принципу минимализације условне ризичне вредности, при чему се VaR може

дефинисати као мера потенцијалног губитка у посматраном периоду, насталог услед промена цена хартија од вредности у склопу портфолија и процењеног на основу података из прошлости, док је условна ризична вредност очекивана вредност која прекорачује VaR за задати ниво поверења;

- *Conditional Drowdown* портфолио – представља портфолио добијен на основу оптимизације која има за циљ избегавање значајних падова у вредности портфолија, као и падова који се могу десити у дужем временском периоду. Пад у вредности портфолија у тренутку t може се дефинисати као разлика између максималне вредности портфолија до тренутка t и вредности портфолија у тренутку t , и
- Портфолио оптимизован применом ARMA-GARCH модела.

Удели индекса у испитиваним портфолијима одређивани су на основу информација добијених из серија посматраних индекса у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2012. године, да би се затим *rolling* методом посматрани период померао за по један дан, до 31.12.2012. године. Ребалансирање је допуштено на дневном нивоу, при чему се трансакциони трошкови не узимају у обзир. Динамика добијених удела графички је приказана Сликом 5.7, заједно са динамиком удела ARMA-GARCH/GMV портфолија, који ће бити објашњен касније.



Слика 5.7. Динамика кретања удела индекса у EW, CVaR, CDaR, GMV, ARMA-GARCH и комбинованом ARMA-GARCH портфолију (извор: рад аутора).

Одабрани униваријантни ARMA-GARCH модели примењени су на сваком испитиваном индексу у две сврхе. Као прво, модел је искоришћен за предвиђање приноса посматраног индекса. Друго, на основу модела креирана је и серија очекиваних условних варијанси. На основу добијених серија предвиђених приноса и очекиваних условних варијанси, оптимални удели индекса у портфолију одређени су методом линеарног програмирања. Методу линеарног програмирања промовисао је Канторович (1940) и она представља технику математичке оптимизације линеарне циљне функције, уз ограничења линеарних једнакости и неједнакости, а може се представити следећом формулом:

$$\max \{c^T x \mid Ax \leq b \wedge x \geq 0\}.$$

У случају портфолио оптимизације у овом истраживању, функција која се оптимизује методом линеарног програмирања може се представити следећим записом:

$$\min \{ ES_1 x_1 + ES_2 x_2 + ES_3 x_3 + ES_4 x_4 \},$$

$$RE_1 x_1 + RE_2 x_2 + RE_3 x_3 + RE_4 x_4 \geq \max(RE) \wedge x_1, x_2, x_3, x_4 \leq 0.3,$$

где ES_1, ES_2, ES_3, ES_4 представљају очекиване условне варијансе индекса BELEXline, CROBEX, MBI10 и MONEX20, док су RE_1, RE_2, RE_3 и RE_4 предвиђене вредности приноса на основу изабраних ARMA-GARCH модела. Методом линеарног програмирања траже се вредности удела сваког од индекса у портфолију тако да добијени удели минимизују очекиване условне варијансе, уз ограничења да приноси портфолија буду већи (или једнаки) од максималног појединачног приноса сваког индекса, и да удео у појединачном индексу не прелази 30% укупне вредности портфолија. Ризичност добијених портфолија мери се следећим мерама: висином ризичне вредности, величином очекиваног мањка, бројем значајних падова у вредности портфолија, као и минималним, средњим и максималним вредностима значајних падова. Успешност портфолија мери се годишњим приносом, док је као мера односа приноса и ризика узет Шарпов (Sharpe) рацио.

Ризична вредност најнижа је код CDaR портфолија (0,62192), што указује на најмањи ризик инвестирања у овај портфолио по том критеријуму. Портфолија оптимизована на основу EW, CVaR и GMV удела имају приближно једнаке ризичне вредности (0,64089, 0,64835 и 0,63918), које су нешто више од овог показатеља за CDaR портфолио. Портфолио добијен применом ARMA-GARCH модела показује значајно вишу вредност (0,70084).

Величина очекиваног мањка је показатељ који у великој мери прати ризичну вредност. Овај показатељ такође упућује на CDaR портфолио као најмање ризичан избор (0,77509). Портфолија EW, CVaR и GMV имају сличне вредности овог показатеља (0,80013, 0,80854 и 0,79876), док се ARMA-GARCH модел поново показује као најризичнији (0,88269).

Број и величина значајних падова не дају јасне индикације о најмање ризичном портфолију. Портфолио CDaR, који је по досадашњим показатељима представљао најмање ризичан портфолио, има само два значајна пада. Вредности ових падова су, међутим, доста високе. Средња вредност значајног пада износи 5,378, што је и највиша вредност од свих

посматраних портфолија. Најниже просечне вредности значајних падова имају GMV и ARMA-GARCH модели (1,024, 1,511), док се као средњеризични по овом критеријуму могу оценити EW и CVaR (3,631, 4,791).

Испитивање приноса портфолија даје знатно другачије резултате. Портфолио CDaR, који се по већини критеријума показао као најмање ризичан, представља и портфолио са највишим негативним годишњим приносом (-0,04836). Поред CDaR, и EW, CVaR и GMV портфолија показују негативну вредност годишњих приноса (-0,03659, -0,04560, -0,02910), док ARMA-GARCH портфолио једини остварује позитиван годишњи принос од 3,608%. Шарпов рацио указује на то да, иако је CDaR по већини показатеља био најмање ризичан портфолио, представља портфолио са најлошијим односом приноса и ризика (-0,05171). Најбољи принос по јединици ризика показује ARMA-GARCH као једини портфолио који је остварио позитиван годишњи принос (0,03442), док се између налазе вредности рациа за EW, CVaR и GMV портфолије (-0,03682, -0,04629, -0,02871). Позитивна вредност рација ARMA-GARCH портфолија у односу на негативне вредности код осталих портфолија онемогућавају јасно поређење исплативости улагања. Вредности анализираних показатеља приказани су Табелом 5.3.

Табела 5.3. Показатељи ризичности и исплативости портфолија добијених применом EW, GMV, CVaR, CDaR и ARMA-GARCH модела.

	EW	CVaR	CDaR	ARMA-GARCH	GMV
VaR 95%	0,64089	0,64835	0,62192	0,70084	0,63918
Exp. Shortfall	0,80013	0,80854	0,77509	0,88269	0,79876
Sharpe	-0,03682	-0,04629	-0,05171	0,03442	-0,02871
Год. принос	-0,03659	-0,04560	-0,04836	0,03608	-0,02910
Број DD	4	3	2	9	3
Мин. DD	0,0181	0,7204	0,6021	0	0,0181
Средњи DD	3,631	4,791	5,378	1,511	1,024
Макс. DD	11,79	11,63	10,15	9,431	2,029

(извор: рад аутора)

С обзиром на високу ризичност добијеног ARMA-GARCH портфолија, али уз изражено боље резултате приноса, испитан је додатни портфолио, код којег се удели индекса одређују помоћу *switching* ARMA-garch/GMV модела. Наведени модел подразумева

комбинацију критеријума за одређивање удела коришћених код формирања ARMA-GARCH и GMV модела, и може се представити изразом:

$$x = \begin{cases} x_{garch}, & \text{za } ES_{garch} < ES_{gmv} \\ x_{gmv}, & \text{za } ES_{garch} > ES_{gmv} \end{cases},$$

