

МОДЕЛИРАНЕ РИСКА НА ЦЕНТРАЛНОЕВРОПЕЙСКИЯ ФОНДОВ ПАЗАР ПО ВРЕМЕ НА КРИЗИ

Изследването моделира риска на централноевропейския фондов пазар, измерен като дисперсията на доходността на индекса CESI. Анализираният период 30 юни 1995 – 31 май 2002 г. е разделен на три подпериода – предкризисен, кризисен и следкризисен. Установени са основните характеристики на този пазар, които са еднакви за групата на развиващите се фондови пазари. Откритите високи стойности на коефициента на ексцес и натрупването на волателитет¹ разкриват времево променящата се природа на риска. Това от своя страна позволява той да се моделира с GARCH модели. От приложените 17 GARCH модела асиметричните модели, които предполагат вероятно разпределение на грешките различно от нормалното, имат най-висока прогнозна способност на риска.

JEL: C32; G15

През последните двадесет години либерализацията, глобализацията на фондовите пазари и появата на нови инструменти повишиха изменчивостта на пазарите. Върху тяхното състояние започнаха да оказват влияние редица фактори, което доведе до неочаквани изменения на пазарите и усложняващи проблеми при оценяването и управлението на риска. Развиващите се фондови пазари привлякоха вниманието на академичната общност през 80-те години на миналия век поради две основни причини - ниската корелация с развитите фондови пазари и значително по-високата доходност. Благодарение на интензивното изследване на азиатските и латиноамериканските фондови пазари бяха изведени основните характеристики на развиващите се фондови пазари. След караха на плановата икономическа система страните от Централна и Източна Европа започнаха да изграждат един от основните елементи на пазарната икономика - фондовия пазар. Първи в този процес са Унгария, Полша, Чехия, Словакия и Словения, които максимално бързо организираха търговия на инвестиционни инструменти и успяха да привлекат значителен обем чуждестранни инвестиции. Различната степен на развитие на фондов пазар обособи няколко регионални пазара – Централноевропейски (Чехия, Полша, Унгария, Словакия и Словения), Балтийски (Естония, Литва, Латвия), Балкански (България, Румъния, Хърватска, Сърбия и Черна гора, Македония).² В своето развитие фондовите

¹ Използваме *изменчивост* като превод на *volatility* поради неговото налагане в българската литература (вж. Нобелова награда за постижения в областта на икономическите науки за 2003 г. - Икономическа мисъл, 2003, N 6, с. 121).

² Петранов, Ст. Капиталовият пазар в България. - Икономическа мисъл, 2002, N 4, с. 23-39; Bonin, J., P. Watchel. Financial Sector Development in Transition Economies: Lessons from

пазари на страните в преход преминаха през няколко пазарни кризи (Мексиканска през 1994 г., Азиатска - 1997 г., Руска - 1998 г., Бразилска - 1999 г. и Аржентинска през 2001 г.), което от своя страна се отрази върху техните портфейлни характеристики (доходност и риск). Във връзка с това за вземането на рационални инвестиционни решения инвеститорите в Централна и Източна Европа би трябвало да разполагат с методология за оценка на риска на фондовите пазари. Нещо повече, проблемът с оценката и управлението на риска в развиващите се фондови пазари е доста актуален. Специално изследване на Международната организация на комисиите по ценни книжа (IOSCO) прави сравнителен анализ на текущото състояние на политиката и процедурите за управление на риска в тези пазари.³ В доклада на IOSCO са очертани основните проблеми, свързани с процедурите за управлението на риска, като на първо място е поставен въпросът за изчисляването на параметрите изменчивост и корелация въз основа на исторически данни като прогноза за бъдещо ценово поведение, при наличие на слаба ликвидност. Изследванията на Kasch-Haroutounian и Price, Gilmore и McManus, Poshakuwale и Murginde откриват висока устойчивост и значима асиметрия на изменчивостта, липса на връзка между нея и очакваната доходност, натрупване на изменчивост. Те не изучават цялостно поведението на риска на тези пазари и неизследвани остават някои важни въпроси по отношение на изменчивостта на централноевропейския фондов пазар, а именно: каква е природата на риска в периоди на финансови кризи; какво е влиянието на финансовите кризи върху поведението на изменчивостта; кои са подходящите модели за прогнозиране на риска, измерен като изменчивост (дисперсията) на доходността.