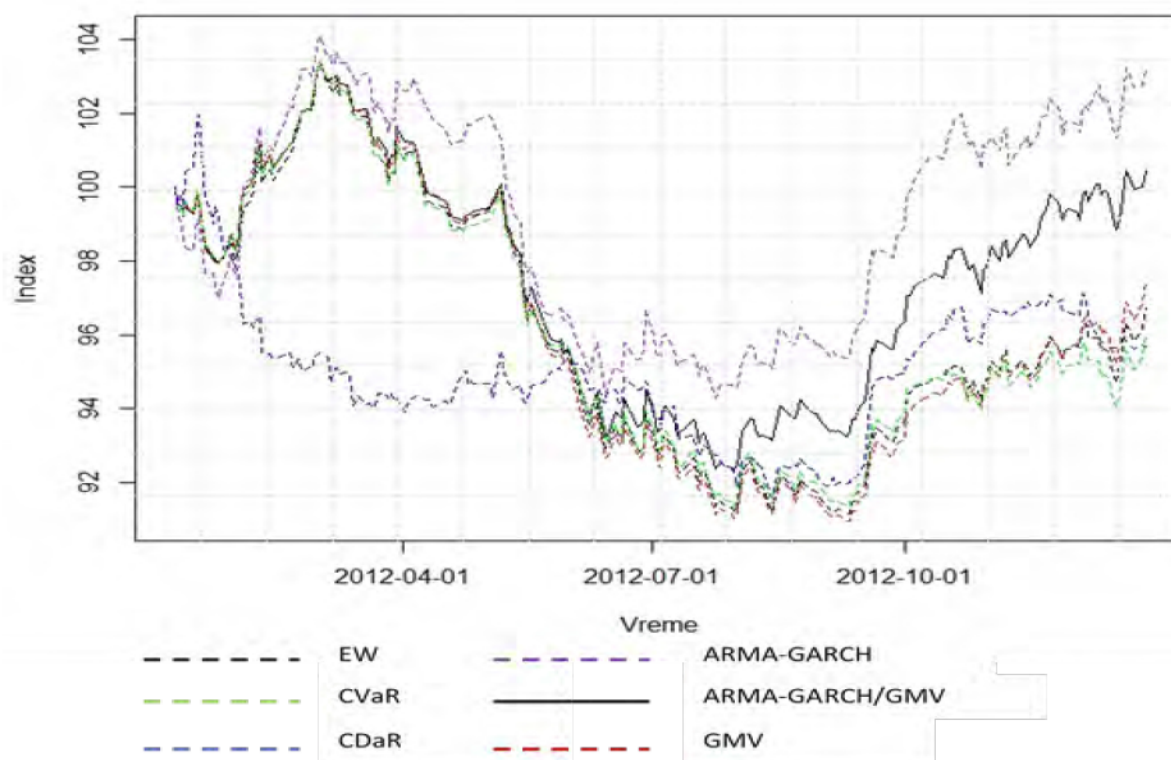
где су x , x_{garch} и x_{gmv} удели индекса у портфолију, као и удели добијени применом ARMA-GARCH, односно GMV моделом, док су ES_{garch} и ES_{gmv} очекиване варијансе портфолија добијених ARMA-GARCH и GMV моделима. Добијени портфолио по показатељима ризичности спада у најбоље портфолије и веома је близу портфолију добијеном применом CDaR модела. Ризична вредност код ARMA-GARCH/GMV модела износи 0,62714, што представља веома интересантан резултат, с обзиром на то да се комбинацијом примене ова два модела добила нижа ризична вредност портфолија од вредности коју има сваки од портфолија по наведеним моделима понаособ. Исто се може закључити и испитивањем очекиваног мањка, који за ARMA-GARCH/GMV портфолио износи 0,78715. По броју и величини очекиваних падова вредности портфолио показује нешто лошије резултате у односу на GMV (три), што је и даље боље у поређењу са ARMA-GARCH портфолиом.

Вредности испитаних показатеља ARMA-GARCH/GMV модела могу се видети у Табели 5.4, док је графички приказ кретања вредности EW, GMV, CVaR, CDaR, ARMA-GARCH и ARMA-GARCH/GMV портфолија дат Сликаом 5.8.

Табела 5.4. Показатељи ризичности и исплативости портфолија добијеног применом ARMA-GARCH/GMV модела.

ARMA-GARCH/GMV			
Sharpe	Год. принос	VaR 95%	Exp. Shortfall
0,00716	0,00509	0,62714	0,78715
Број DD	Мин. DD	Средњи DD	Макс. DD
3	0,7305	4,493	10,68

(извор: рад аутора)



Слика 5.8. Кретање вредности портфолија добијених применом EW, GMV, CVaR, CDaR, ARMA-GARCH и ARMA-GARCH/GMV модела (извор: рад аутора).

Показатељи приноса указују на то да је, и поред значајног смањења ризичности, портфолио остао као једини поред ARMA-GARCH који је у посматраном периоду повећао своју вредност. Позитиван годишњи принос од 0,509%, као и вредност Шарповог рација од 0,00716 представљају далеко бољи резултат у односу на EW, GMV, CVaR и CDaR портфолије, уз у већини случајева нижи, или приближан степен ризика. На основу приказаних добијених резултата, може се закључити да је потврђена помоћна хипотеза да се резултати могу применити за потребе минимизирања ризика приликом инвестирања у портфолио хартија од вредности. Такође, овим је потврђена и основна хипотеза од које се кренуло у дисертацији, да се применом метода и модела за испитивање и моделовање волатилности може допринети смањењу ризика приликом креирања и инвестирања у портфолија хартија од вредности у условима ближег повезивања финансијских тржишта Југоисточне Европе са тржиштима Европске уније.

ЗАКЉУЧАК

Предмет истраживања овог рада био је да испита могућности практичне примене регресионе анализе финансијских временских серија са циљем унапређења одлука код управљања портфолио ризицима. Приликом истраживања, акценат је стављен на специфичности испитиваних финансијских тржишта, које се пре свега огледају у очекиваним променама карактеристика и трансформацијама посматраних тржишта услед приближавања земаља Европској унији. У ту сврху, одабране су две групе земаља, које обухватају групу земаља које су у периоду испитивања биле земље кандидати за улазак у ЕУ, као и групу земаља чланица ЕУ у посматраном периоду. На основу дефинисаних група, одређене су финансијске временске серије које представљају предмет истраживања. Када је реч о земљама кандидатима за улазак у ЕУ, испитиване су следеће временске серије:

- BELEXline – представља основни бенчмарк индекс Београдске берзе Србије, који је пондерисан тржишном капитализацијом која се налази у слободном промету;
- CROBEX – званични берзански индекс Загребачке берзе Хрватске, базиран на ценама акција двадесет пет компанија котираних на хрватској берзи;
- MBI10 – званични берзански индекс Македонске берзе, базиран на ценама акција десет компанија котираних на македонској берзи;
- MONEX20 – званични индекс Монетенгроберзе Црне Горе, који је сачињен од најликвиднијих акција двадесет компанија чије су акције котиране на тржишту црногорске берзе.

Када је реч о земљама чланицама ЕУ, предмет испитивања биле су следеће финансијске серије:

- BET индекс – официјелни индекс Букурештанске берзе Румуније, састављен од десет акција којима се тргује на наведеној берзи;
- Athens SE General индекс – композитни индекс Атинске берзе Грчке;

- SBI TOP индекс представља „*blue-chip*“ бенчмарк индекс Љубљанске берзе Словеније;
- SOFIX – званични индекс Бугарске берзе у Софији, који садржи 15 најзаступљенијих акција на Бугарској берзи.

Наведени индекси земаља кандидата за улазак у ЕУ испитивани су у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године, док су индекси земаља чланица испитивани у два периода. Поред периода од 01.01.2010. до 01.01.2013. године, ове временске серије испитују се и у раздобљу од 01.01.2000. до 01.01.2003. године, када су наведене земље биле у статусу кандидата за улазак у ЕУ. Мотив за овакво дефинисање периода је да се омогући компарација карактеристика финансијских тржишта земаља чланица са карактеристикама које су ова тржишта имала док су земље биле у статусу кандидата, како би се извели закључци који могу бити од користи приликом сагледавања будућих кретања ризика финансијских тржишта садашњих кандидата за улазак у ЕУ.

Ради тестирања хипотеза постављених на почетку дисертације, извршена су следећа испитивања:

- Испитане су квалитативне и квантитативне карактеристике посматраних финансијских тржишта и њихових званичних индекса;
- Извршена су тестирања финансијских временских серија и спроведено је моделовање њихових приноса применом ARMA модела, као и волатилности коришћењем GARCH, GARCH-M, EGARCH и GJR *Threshold* GARCH модела са нормалном, Студентовом t и GED расподелом. Одлука о избору оптималног модела за сваки индекс донета је на основу способности да „ухвати“ левериџ, календарске и ефекте премија ризика у посматраној финансијској временској серији;
- Спроведено је испитивање могућих преливања волатилности са финансијског тржишта ЕУ на посматране берзе применом ограниченог биваријантног *rolling* BEKK-GARCH(1,1) модела на серије приноса STOXX Европе TMI индекса и серије

приноса индекса посматраних земаља у периоду од 01.01.2010. до 01.01.2013. године;

- Испитана је могућност предвиђања кретања приноса посматраних финансијских тржишта на основу њихових претходних кретања, односно на основу претходних кретања STOXX Europe TMI индекса применом 4-2-1 нерекурзивне неуронске мреже са директним везама;
- Могућност примене регресионе анализе у сврху смањења портфолио ризика испитана је формирањем портфолија од индекса земаља кандидата за улазак у ЕУ. Удели у портфолију одређују се на основу предвиђања оптималних ARMA-GARCH модела за сваки посматрани индекс појединачно. Резултати добијеног портфолија упоређени су са резултатима EW, GMV, CVaR и CDaR портфолија. На крају, формиран је и *switching* ARMA-GARCH/GMV портфолио, чији су резултати посебно анализирани са аспекта приноса и ризичности.