Данни и методология

На анализ се подлага дневното логаритмично изменение на индекса CESI, който е барометър на централноевропейските фондови пазари. Той е публикуван официално на 1 февруари 1996 г. от Будапещенската фондова борса с цел отразяване на основните изменения на пазарите в региона и първоначално включва определени ценни книжа, подбрани по специфични критерии, от трите фондови борси в Централна Европа – Будапеща, Прага и Варшава.

Периодът 30 юни 1995 – 31 май 2002 г. е разделен на три подпериода. Първият е предкризисен - от 30 април 1996 до 30 май 1997 г.. Вторият период е кризисен. Той е формиран въз основа на изследванията на Jang и Sul⁴ и

the First Decade. Bank of Finland Institute in Transition. Discussion Papers N 9, 2002; *Claessens, S., S. Djankov, D. Klingebiel*. Stock Markets in Transition Economies. World Bank, Financial Sector Discussion Paper N 5, 2000.

³ Financial Risk Management in Emerging Markets. Final Report. Emerging Markets Committee of the International Organization of Securities Commissions, November 1997.

⁴ *Jang, H., W. Sul*. The Asian Financial Crisis and the Co-movement of Asian Stock Markets. - Journal of Asian Economics, 2002, N 13, p. 94-104.

Chen, Firth и Rui⁵ Този период обхваща трите основни кризи – Азиатска, Руска и Бразилска, и продължава от 2 юни 1997 до 31 януари 1999 г. Третият период е следкризисен - от 1 февруари 1999 до 31 май 2002 г. Основната причина за разглеждането на три периода са резултатите от изследванията върху поведението на изменчивостта на фондовите пазари преди, по време и след криза. Schwert⁶ анализира поведението на дневната доходност на американски акции преди, по време и след октомврийския крах през 1987 г. Той установява, че изменчивостта на американския фондов пазар се увеличава драматично след този крах, но стихва бавно до адекватни равнища на риск. Kaminsky и Reinhart⁷ откриват, че условната изменчивост остава значително по-висока в следкризисния период. За промяна в характеристиките на изменчивостта на шест развиващи се фондови пазара свидетелстват резултатите от изследването на Choudry⁸. Тези доказателства за поведението на изменчивостта около кризисни периоди е от изключително важно значение, тъй като различните модели за моделиране и прогнозиране на риска, измерен чрез изменчивостта на доходността, ще го оценят с различна сила. Така EGARCH моделът надценява риска при екстремни шокове и ако се наблюдава висока устойчивост на изменчивостта, то той ще дава високи оценки на риска и в следкризисния период.

Harvey открива, че статистически значимите автокорелационни коефициенти в доходността на развиващите се фондови пазари са по-високи от тези на развитите. Той обяснява тази характеристика с липсата на диверсификация и ефекта от нетъргуване на акции, включени в индекса на даден пазар.⁹ Според Scholes и Williams,¹⁰ Lo и MacKinlay¹¹ значимите автокорелационни коефициенти също се дължат на несинхронното търгуване на акциите. То кара инвеститорите да следват оптимална стратегия на нетъргуване. Следователно пазарните цени би трябвало да отразят новата информация с известно закъснение, което ще се прояви като автокорелация в доходността. Съществуването на транзакционни разходи допълнително би

⁵ Chen, G., M. Firth, O. M. Rui. Stock Market Linkages: Evidence from Latin America. - Journal of Banking & Finance, 2002, N 26, p. 1113 –1141.

⁶ Schwert, G. W. Stock Volatility and the Crash of '87. - Review of Financial Studies, 1990, N 3, p. 77-102.

⁷ Kaminsky, G. L., C. M. Reinhart. Financial Markets in Times of Stress. NBER Working Paper 8569, 2001 www.nber.org/papers/w8569

⁸ Choudhry, T. Stock Market Volatility and the Crash of 1987: Evidence from Six Emerging Markets. - Journal of International Money and Finance, 1996, N 15, p. 969-981.

⁹ Harvey, C.R. Predictable Risk and Returns in Emerging Markets. - Review of Financial Studies, 1995, N 8, p. 773-816.

¹⁰ Scholes, M., J. Williams. Estimating Betas from Nonsynchronous Data. - Journal of Financial Economics, 1977, N 5, p. 309-327.

¹¹ Lo, A. W., C. A. MacKinlay. An Econometric Analysis of Nonsynchronous Trading. - Journal of Econometrics, 1990, N 45, p. 181-211.

могло да забави реагирането на отклоненията от истинската стойност, докато очакваните печалби надхвърлят разходите.

В отделни изследвания Amihud и Mendelson и Damodaran обясняват наличието на автокорелация в доходността на финансовите активи чрез модел за частично приспособяване към истинската стойност, според който доходността следва авторегресионен процес от първи порядък, т.е.

$$(1) \quad R_t = \alpha + \theta R_{t-1} + \varepsilon_t$$

Оценката на параметъра θ се получава по метода на най-малките квадрати. В случай, че разходите за приспособяване са асиметрични при възходящ или низходящ тренд на пазарите, то моделът от уравнение (3) е неподходящ. Във връзка с това Koutmos предлага модел, който отчита потенциалната асиметрия в процеса на приспособяване на доходността, който се свежда до следната спецификация:¹²

$$(2) \quad R_t = a + \theta^+ R_{t-1}^+ + \theta^- R_{t-1}^- + \varepsilon_t,$$

където $R_{t-1}^+ = \text{Max}(0, R_{t-1})$ и $R_{t-1}^- = \text{Min}(0, R_{t-1})$. Параметрите θ^+ , θ^- се интерпретират като степен на устойчивост на позитивни и негативни доходности от предходни периоди.

Koutmos доказва, че азиатските развиващи се фондови пазари се приспособяват асиметрично към информацията от предходния период. Позитивната доходност от последния период средно е 1.4 пъти по-устойчива от негативната. Тези резултати подкрепят тезата, че лошите новини (негативната доходност) се инкорпорират по-бързо в текущите пазарни цени, отколкото добрите (позитивната доходност). Нещо повече, те представляват косвено доказателство за съществуване на т. нар. "ефект на лоста" в развиващите се фондови пазари.

Моделите на условната изменчивост се появяват в края на 80-те години на миналия век и придобиват широка популярност както в академичните среди, така и в практиката, главно поради способността си да обхващат характеристиките на изменчивостта, описани от Bollerslev, Chou и Kroner.¹³

При прилагане модела на Engle на практика се срещат редица трудности, които са причинени от изискването коефициентите α_i да имат положителни стойности и високият порядък (обикновено $q=24$), което утежнява изчислителната процедура. Това принуждава през 1986 г. Bollerslev да обобщи модела на Engle. Моделът на Bollerslev е известен като модел на

¹² Koutmos, G. F. Asymmetric Price and Volatility Adjustments in Emerging Asian Stock Markets. - Journal of Business Finance & Accounting, 1999, N 26, p. 83-101.

¹³ Вж. по-подробно Bollerslev, T., R. Y. Chou, K. Kroner. ARCH Modeling in Finance: a Review of the Theory and Empirical Evidence. - Journal of Econometrics, 1992.

обобщената авторегресионна условна хетероскедастичност, или GARCH.¹⁴ Резултатите от редица изследвания доказват предимството на GARCH моделите при прогнозиране на дисперсията за целите на портфейлната селекция, рисковия анализ, оценката на опции и предлагат обобщения модел на авторегресионната условна хетероскедастичност – GARCH (1,1),¹⁵ който в това изследване има следната спецификация (asAR(1)-GARCH(1,1)):

$$(3) \quad R_t = R_t = a + \theta^+ R_{t-1}^+ + \theta^- R_{t-1}^- + e_t \quad e_t | I_{t-1} \sim D(0, h_t) \\ h_t = \omega + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1},$$

където e_t са отклонения от модела условни към информацията в период $t-1$, I_{t-1} , които имат неизвестно D разпределение със средна нула и дисперсия h_t .

При някои финансови динамични редове изменчивостта би могла да следва процеса на случайното блуждаене, в този случай стандартният стационарен GARCH процес не би могъл да се приложи. Изследванията показват, че изменчивостта на валутните курсове, стоките и фондовите пазари не се стреми към дългосрочната изменчивост, т.е. не следва процес на “връщане към средната”. При тях сумата на коефициентите α_1 и β_1 е приблизително равна на 1, което означава постоянен ефект на шоковете върху условната изменчивост през целия инвестиционен хоризонт. За моделиране на този нестационарен процес на изменчивостта се прилага интегрираният модел на обобщената авторегресионна условна хетероскедастичност (Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity - IGARCH). При моделирането на изменчивостта на централноевропейския фондов пазар използваме asAR(1)-IGARCH(1,1) модел, който има следната спецификация:

$$(4) \quad R_t = a + \theta^+ R_{t-1}^+ + \theta^- R_{t-1}^- + e_t \quad e_t \sim D(0,1) \\ h_t = \omega + \alpha_1 e_{t-1}^2 + (1 - \alpha_1) h_{t-1}$$