Карактеристике финансијских тржишта земаља кандидата и чланица ЕУ разматране су у трећем делу рада. Може се уочити да тржишта кандидата већином карактеришу низак ниво тржишне капитализације и промета, као и узак спектар хартија од вредности. Изузетак представља Загребачка берза, која по наведеним показатељима заузима друго место, иза Атинске берзе. На берзама Србије, Македоније и Црне Горе тргује се само акцијама и обвезницама, док се може увидети да сва финансијска тржишта земаља чланица ЕУ, упркос чињеници да по тржишној капитализацији и промету не предњаче у односу на тржишта земаља кандидата, поред наведених имају и шири спектар других хартија од вредности. На Букурештанској берзи се, поред акција и обвезница, могу уочити и јединице фондова, структурисани производи и фјучерси. Љубљанска берза, поред наведених, поседује и благајничке и комерцијалне записе, док се на тржишту Бугарске тргује облигационим папирима за заједничка улагања у преносиве хартије од вредности, као и хартијама од вредности трустова који инвестирају у некретнине.

Када је реч о квантитативним показатељима, може се закључити да Београдска берза поседује пристојну тржишну капитализацију, као и добар удео капитализације у БДП-у.

Са друге стране, показатељи промета указују на приличну тромост и недостатак ликвидности овог тржишта. Треба имати у виду да развој финансијског тржишта у великој мери зависи и од привредног развоја земље, односно од развијености реалног сектора. Привредни развој свакако би утицао на повећање потребе за инвестицијама, што би изазвало појаву ширег спектра финансијских инструмената. Повећање разноврсности финансијских инструмената отворило би могућности хецовања ризика, као и лакше диверзификације. Такође, створили би се услови за трансфер ризика путем секјуритизације различитих видова финансијске имовине. Ова дешавања, уз повећање БДП, могла би утицати на појаву већег броја малих инвеститора, и повећање ликвидности финансијских инструмената којима се тргује на берзи. Наравно, треба имати у виду да би евентуални пад привредних активности имао јак супротан утицај на развој Београдске берзе. Овакав утицај би могао успорити, или у потпуности поништити позитивне утицаје настале услед ближег повезивања домаће берзе са финансијским тржиштима ЕУ.

Анализа основних статистика и униваријантно моделовање берзанских индекса омогућили су да се изведу одређени закључци о даљим кретањима берзи земаља кандидата за улазак у ЕУ. Може се уочити да се коефицијенти спљоштености расподеле индекса земаља кандидата већином крећу између вредности 5 и 7. Изузетак представља коефицијент индекса ВЕТ, који износи 11,5. Са друге стране, вредности ових коефицијената код индекса земаља чланица крећу се у распону од 10 до 19. Имајући у виду да су коефицијенти спљоштености земаља чланица у периоду када су биле у статусу кандидата били далеко виши, може се очекивати да ће и на финансијским тржиштима садашњих кандидата доћи до смањења екстремних вредности приноса, што свакако утиче на смањење ризичности ових тржишта.

Када је реч о моделовању приноса и волатилности индекса, по земљама су добијени следећи резултати:

- За индекс BELEXline као оптималан модел показао се ARMA(1,1)-GARCH(1,1) са Студентовом расподелом, уз постојање статистички значајних викенд ефеката;

- Најбољи модел за CROBEX индекс представља $ARMA(0,1)-EGARCH(1,1)$ са GED расподелом, са статистички значајним параметрима викенд ефеката;
- MBI10 индекс моделован је $ARMA(0,1)-GARCH-M(1,1)$ моделом са Студентовом расподелом;
- MONEX20 индекс моделован је $ARMA(0,0)-EGARCH(2,3)$ моделом са Студентовом расподелом;
- За индекс Атинске берзе оптималан модел у периоду од 2010. до 2013. године био је $ARMA(0,0)-EGARCH(3,3)$ са Студентовом расподелом и присуством викенд ефеката. У периоду од 2000. до 2003. године оптималан модел био је $ARMA(0,1)-TGARCH(1,1)$ са GED расподелом и викенд ефектима;
- Индекс Букурештанске берзе у периоду од 2010. до 2013. године моделован је моделом $ARMA(0,0)-GARCH(1,1)$ са Студентовом расподелом, уз постојање викенд ефеката. У периоду од 2000. до 2003. године оптималан модел био је $ARMA(1,0)-GARCH(1,1)$ са Студентовом расподелом;
- Оптималан модел за SBI TOP индекс у периоду од 2010. до 2013. године је $ARMA(0,0)-GARCH(1,1)$ са GED расподелом, уз статистички значајне викенд ефекте. У периоду од 2000. до 2003. године оптималан модел био је $ARMA(0,1)-GARCH(1,1)$ са GED расподелом;
- SOFIX индекс је у периоду од 2010. до 2013. године моделован $ARMA(0,0)-GARCH(1,1)$ моделом са GED расподелом, док је у периоду од 2000. до 2003. године оптималан модел био $ARMA(1,0)-EGARCH(2,3)$ са нормалном расподелом.

Моделовање приноса индекса земаља кандидата применом ARMA модела указује на постојање статистички значајних ауторегресивних коефицијената, као и коефицијената покретних просека. Примењени ARMA модели показују да на кретање садашњих приноса ових индекса значајан утицај имају приноси, односно волатилност из претходних периода. Слична ситуација могла се уочити у земљама чланицама у периоду када су представљале

кандидате за улазак у Европску унију. Међутим, уочљиво је одсуство потребе за применом ARMA модела код моделовања приноса индекса ових земаља у периоду од 2010. до 2013. године. Уколико се посматрани тренд примени на садашње земље кандидате, може се очекивати да ће са приближавањем ЕУ доћи до слабљења утицаја прошлих приноса, односно волатилности, на садашње приносе. Примењени GARCH модели за моделовање волатилности индекса указују на јасно одсуство ефекта премије ризика у свим посматраним временским серијама, осим када је реч о MBI10 индексу. Може се очекивати да ће се у наредном периоду овај ефекат изгубити и на Македонској берзи.

Ефекат преливања волатилности са индекса STOXX Еуропе ТМ1 на индексе земаља кандидата и чланица ЕУ испитиван је применом ограниченог биваријантног *rolling* BEKK-GARCH(1,1) модела. Добијени резултати указују на статистички значајну повезаност финансијског тржишта ЕУ са појединачним берзама у већини посматраних земаља, при чему је евидентан константан утицај информација са тржишта ЕУ на волатилност испитиваних берзи. Изузетак представљају CROBEX и MONEX20 индекси, код којих су наведени утицаји били присутни у краћим периодима, као и индекс Атинске берзе, код којег се утицај изгубио након првог квартала. Утицај волатилности индекса STOXX Еуропе ТМ1 на индексе земаља кандидата и чланица ЕУ јавља се веома спорадично у свим испитаним земљама.

Могућности предвиђања кретања приноса посматраних финансијских тржишта на основу њихових претходних кретања, односно на основу претходних кретања STOXX Еуропе ТМ1 индекса, испитане су применом 4-2-1 нерекурзивне неуронске мреже. Добијени резултати указују на то да се кретања MBI10, SBTOP и SOFIX индекса могу предвидети на основу сопствених кретања приноса из претходних периода, док се у случају CROBEX индекса предвиђање може извршити на основу кретања STOXX Еуропе ТМ1 индекса из претходног периода. Када је реч о MONEX20 индексу, на његово кретање имају утицај и претходна сопствена кретања, као и претходна кретања индекса финансијског тржишта ЕУ. Предвиђање правца кретања индекса може утицати на смањење ризика приликом

креирања портфолија. Међутим, код BELEXline индекса нису пронађени статистички значајни коефицијенти који би ово предвиђање учинили могућим.