където R_{it} е доходността на актив i за период t , h_t - условната дисперсия на актив i , която е мартингъл, когато $\omega = 0$. Въз основа на същността на устойчивостта при линейните модели изглежда, че IGARCH (1,1) модели с $\omega > 0$ и $\omega = 0$ са аналогични на случайно блуждаене с или без отклонение, респ. и поради това са естествени модели на “устойчиви” шокове.

Нелинейният GARCH (Nonlinear GARCH – NGARCH) модел е друг представител на симетричните едномерни модели на условната изменчивост.

¹⁴ GARCH – Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity.

¹⁵ Akgiray, V. Conditional Heteroscedasticity in Time Series of Stock Returns: Evidence and Forecasts. - Journal of Business, 1989, N 62, p. 55-80; Vasilellis, G. A., N. Meade. Forecasting Volatility for Portfolio Selection. - Journal of Business Finance & Accounting, January 1996, p. 125-145.

Той е предложен от Engle и Bollerslev за моделиране устойчивостта в условната дисперсия.¹⁶ Ние използваме следната спецификация на модела (asAR(1)-NGARCH(1,1)):

$$(5) \quad \begin{aligned} R_t &= a + \theta^+ R_{t-1}^+ + \theta^- R_{t-1}^- + e_t \quad e_t \sim D(0,1) \\ h_t &= \omega + \alpha_1 |e_{t-1}|^\gamma + \beta_1 h_{t-1} \end{aligned}$$

Ако коефициентът γ е равен на 2, то модела се превръща в обикновен модел на обобщената авторегресионна условна хетероскедастичност (GARCH). При положение, че стойността на параметъра е по-малка от 2, това означава, че се наблюдава намалено влияние на екстремните шокове върху условната изменчивост.

Редица изследователи откриват, че измененията в цените на акциите са негативно свързани с измененията на изменчивостта.¹⁷ Този феномен е известен като “ефект на лоста”, който е характерен само за инструментите, търгувани на фондовия и паричния пазар. За моделиране ефекта на лоста през 1991 г. Nelson предлага експоненциален модел на обобщената авторегресионна условна хетероскедастичност (Exponential GARCH – EGARCH). Използваната спецификация в изследването е asAR(1)-EGARCH (1,1):¹⁸

$$(6) \quad \begin{aligned} R_t &= a + \theta^+ R_{t-1}^+ + \theta^- R_{t-1}^- + e_t \quad e_t \sim D(0,1) \\ \ln h_t^2 &= \omega + \gamma_1 \left(\left| \frac{e_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| - \sqrt{2/\pi} \right) + \alpha_1 \frac{e_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \beta_1 \ln(h_{t-1}^2) \end{aligned}$$

където R_t е доходността на финансовия актив в период t , e_t - отклоненията от модела, условни към информация в период $t-1$, h_{t-1} , които имат неизвестно D разпределение със средна нула и дисперсия h_t , ω , γ_1 , α_1 , β_1 - параметри на уравнението на дисперсията. Параметърът γ_1 измерва влиянието на отклоненията от модела върху условната

¹⁶ Engle, R. F., T. Bollerslev. Modeling the Persistence of Conditional Variances. - *Econometric Review*, 1986, N 5, p. 1-50.

¹⁷ Вж. изследванията на Black, F. Studies of stock price volatility changes. *Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section*, 1976, p. 177-181; Christie, A. The Stochastic Behaviour of Common Stock Variances: Values, Leverage and Interest Rate Effects. - *Journal of Financial Economics*, 1982, N 10, p. 15-3; Koutmos, G., R. Saidi. The Leverage Effect in Individual Stocks and the Debt to Equity Ratio. - *Journal of Business Finance and Accounting*, 1995, N 7, p. 1063-1073; Koutmos, G. F. Цит. съч.

¹⁸ Nelson, D. Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. – In: ARCH: Selected Readings, ed. R. Engle. Oxford University Press, 1995.

изменчивост в период t . Параметърът α_1 измерва асиметричния отклик на условната дисперсия към отклоненията. Ако параметърът е негативен (позитивен), то негативните отклонения ще генерират по-голяма (по-малка) изменчивост, отколкото позитивните.

Асиметричният модел на обобщената авторегресионна условна хетероскедастичност (AGARCH) е предложен от Engle като разширение на модела на Schwert. Моделът е приложен в следната си спецификация (asAR(1)-AGARCH (1,1)):

$$(7) \quad \begin{aligned} R_t &= a + \theta^+ R_{t-1}^+ + \theta^- R_{t-1}^- + e_t \quad e_t \sim D(0,1) \\ h_t &= \omega + \alpha_1 (e_{t-1} + \gamma)^2 + \beta_1 h_{t-1} \end{aligned}$$

Асиметричният ефект в модела от уравнение (7) е обхванат от параметъра γ . Ако той е позитивен, то неочакваните позитивни шокове увеличават изменчивостта повече, отколкото негативните шокове със същия размер.

Sentana предлага асиметричен модел, който гарантира положителна стойност на дисперсията. Подобно на асиметричния модел на обобщената авторегресионна условна хетероскедастичност позитивните шокове ще имат по-голямо влияние върху h_t отколкото негативните, ако коефициента γ в уравнение (8) е по-малък от нула. Приложената версия на квадратичния модел на обобщената авторегресионна условна хетероскедастичност е asAR(1)-QGARCH(1,1):¹⁹

$$(8) \quad \begin{aligned} R_t &= a + \theta^+ R_{t-1}^+ + \theta^- R_{t-1}^- + e_t \quad e_t \sim D(0,1) \\ h_t &= \omega + \gamma e_{t-1} + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \end{aligned}$$

Engle и Ng предлагат други два модела за отчитане на асиметрията в изменчивостта – нелинеен асиметричен модел на обобщената авторегресионна условна хетероскедастичност (Nonlinear Asymmetric GARCH – NAGARCH) и VGARCH модел.²⁰ Те са прилагани в следните спецификации:

$$(9) \quad \begin{aligned} R_t &= a + \theta^+ R_{t-1}^+ + \theta^- R_{t-1}^- + e_t \quad e_t \sim D(0,1) \\ h_t &= \omega + \alpha_1 (e_{t-1} + \gamma \sqrt{h_{t-1}})^2 + \beta_1 h_{t-1} \end{aligned}$$

¹⁹ Sentana, E. Quadratic ARCH Models. - Review of Financial Economics, 1995, N 62, p. 639-661.

²⁰ Engle, R., V. K. Ng. Measuring and Testing the Impact of News on Volatility. Working Paper of University of Michigan, December 1991.

Моделиране риска на централноевропейския фондов пазар по време на кризи

$$(10) \quad \begin{aligned} R_t &= a + \theta^+ R_{t-1}^+ + \theta^- R_{t-1}^- + e_t \quad e_t \sim D(0,1) \\ h_t &= \omega + \alpha_1 \left(\frac{e_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \gamma \right)^2 + \beta_1 h_{t-1} \end{aligned}$$

Нелинейният асиметричен модел на обобщената авторегресионна условна хетероскедастичност (уравнение 9) моделира условната изменчивост като нелинейна асиметрична функция на неочакваните шокове на фондовия пазар. Ако параметърът γ е по-голям от нула, то позитивните шокове ще причинят по-голяма изменчивост, отколкото негативните шокове със същата величина. Обратно, ако коефициентът е по-малък от нула, то негативните шокове ще доведат до по-голяма изменчивост, отколкото позитивните шокове със същата величина.

VGARCH моделът (уравнение 10) също моделира условната дисперсия като нелинейна асиметрична функция на неочакваните шокове на фондовия пазар. При него параметърът γ позволява асиметрично реагиране на изменчивостта при позитивни и негативни шокове. Ако коефициентът е положителен, позитивните шокове ще увеличат изменчивостта повече, отколкото негативните шокове със същия размер.

Изчисляването на вектора от параметри θ на моделите на условната изменчивост става посредством метода на максималното правдоподобие (Maximum Likelihood Method). Прилага се оптимизационният алгоритъм Marquardt. В класическите GARCH модели се предполага, че отклоненията от модела имат условно нормално разпределение. Изследванията на Bollerselv, а по-късно и на други автори показват, че GARCH моделите с нормално разпределение на остатъците подценяват риска. За обхващане високия ексцес в разпределението на доходността на анализирания фондов пазар се прилагат GARCH модели, които предполагат, че отклоненията имат разпределение на Стюдент, или обобщено разпределение на грешките (Generalized Error Distribution - GED).