На крају, испитана је могућност примене изабраних униваријантних ARMA-GARCH модела код креирања и оптимизације портфолија, у сврху минимализације ризика. Портфолио је креиран применом *rolling* методе од четири индекса земаља кандидата за улазак у ЕУ: BELEXline, CROBEX, MBI10 и MONEX20. ARMA-GARCH модели коришћени су за одређивање приноса и очекиваних условних варијанси, на основу којих су методом линеарног програмирања одређени оптимални удели индекса. Такође, формиран је и *switching* ARMA-GARCH/GMV портфолио. Поређење је извршено са EW, GMV, CVaR и CDaR портфолијима. Портфолио креиран применом ARMA-GARCH модела показао је знатно више приносе у односу на све остале испитане портфолије, што је са друге стране резултовало у вишим показатељима ризичности. ARMA-GARCH/GMV портфолио, међутим, јасно је показао супериорне резултате у односу на све остале испитане портфолије. Наведени портфолио успео је да једини оствари позитиван годишњи принос, уз показатеље ризика који су нижи од показатеља скоро свих осталих испитиваних портфолија.

Резултати спроведених истраживања говоре у прилог потврде основне хипотезе, односно, може се закључити да, у условима ближег повезивања финансијских тржишта Југоисточне Европе са тржиштима Европске уније, методе и модели за испитивање и моделовање волатилности могу имати значајну улогу у смањењу ризика приликом креирања и инвестирања у портфолија хартија од вредности.

Такође, добијени резултати потврдили су и постављене помоћне хипотезе:

- Спроведена истраживања успешно су идентификовала општеприхваћене стилизоване чињенице финансијских временских серија на свим посматраним финансијским тржиштима;
- ARMA-GARCH модели успешно су примењени у моделовању приноса и волатилности свих испитиваних финансијских серија. Моделима неуронске мреже успешно су предвиђени правци кретања приноса пет од посматраних осам индекса;

- Применом ограниченог биваријантног *rolling* BEKK-GARCH(1,1) модела, успешно је испитана динамика преливања волатилности са финансијског тржишта ЕУ на посматрана финансијска тржишта;
- На примеру портфолија састављеног од индекса земаља кандидата за улазак у ЕУ показана је могућност практичне примене добијених резултата са циљем минимизирања ризика приликом инвестирања у портфолио хартија од вредности.

Насупрот приказаним бројним веома опсежним и детаљним истраживањима о кретању волатилности на развијеним финансијским тржиштима, па и тржиштима у развоју када је реч о подручју Азије, ова област је још увек прилично неиспитана како на финансијском тржишту Србије, тако и у региону. Из тог разлога, спроведено истраживање и добијени резултати имају вишеструки значај. Очекује се да ће добијени резултати пружити нова сазнања о карактеристикама проблема мерења и моделовања ризика у процесу доношења инвестиционих одлука приликом креирања и инвестирања у портфолија хартија од вредности, и утицати на побољшање методологије утврђивања ризика у условима ближег повезивања финансијских тржишта Југоисточне Европе са тржиштима Европске уније и усклађивање прописа који се тичу наведених тржишта, тако да се циљеви остварују на ефикасан и ефикасан начин.

Допринос рада огледа се и у предлозима нових начина примене познатих метода и модела у моделовању волатилности финансијских тржишта и решавању проблема минимализације ризика у процесу оптимизације портфолија хартија од вредности у условима слабије развијених тржишта хартија од вредности, изналажењу могућности комбиновања различитих метода и модела у процесу мерења и моделовања ризика у посматраним земљама кандидатима за улазак у Европску унију, развијању адекватног инструментаријума за процену и смањивање ризика, као и давању подстицаја за што већом применом математичких метода у процесу улагања у хартије од вредности и креирања портфолија. Такође, очекује се да ће спроведене анализе омогућити боље упознавање постојећих и будућих приватних и институционалних инвеститора са финансијским тржиштима региона, као и разумевање динамике финансијских тржишта Југоисточне Европе са аспекта приближавања Европској унији.

На крају треба поменути да су спроведена истраживања омогућила не само основни увид у могућности примене регресионе анализе у управљању портфолио ризицима, него су при томе отворила бројна интересантна питања која би могла бити предмет даљих будућих истраживања усмерених на омогућавање што оптималнијих одлука у овом домену.

Поред испитаних викенд ефеката, предмет истраживања могу бити ефекат дана у месецу и ефекат месеца у години, док би, због разлике у распореду православних и католичких празника, као и због специфичности сваке од земаља по питању националних празника, посебно интересантно могло бити испитивање ове врсте календарских ефеката.

Применом Марковљевог (*Markov*) *switching* модела могло би се испитати на који начин привредни циклуси имају утицај на портфолио ризике. Даља истраживања могу се усмерити и на начин на који величина предузећа, или припадност одређеној привредној грани, утичу на ризике на финансијском тржишту Србије и околних земаља. Такође, применом вишеструких регресионих модела, могли би се у испитивање укључити и евентуални утицаји одређених макроекономских фактора на кретања берзанских индекса, попут каматних стопа, девизних курсева и инфлације.

За разлику од испитаних метода одређивања оптималног портфолија које се заснивају на унапред дефинисаним критеријумима, модели неуронске мреже немају ова ограничења, већ их карактерише способност учења кроз понављања и прилагођавања променама у окружењу. Из тог разлога, посебно интересантно за научно истраживање и важно за напредак у управљању портфолио ризицима може бити разматрање шире примене различитих модела неуронских мрежа код оптимизације портфолија.

ЛИТЕРАТУРА:

Књиге:

- [1] Alexander, C. 2001. *Market models: a guide to financial data analysis*. Chichester, West Sussex, U.K.: John Wiley and Sons.
- [2] Alexander, C. 2008. *Market risk analysis I: quantitative methods in finance*. Chichester, West Sussex, U.K.: John Wiley and Sons.
- [3] Alexander, C. 2008. *Market Risk Analysis II: practical financial econometrics*. Chichester, West Sussex, U.K.: John Wiley and Sons.
- [4] Alexander, C. 2008. *Market risk analysis III: Pricing, hedging and trading financial instruments*. Chichester, West Sussex, U.K.: John Wiley and Sons.
- [5] Alexander, C. 2008. *Market risk analysis IV: value at risk models*. Chichester, West Sussex, U.K.: John Wiley and Sons.
- [6] Andersen, T. G. 2009. *Handbook of financial time series*. Berlin, Germany: Springer.
- [7] Arsić, M., Mladenović, Z., Nojković, A., & Petrović, P. 2005. *Makroekonometrijsko modeliranje privrede Srbije: teorijske osnove i rezultati*. Beograd, Srbija: CES MECON.
- [8] Bisgaard, S., & Kulahci, M. 2011. *Time series analysis and forecasting by example*. Hoboken, New Jersey, USA: John Wiley and Sons.
- [9] Bollerslev, T., & Russell, J. R., Watson, M. W. 2010. *Volatility and time series econometrics: essays in honor of Robert F. Engle*. Oxford, UK: Oxford University Press.
- [10] Brockwell, P. J., & Davis, R. A. 2002. *Introduction to time series and forecasting* 2nd ed.. New York, USA: Springer.
- [11] Brooks, C. 2008. *Introductory econometrics for finance* 2nd ed.. Cambridge, UK: Cambridge University Press.

-
- [12] Campbell, J. Y., Lo, A.W. and Mackinlay, A. C. 1996, *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, Princeton, NJ.
- [13] Christoffersen, P. 2011. *Elements of financial risk management* 2nd ed. Boston, USA: Academic Press.
- [14] Cowpertwait, P. S., & Metcalfe, A. V. 2009. *Introductory time series with R*. New York, USA: Springer.
- [15] Cryer, J. D., & Chan, K. 2008. *Time series analysis with applications in R* 2nd ed.. New York, USA: Springer.
- [16] Danielsson, J. 2011. *Financial risk forecasting the theory and practice of forecasting market risk, with implementation in R and Matlab*. Chichester, West Sussex, U.K.: John Wiley and Sons.
- [17] Elliott, G., Granger, C. W., & Timmermann, A. 2006. *Handbook of economic forecasting*. Amsterdam: Elsevier North-Holland.
- [18] Enders, W. 2009. *Applied Econometric Times Series*, 3rd ed. Chichester, West Sussex, U.K.: John Wiley and Sons.
- [19] Engle, R. F. 2009. *Anticipating correlations: a new paradigm for risk management*. Princeton, New Jersey, USA: Princeton University Press.
- [20] Erić, D., Đukić, M. 2012. *Finansijska tržišta u uslovima krize*, Beogradska bankarska akademija.
- [21] Francq, C., & Zakoian, J. 2010. *GARCH models structure, statistical inference and financial applications*. Chichester, West Sussex, U.K.: John Wiley and Sons.
- [22] Franses, P. H., & Dijk, D. v. 2000. *Nonlinear time series models in empirical finance*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- [23] Frees, E. W. 2010. *Regression modeling with actuarial and financial applications*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.