В литературата изборът на един или друг модел се основава на набор от функционални критерии за избор на иконометрични модели, приложени за различни състояния на пазарите – възходящ пазар, низходящ пазар, кризисен период. Във връзка с това използваме няколко функционални критерия – средна грешка (ME), средна абсолютна грешка (MAE), средна квадратична грешка (RMSE), средна смесена грешка (MME (O) и MME (U)), коефициент на детерминация на уравнение на Mincer и Zarnowitz²¹

²¹ Вж. по-подробно: Hansen, P. R., A. Lunde. A Comparison of Volatility Models: Does Anything Beat a GARCH (1,1)? Working Paper Series N 84, Centre for Analytical Finance, University of Aarhus, March 2001.

Емпирични резултати

Табл. 1 представя дескриптивната статистика на дневната доходност на индекса CESI за разглежданите периоди. Среднодневната доходност е позитивна преди кризисния период и негативна по време и след криза. Разликата между средната стойност и медианата през четирите разглеждани периода е знак за асиметричност в разпределението на доходността. Следователно можем да предположим, че последната не е разпределена нормално.

Таблица 1

Дескриптивна статистика на дневните логаритмични изменения на индекса CESI

	Предкризисен	Кризисен	Следкризисен
Средна стойност	0.0728	-0.0220	-0.0077
Медиана	0.0471	0.1169	0.0153
Максимална стойност	3.9740	6.3133	6.9634
Минимална стойност	-2.8945	-9.4592	-7.7814
Стандартно отклонение	0.8867	1.8734	1.3870
Асиметрия	0.1141	-0.5573*	-0.0362
Ексцес	4.5249*	6.2032*	4.8241*
Коефициент на Жарк-Бера	48.5378*	202.2586*	120.9390*

* и ** - значимост при 5 и 10% риск от грешка.

Първият знак за рискованост е рангът на доходността, т.е. разликата между максималната и минималната доходност. Той е най-висок през кризисния период и най-нисък преди него. След криза рангът е по-малък от кризисния период, но по-голям от периода преди кризата. Следователно можем да твърдим, че рискът на анализирания от нас фондов пазар е най-висок през кризисния период, който спада след това, но не и до равнищата преди кризата. Това се подкрепя от данните за стандартното отклонение на доходността.

Асиметрията на доходността е позитивна преди криза и негативна по време и след нея. Стойностите на коефициента на асиметрия са статистически значими по време на кризисния период,²² което свидетелства за отклонение от нормалното разпределение. В подкрепа на това твърдение са високите стойности на ексцес. Ексцесът е най-висок по време на криза, след което намалява, но не достига равнищата отпреди кризисния период.

²² Според Гатев за значителна се смята асиметрията, чиято абсолютна стойност е по-голяма от 0.5 (вж. Гатев, К. Въведение в статистиката. ЛИА, 1995, 128).

Допълнителният тест на Жарк-Бера за нормално разпределение на доходността също показва статистическо значимо отклонение от нормалното разпределение. Следователно вероятността от реализирането на екстремни негативни стойности на доходността е по-висока, отколкото нормалното разпределение предвижда. Трябва да отбележим, че високите стойности на коефициента на ексцес биха могли да се дължат на натрупване на изменчивост.

Коефициентите на автокорелация на доходността r и доходността, повдигната на квадрат r^2 , са представени на табл. 2. Независимо от периода, който се анализира, се наблюдава статистически значима автокорелация в доходността на индекса CESI и доходността, повдигната на квадрат. Статистически значимата автокорелация в доходността, повдигната на квадрат, потвърждава изразеното опасение, че се наблюдава характеристиката натрупване на изменчивост, която може да е причинила високите стойности на коефициента на ексцес.

Резултатите от табл. 2 по отношение на автокорелацията в редовете на доходността на индекса CESI са съвместими с изследвания на развитите и развиващите се фондови пазари, които откриват статистически значима автокорелация в доходността на пазарните индекси.

Таблица 2

Коефициенти на автокорелация на доходността r и доходността, повдигната на квадрат r^2

Периоди		Лаг	1	2	6	12	18	24
Предкризисен	r	AC	0.2620*	0.0780*	-0.0190*	0.0100*	-0.0130*	0.0220*
		Q	33