- [24] Härdle, W., & Simar, L. 2007. *Applied multivariate statistical analysis* 2nd ed.. Berlin, Germany: Springer.
- [25] Hawawini, G. and Keim, D. B. 1995, On the predictability of common stock returns: World-wide evidence, in R. A. Jarrow, V. Maksimovic and W. T. Ziemba eds., *Handbooks in Operations Research and Management Science, Volume 9, Finance*, North Holland, Amsterdam.
- [26] Iacus, S. M. 2011. *Option pricing and estimation of financial models with R*. Chichester, West Sussex, U.K.: John Wiley and Sons.
- [27] Knight, J. L., & Satchell, S. 2007. *Forecasting volatility in the financial markets* 3rd ed.. Amsterdam, Netherlands: Butterworth-Heinemann.
- [28] Kovačić, Z. 1998. *Analiza vremenskih serija*. Beograd, Srbija: Ekonomski fakultet.
- [29] Lütkepohl, H. 2005. *New introduction to multiple time series analysis*. Berlin, Germany: Springer.
- [30] Markowitz, H. 1959. *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investment*, New York: John Wiley & Sons, USA.
- [31] Mills, F. C. 1927, *The Behavior of Prices*, National Bureau of Economic Research, New York.
- [32] Mladenović, Z., & Nojković, A. 2011. *Analiza vremenskih serija: primeri iz srpske privrede* Drugo izdanje. ed.. Beograd, Srbija: Centar za izdavačku delatnost Ekonomskog fakulteta.
- [33] Mladenović, Z., & Petrović, P. 2007. *Uvod u ekonometriju*. Beograd, Srbija: Centar za izdavačku delatnost Ekonomskog fakulteta.
- [34] Peña, D., Tiao, G. C., & Tsay, R. S. 2001. *A course in time series analysis*. New York, USA: John Wiley and Sons.
- [35] Ruppert, D. 2011. *Statistics and data analysis for financial engineering*. New York, USA: Springer.

- [36] Shreve, S. E. 2004. *Stochastic calculus for finance I: .* New York, USA: Springer.
- [37] Shreve, S. E. 2004. *Stochastic calculus for Finance II: continuous-time models.* New York, USA: Springer.
- [38] Šoškić, D. 2010. *Hartije od vrednosti: upravljanje portfoliom i investicioni fondovi.* Beograd, Srbija: Centar za izdavačku delatnost Ekonomskog fakulteta.
- [39] Taylor, S. 1986, *Modelling Financial Time Series*, Wiley, Chichester.
- [40] Taylor, S. 2007. *Asset price dynamics, volatility, and prediction.* Princeton, USA: Princeton University Press.
- [41] Taylor, S. 2008. *Modelling financial time series* 2nd ed.. New Jersey, USA: World Scientific.
- [42] Tsay, R. S. 2010. *Analysis of financial time series* 3rd ed.. Hoboken, New Jersey, USA: John Wiley and Sons.
- [43] Wei, W. W. 2006. *Time series analysis: univariate and multivariate methods* 2nd ed.. Boston, USA: Pearson Addison Wesley.
- [44] Wilmott, P. 2009. *Frequently asked questions in quantitative finance* 2nd ed.. Chichester, West Sussex, U.K.: John Wiley and Sons.
- [45] Xekalaki, E., & Degiannakis, S. 2010. *ARCH models for financial applications.* Chichester, West Sussex, U.K.: John Wiley and Sons.
- [46] Zucchini, W., & MacDonald, I. L. 2009. *Hidden Markov models for time series: an introduction using R.* Boca Raton, USA: CRC Press.

Чланци:

- [1] Abhyankar, A., Copeland, L. S. & Wong, W. 1995. Nonlinear dynamics in real-time equity market indices: Evidence from the United Kingdom, *The Economic Journal* 105431, 864–880.
- [2] Abhyankar, A., Copeland, L. S. & Wong, W. 1997. Uncovering nonlinear structure in real-time stock-market indexes: The S&P 500, the DAX, the Nikkei 225, and the FTSE-100, *Journal of Business & Economic Statistics* 151, 1–14.
- [3] Agrawal, A. & Tandon, K. 1994. Anomalies or illusions? Evidence from stock markets in eighteen countries, *Journal of International Money and Finance* 131, 83–106.
- [4] Ajayi, R., Mehdian, S., & Perry, M. 2004. The Day-of-the-Week Effect in Stock Returns. *Emerging Markets Finance and Trade*, vol. 40, no. 4, 53-62.
- [5] Akaike, H. 1974. A New Look at the Statistical Model Identification, *IEEE Transactions on Automatic Control* 19(6), 716-723.
- [6] Alexander, S. S. 1961, Price movements in speculative markets: Trends or random walks, *Industrial Management Review* 22, 7–26.
- [7] Ammermann, P. A. & Patterson, D. M. 2003. The cross-sectional and cross-temporal universality of nonlinear serial dependencies: evidence from world stock indices and the Taiwan Stock Exchange, *Pacific-Basin Finance Journal* 112, 175–195.
- [8] Anatolyev, S. 2008. Nonparametric retrospection and monitoring of predictability of financial returns. *Journal of Business & Economic Statistics* 27, 149-160.
- [9] Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X. & Ebens, H. 2001a. The distribution of realized stock return volatility, *Journal of Financial Economics* 611, 43–76.
- [10] Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X. & Labys, P. 2001b. The distribution of realized exchange rate volatility, *Journal of the American Statistical Association* 96453, 42–55.

- [11] Apolinario, R., Santana, O., Sales, L., & Caro, A. 2006. Day of the Week Effect on European Stock Markets. *International Research Journal of Finance and Economics*, 53-70.
- [12] Ariel, R. A. 1987. A monthly effect in stock returns, *Journal of Financial Economics* 18, 161–174.
- [13] Artzner P. 1999. Coherent measures of risk, *Mathematical Finance* 9, 203–228.
- [14] Artzner P., Delbaen F., Eber J. & Heath D. 1997. Thinking coherently. *Risk* 10(11), 68–71. Aydogan, K. & Booth, G. G. 1988. Are there long cycles in common stock returns?, *Southern Economic Journal* 551, 141–149.
- [15] Baele L. 2005. Volatility Spillover Effects in European Equity Markets, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 40, 373-401.
- [16] Barkoulas, J. & Travlos, N. 1998. Chaos in an emerging capital market? The case of the Athens Stock Exchange, *Applied Financial Economics* 83, 231–243.
- [17] Beirne, J., Caporale, G., Schulze-Ghattas, M., & Spagnolo, N. 2010. Global and regional spillovers in emerging stock markets: A multivariate GARCH-in-mean analysis, *Emerging Markets Review* 11, 250-260.
- [18] Bernstein, W. J. 1996. Portfolio Rebalancing—Theory and Practice, *An Online Journal of Practical Asset Allocation*.
- [19] Black, F. 1976. The pricing of commodity contracts, *Journal of Financial Economics* 3, 167-179.
- [20] Bollerslev, T. 1986. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics* 31, 307-327.
- [21] Bollerslev, T., Engle, R. F. & Wooldridge, J. M. 1988. A Capital-Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances, *Journal of Political Economy* 96(1), 116-131.
- [22] Bollerslev, T. & Mikkelsen, H. O. 1996. Modeling and pricing long memory in stock market volatility, *Journal of Econometrics* 731, 151–184.

- [23] Bollerslev, T. 1990. Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH approach, *Review of Economics and Statistics* 72, 498–505.
- [24] Bollerslev, T., Engle R. F. & Nelson D. B. 1994. ARCH models, *Handbook of econometrics*, 2959–3038, vol. IV. Amsterdam: North-Holland.
- [25] Box, G. E. P. & Pierce, D. 1970. Distribution of residual autocorrelations in autoregressive-integrated moving average time series models, *Journal of the American Statistical Association* 65, 1509–1526.
- [26] Breidt, F. J., Crato, N. & de Lima, P. 1998. The detection and estimation of long memory in stochastic volatility, *Journal of Econometrics* 831–2, 325–348.
- [27] Brock, W., Lakonishok, J. & LeBaron, B. 1992. Simple technical trading rules and the stochastic properties of stock returns, *The Journal of Finance* 475, 1731–1764.
- [28] Breusch, T.S. & Pagan, A.R. 1979. Simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation, *Econometrica (The Econometric Society)* 47 (5), 1287–1294.
- [29] Brzezczynski, J., & Welfe, A. 2007. Are There Benefits from Trading Strategy Based on the Returns Spillovers to the Emerging Stock Markets? Evidence from Poland. *Emerging Markets Finance and Trade*, vol. 43, no. 4, 74-92.
- [30] Campbell, J. Y. 1996. Consumption and the stock market: Interpreting international experience (No. w5610), *National bureau of economic research*.
- [31] Cajueiro, D. O. & Tabak, B. M. 2005. Possible causes of long-range dependence in the Brazilian stock market, *Physica A* 3453–4, 635–645.
- [32] Chekhlov A., Uryasev S. & Zabarankin M. 2000. Portfolio optimization with drawdown constraints, *Research report 2000-5*, Department of Industrial and Systems Engineering, University of Florida, Gainesville.

- [33] Chekhlov A., Uryasev S. & Zabarankin M. 2004. Portfolio optimization with drawdown constraints, *In Supply Chain and Finance* (ed. Pardalos P., Migdalas A. & Baourakis G.) vol. 2 of *Series on Computers and Operations Research*, World Scientific Singapore, 209–228.
- [34] Chekhlov A., Uryasev S. & Zabarankin M. 2005. Drawdown measure in portfolio optimization, *International Journal of Theoretical and Applied Finance* 8(1), 13–58.
- [35] Chelley-Steeley, P.L., Steeley, J.M., 1996. Volatility, leverage and firm size: the UK evidence, *The Manchester School of Economics and Social Studies* 64, 83–103.
- [36] Christiansen, C., & Rinaldo, A. 2009. Extreme coexceedances in new EU member states' stock markets. *Journal of Banking & Finance* vol. 33, 1048-1057.
- [37] Chow, K. V., Pan, M.-S. & Sakano, R. 1996. On the long-term or short-term dependence in stock prices: Evidence from international stock markets, *Review of Quantitative Finance and Accounting* 62, 181–194.
- [38] Conrad, J., Kaul, G. 1988. Time-variation in expected returns. *Journal of Business*, 409-425.
- [39] Cont, R. 2001, Empirical properties of asset returns: Stylized facts and statistical issues, *Quantitative Finance* 12, 223–236.
- [40] Crato, N. & de Lima, P. J. F. 1994. Long-range dependence in the conditional variance of stock returns, *Economics Letters* 453, 281–285.
- [41] Cross, F. 1973. The behavior of stock prices on Fridays and Mondays, *Financial Analysts Journal* 29(November), 67–69.
- [42] Dickey, D. A. & Fuller, W. A. 1981. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica* 49(4), 1057-1072.
- [43] Dzhavarov, C. & Ziemba, W. T. 2010. Do seasonal anomalies still work?, *The Journal of Portfolio Management* 363, 93–104.

- [44] Egert, B., & Koubaa, Y. 2004. Modelling Stock Returns in the G-7 and in Selected CEE Economies: A Non-Linear GARCH Approach. *William Davison Institute Working Paper Number 663*.
- [45] Elder, J. & Serletis, A. 2007. On fractional integrating dynamics in the US stock market, *Chaos, Solitons & Fractals 343*, 777–781.
- [46] Engle, R. 1982. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of variance of United Kingdom inflation, *Econometrica 504*, 987–1008.
- [47] Engle, R. F., Lilien, D. M. & Robins, R. P. 1987. Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model, *Econometrica 55(2)*, 391—407.
- [48] Engle, R. F. & Kroner, K. F. 1995. Multivariate Simultaneous Generalised GARCH, *Econometric Theory 11*, 122-150.
- [49] Engle, R., & Ng, V. 1993. Measuring and testing the impact of news on volatility. *Journal of Finance, vol. 48, no. 5*, 1749-1780.
- [50] Engle, R. F., Ng V. K. & Rothschild M. 1990. Asset pricing with a factor ARCH covariance structure: empirical estimates for Treasury Bills, *Journal of Econometrics 45*, 213–238.
- [51] Erić D., Anđelić G., Redžepagić S. 2009. Application of MACD and RVI indicators as functions of investment strategy optimization on the financial market, *Zbornik radova Ekonomskog fakulteta u Rijeci 27*, no. 1, 171-195.
- [52] Fama, E. F. 1970. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work, *The Journal of Finance 252*, 383–417.
- [53] Fields, M. J. 1931. Stock prices: A problem in verification, *The Journal of Business of the University of Chicago 44*, 415–418.
- [54] Fleming, J., Kirby, C., Ostdiek, B., 1998. Information and volatility linkages in the stock, bond and money markets, *Journal of Financial Economics 49*, 111–137.

- [55] Franses, P. H. & Van Dijk, D. 1996. Forecasting stock market volatility using non-linear GARCH models, *Journal of Forecasting* 153, 229–235.
- [56] French, K. R. 1980. Stock returns and the weekend effect, *Journal of Financial Economics* 8, 55–70.
- [57] Georgantopoulos, A., & Tsamis, A. 2011. Investigating Seasonal Patterns in Developing Countries: The Case of FYROM Stock Market. *International Journal of Economics and Financial Issues*, vol. 1, no. 4, 211-219.
- [58] Georgantopoulos, A., Kenourgios, D., & Tsamis, A. 2011. Calendar Anomalies in Emerging Balkan Equity Markets. *International Economics & Finance Journal*, vol. 6, no. 1, 67-82.
- [59] Glosten, L., Jagannathan, R., & Runkle, D. 1993. On the relation between the Expected Value and the Volatility of Nominal Excess Return on Stocks. *The Journal of Finance*, vol. 48, no. 5, 1779-1803.
- [60] Granger, C. W. J., Spear, S. & Ding, Z. 2000. Stylized facts on the temporal and distributional properties of absolute returns: An update, in W.-S. Chan, W. K. Li & H. Tong eds., *Proceedings of the Hong Kong International Workshop on Statistics and Finance: An Interface*, Imperial College Press, London, pp.97–120.
- [61] Grau-Carles, P. 2005. Tests of long memory: A bootstrap approach, *Computational Economics* 251–2, 103–113.
- [62] Greene, M. T. & Fielitz, B. D. 1977. Long-term dependence in common stock returns, *Journal of Financial Economics* 43, 339–349.
- [63] Grieb, T., Reyes, M.G., 2002. The temporal relationship between large and small capitalization stock returns: evidence from the UK, *Review of Financial Economics* 11, 109–118.
- [64] Gultekin, M. N. & Gultekin, N. B. 1983, Stock market seasonality: International evidence, *Journal of Financial Economics* 124, 469–481.

- [65] Hafner, C. M., van Dijk D. & Franses P. H. 2005. Semi-parametric modelling of correlation dynamics, *Advances in Econometrics*, ed. T. Fomby, C. Hill, & D. Terrell, vol. 20/A, 59–103. Amsterdam: Elsevier Sciences.
- [66] Hannan, E. J., Quinn B. G. 1979. The Determination of the Order of an Autoregression, *Journal of the Royal Statistical Society*, B, 41, 190–195.
- [67] Hasan, T., & Quayes, S. 2008. Underpricing of initial public offerings in Bangladesh, *Applied Financial Economics Letters* 4(1), 5-8.
- [68] Hasanov, M., & Omay, T. 2008. Nonlinearities in emerging stock markets: evidence from Europe's two largest emerging markets. *Applied Economics*, vol. 40, 2645-2658.
- [69] Hawawini, G., & Keim, D. B. 1995. On the predictability of common stock returns: World-wide evidence, *Handbooks in Operations Research and Management Science* 9, 497-544.
- [70] Henry, O'. T. 2002. Long memory in stock returns: Some international evidence, *Applied Financial Economics* 1210, 725–729.
- [71] Hiemstra, C. & Jones, J. D. 1997. Another look at long memory in common stock returns, *Journal of Empirical Finance* 44, 373–401.
- [72] Houthakker, H. S. 1961, Systematic and random elements in short-term price movements, *The American Economic Review* 512, 164–172.
- [73] Jaffe, J. & Westerfield, R. 1985. The week-end effect in common stock returns: The international evidence, *The Journal of Finance* 402, 433–454.
- [74] Jarque, C., & Bera, A. 1987. A test of normality of observations and regression Residuals. *International Statistical Review*, vol. 55, no. 2, 163-172.
- [75] Jegadeesh, N. 1990. Evidence of predictable behavior of security returns, *The Journal of Finance* 453, 881–898.
- [76] Kantorovich L.V. 1940. A new method of solving some classes of extremal problems, *Doklady Akad Sci USSR* 28, 211-214.

- [77] Kasch-Haroutounian, M., & Price, S. 2001. Volatility in the transition markets of Central Europe. *Applied Financial Economics*, vol. 11, 93-105.
- [78] Kendall, M. G. 1953, The analysis of economic time-series—Part I: Prices, *Journal of the Royal Statistical Society. Series A General* 1161, 11–25.
- [79] Khorana, A., Servaes, H., & Tufano, P. 2005. Explaining the size of the mutual fund industry around the world. *Journal of Financial Economics*, 78(1), 145-185.
- [80] Kocenda, E., & Hanousek, J. 2010. Foreign News and Spillovers in Emerging European Stock Markets. *William Davison Institute Working Paper Number 983*.
- [81] Lakonishok, J. & Smidt, S. 1988. Are seasonal anomalies real? A ninety-year perspective, *The Review of Financial Studies* 14, 403–425.
- [82] Lee, C.-C., Lee, J.-D. & Lee, C.-C. 2010, Stock prices and the efficient market hypothesis: Evidence from a panel stationary test with structural breaks, *Japan and the World Economy* 221, 49–58.
- [83] Lim, K.-P., Brooks, R. D. & Hinich, M. J. 2008. Nonlinear serial dependence and the weak-form efficiency of Asian emerging stock markets, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 185, 527–544.
- [84] Lim, S. Y. & Chia, R. C.-J. 2010. Stock market calendar anomalies: Evidence from ASEAN-5 stock markets, *Economics Bulletin* 302, 1005–1014.
- [85] Limam, I. 2003. Is long memory a property of thin stock markets? International evidence using arab countries, *Review of Middle East Economics and Finance* 13, 251–266.
- [86] Ljung, G. and Box, G. E. P. 1978. On a measure of lack of fit in time series models, *Biometrika* 66, 67–72.
- [87] Lo, A. W. 1991. Long-term memory in stock market prices, *Econometrica* 595, 1279–1313.

- [88] Lo, A. W. & MacKinlay, A. C. 1990. When are contrarian profits due to stock market overreaction?, *The Review of Financial Studies* 32, 175–205.
- [89] Lobato, I. N. & Savin, N. E. 1998. Real and spurious long-memory properties of stock-market data, *Journal of Business & Economic Statistics* 163, 261–268.
- [90] Longin, F. M. 1996. The asymptotic distribution of extreme stock market returns, *The Journal of Business* 693, 383–408.
- [91] Ljung, G., & Box, G. 1978. On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, vol. 65, no. 2, 297-303.
- [92] Lux, T. 1996. Long-term stochastic dependence in financial prices: Evidence from the German stock market, *Applied Economics Letters* 311, 701–706.
- [93] Malik, F., Hammoudeh, S., 2007. Shock and volatility transmission in the oil US and Gulf equity markets, *International Review of Economics and Finance* 16 (3), 357–368.
- [94] Markowitz H. 1952. Portfolio selection. *Journal of Finance* 7(1), 77–91.
- [95] McLeod, A. I. & Li, W. K. 1983. Diagnostic checking ARMA time series models using squared-residual autocorrelations, *Journal of Time Series Analysis* 4, 269–273.
- [96] Mandelbrot, B. B. 1972. Statistical methodology for non-periodic cycles: From the covariance to R/S analysis, *Annals of Economic and Social Measurement* 1, 259–290.
- [97] Mills, T. C. 1993. Is there long-term memory in UK stock returns?, *Applied Financial Economics* 34, 303–306.
- [98] Miljković, V., & Radović, O. 2006. Stylized facts of asset returns: Case of BELEX. *Economics and Organization*, vol. 3, no. 2, 189-201.
- [99] Mitchell, W. C. 1915, The making and using of index numbers, *Bulletin of the US Bureau of Labor Statistics* 173.

- [100] Mitchell, W. C. 1921, The making and using of index numbers, *Bulletin of the US Bureau of Labor Statistics* 284.
- [101] Nawrocki, D. 1995. R/S analysis and long term dependence in stock market indices, *Managerial Finance* 217, 78–91.
- [102] Nelson, D. B. 1991. Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach, *Econometrica* 59(2), 347-370.
- [103] Niarchos, N., Yiuman, T., Wu, C., & Young, A. 1999. International Transmission of Information: A Study of the Relationship between the U.S. And Greek Stock Markets. *Multinational Finance Journal*, vol. 3, no. 1, 19-40.
- [104] Njagic, J., Savin, M., & Zivkov, D. 2012. Stock Market Volatility After the Financial Crisis: Evidence from Eastern Europe And Balkan Region, *International Conference on Finance, Accounting and Auditing, Zlin*.
- [105] O'Brien, J. 2006. Rebalancing: A Tool For Managing Portfolio Risk, *Journal of Financial Service Professionals*, 62-68.
- [106] Officer, R. R. 1975. Seasonality in Australian capital markets: Market efficiency and empirical issues, *Journal of Financial Economics* 21, 29–51.
- [107] Ogden, J. P. 1990. Turn-of-month evaluations of liquid profits and stock returns: a common explanation for the monthly and January effects, *Journal of Finance* 45, 1259–1271.
- [108] Osborne, M. F. M. 1959, Brownian motion in the stock market, *Operations Research* 72, 145–73.
- [109] Osborne, M. F. M. 1962, Periodic structure in the Brownian motion of stock prices, *Operations Research* 103, 345–379.
- [110] Poshakwale, S., & Murinde, V. 2001. Modelling the volatility in East European emerging stock markets - evidence on Hungary and Poland. *Applied Financial Economics*, vol. 11, 445-456.

- [111] Pyun, C.S., Lee, S.Y. & Nam, K. 2000. Volatility and information flows in emerging equity market: A case of the Korean Stock Exchange, *International Review of Financial Analysis* 9, 405–420.
- [112] RiskMetrics Group 1994. Riskmetrics technical document. Technical report, J.P. Morgan, New York.
- [113] Rockafellar R. and Uryasev S. 2000. Optimization of conditional value-at-risk, *Journal of Risk* 2(3), 21–41.
- [114] Ross, S.A. 1989. Information and volatility: The no-arbitrage martingale approach to timing and resolution irrelevancy, *Journal of Finance* 44, 1–17.
- [115] Rozeff, M. S. & Kinney, Jr, W. R. 1976. Capital market seasonality: The case of stock returns, *Journal of Financial Economics* 34, 379–402.
- [116] Rubinstein, M. 2001. Rational markets: yes or no? The affirmative case, *Financial Analysts Journal* 57(March), 15–29.
- [117] Rustichini, A., Dickhaut, J., Ghirardato, P., Smith, K., & Pardo, J. V. 2002. A brain imaging study of procedural choice, *Games Econ. Behav.*
- [118] Samitas, A., Kenourgios, D., & Paltalidis, N. 2007. Integration and behavioural patterns in emerging Balkan stock markets, In *Annual Meeting of the European Financial Management Association, Vienna*.
- [119] Schwarz, G. E. 1978. Estimating the dimension of a model, *Annals of Statistics* 6 (2): 461–464.
- [120] Sharpe, W. 1964. Capital Asset Prices - A Theory Of Market Equilibrium Under Conditions Of Risk, *Journal of Finance* 19(3), 425-442.
- [121] Scheinkman, J. A. & LeBaron, B. 1989. Nonlinear dynamics and stock returns, *The Journal of Business* 623, 311–337.

- [122] Schwert, G.W. 2003. Anomalies and market efficiency, *Handbook of the economics and finance* (ed. G. Constantinides, M. Harris, and R. M. Stulz), pp. 937–972. Amsterdam, North-Holland.
- [123] Šestović, D., & Latković, M. 1998. Modeliranje volatilnosti vrijednosnica na Zagrebačkoj burzi. *Ekonomski pregled*, 494-5, 292-303.
- [124] Shields, K. K. 1997a. Stock Return Volatility on Emerging Eastern European Markets. *The Manchester School Supplement*, 118-138.
- [125] Shields, K. K. 1997b. Threshold modelling of stock return volatility on Eastern European markets. *Economics of Planning*, 302-3, 107-125.
- [126] Shin, J. 2005. Stock returns and volatility in emerging stock market. *International Journal of Business and Economics*, 41, 31-43.
- [127] Siourounis, G. 2002. Modelling volatility and testing for efficiency in emerging capital markets: The case of the athens stock exchange. *Applied Financial Economics*, vol. 12, 47-55.
- [128] Skintzi, V. D., & Refenes, A. N. 2006. Volatility spillovers and dynamic correlation in European bond markets, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 16(1), 23-40.
- [129] Sullivan, R, Timmermann, A. & White, H. 1999. Data-mining, technical trading rule performance, and the bootstrap, *Journal of Finance* 54, 1647–1691.
- [130] Syllignakis, M., & Kouretas, G. 2006. Long and short-run linkages in CEE stock markets: implications for portfolio diversification and stock market integration, *working paper*.
- [131] Syriopoulos, T., & Roumpis, E. 2009. Dynamic correlations and volatility effects in the Balkan equity markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, vol. 19, 565-587.
- [132] Taylor, M. P. 1986. From the general to the specific: The demand for M2 in three European countries. *Empirical Economics*, 11(4), 243-261.

- [133] Tse, Y. K., & Tsui K. C. 2002. A multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity model with time-varying correlations, *Journal of Business and Economic Statistics* 20, 351–362.
- [134] Tolvi, J. 2003a. Long memory in a small stock market, *Economics Bulletin* 73, 1–13.
- [135] Tolvi, J. 2003b. Long memory and outliers in stock market returns, *Applied Financial Economics* 137, 495–502.
- [136] Uryasev S. & Rockafellar T. 1999. Optimization of conditional value-at-risk. *Research Report 99-4*, Department of Industrial and Systems Engineering, University of Florida, Gainesville,FL.
- [137] Wachtel, S. B. 1942. Certain observations on seasonal movements in stock prices, *The Journal of Business of the University of Chicago* 152, 184–193.
- [138] Zakoian, J. M. 1994. Threshold heteroskedastic models, *Journal of Economic Dynamics and Control* 18, 931-955.

Докторске дисертације:

- [1] Abugri, B. 2002. Stock return volatility in emerging equity markets: The relative effects of country and global factors. *PhD Thesis*. University of Texas-Pan American.
- [2] Haque, M. 1999. Portfolio Optimization, Extreme Value and Efficiency in Emerging Equity Market in Asia, Europe and Latin America. *PhD Thesis*. Graduate Faculty, University of New Orleans.
- [3] Kasman, S. 2002. Volatility of the Turkish Stock Market. *PhD Thesis*. Faculty of the Graduate School of Vanderbilt Univeristy.
- [4] Olivier, M. 1926, Les Nombres Indices de la Variation des Prix, *PhD thesis*, University of Paris, Paris.

Интернет странице:

[1] <http://bse.hu>

[2] <http://zse.hr>

[3] Kovačić, Z. 2007, November 07. *Forecasting volatility: Evidence from the Macedonian stock exchange*. Преузето са Munich Personal RePEc Archive: <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/5319/>

[4] www.ase.gr/default_en.asp

[5] www.belex.rs

[6] www.bse-sofia.bg

[7] www.bvb.ro

[8] www.ljse.si

[9] <https://www.globalfinancialdata.com>

[10] www.mse.mk

[11] www.montenegroberza.com

[12] <http://wrds-web.wharton.upenn.edu/wrds/index.cfm>

БИОГРАФИЈА

Јован Његић рођен је 25.01.1979. године у Београду. Завршио Прву Београдску гимназију, природно-математички смер, са одличним успехом. Године 2005. дипломирао је на Економском факултету у Београду на смеру Финансије, банкарство и осигурање, са просечном оценом 9,22. Дипломски рад на тему „Анализа временских серија у функцији коњунктурних очекивања“ одбранио је са оценом десет. Године 2010. магистрирао је на истом факултету на смеру Финансијско-рачуноводствена анализа, одбранивши магистарски рад под називом "Процена вредности инвестиционих фондова у условима слабије развијених тржишта хартија од вредности".

Од фебруара 2006. године запослен је на Високој пословној школи струковних студија у Новом Саду (тадашњој Вишој пословној школи), где је обављао послове стручног сарадника на предметима Финансијске институције и тржишта, Финансијски менаџмент, Јавне финансије и буџетирање, Међународно опорезивање. Од 2010. године изабран је у звање предавача за економску групу предмета, ужа област финансије, где и тренутно изводи наставу из предмета Инвестирање у хартије од вредности и Управљање ризицима на специјалистичким студијама. Објавио је преко петнаест

У завршним годинама студија био је стипендиста компаније Зептер, код које је завршио курс из области осигурања. Током лета 2003. године боравио је три месеца у Сједињеним Америчким Државама у циљу усавршавања енглеског језика и проучавања литературе из области финансија. Током лета 2004. године обавио је двомесечну стручну праксу у Народној Банци Србије у монетарном сектору. Такође, обавио је праксу у инвестиционом фонду "Зептер инвест А.Д.", у периодима јул-септембар 2009, односно 2010. године, где је се упознао са инвестиционим менаџментом, инвестиционом анализом и управљањем трансакцијама фонда. Током 2011. године провео је лето на стручном усавршавању у Лондону, Велика Британија, где је под покровитељством организације *The British Universities North America Club (BUNAC)* обавио праксу у хец фонду *Sunningdale Capital LLP*. У оквиру наведене праксе радио је на развоју софтвера за управљање портфолио ризицима. Део резултата наведеног истраживања представио је на

конференцији одржаној на универзитету Warwick. У истом периоду завршио је двомесечни курс из управљања ризиком у банкарству и финансијама одржаном на *City* универзитету у Лондону.

Поред српског језика, течно говори енглески језик (IELTS 7,5). Такође, поседује добро знање руског, и основно знање италијанског језика.



ИЗЈАВА О АУТОРСТВУ

Изјављујем да је докторска дисертација под насловом

Примена регресионе анализе финансијских временских серија

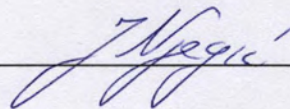
у управљању портфолио ризицима

- резултат сопственог истраживачког рада,
- да предложена дисертација, ни у целини, ни у деловима, није била предложена за добијање било које дипломе, према студијским програмима других високошколских установа,
- да су резултати коректно наведени и
- да нисам кршио/ла ауторска права, нити злоупотребио/ла интелектуалну својину других лица.

У Нишу, _____

Аутор дисертације: Његић Јован

Потпис докторанта:





**ИЗЈАВА О ИСТОВЕТНОСТИ ШТАМПАНЕ И ЕЛЕКТРОНСКЕ ВЕРЗИЈЕ
ДОКТОРСКЕ ДИСЕРТАЦИЈЕ**

Име и презиме аутора: Јован Његић

Студијски програм: _____

Наслов рада: Примена регресионе анализе финансијских временских серија у управљању портфолио ризицима

Ментор: Проф. Др Вера Ђорђевић

Изјављујем да је штампана верзија моје докторске дисертације истоветна електронској верзији, коју сам предао/ла за уношење у **Дигитални репозиторијум Универзитета у Нишу**.

Дозвољавам да се објаве моји лични подаци, који су у вези са добијањем академског звања доктора наука, као што су име и презиме, година и место рођења и датум одбране рада, и то у каталогу Библиотеке, Дигиталном репозиторијуму Универзитета у Нишу, као и у публикацијама Универзитета у Нишу.

У Нишу, _____

Аутор дисертације: Његић Јован

Потпис докторанта:

Ј. Његић



ИЗЈАВА О КОРИШЋЕЊУ

Овлашћујем Универзитетску библиотеку „Никола Тесла“ да, у Дигитални репозиторијум Универзитета у Нишу, унесе моју докторску дисертацију, под насловом:

Примена регресионе анализе финансијских временских серија

у управљању портфолио ризицима

која је моје ауторско дело.

Дисертацију са свим прилозима предао/ла сам у електронском формату, погодном за трајно архивирање.

Моју докторску дисертацију, унету у Дигитални репозиторијум Универзитета у Нишу, могу користити сви који поштују одредбе садржане у одабраном типу лиценце Креативне заједнице (Creative Commons), за коју сам се одлучио/ла.

1. Ауторство

2. Ауторство - некомерцијално

3. Ауторство – некомерцијално – без прераде

4. Ауторство – некомерцијално – делити под истим условима

5. Ауторство – без прераде

6. Ауторство – делити под истим условима

(Молимо да подвучете само једну од шест понуђених лиценци, кратак опис лиценци је у наставку текста).

У Нишу, _____

Аутор дисертације: Његић Јован

Потпис докторанта: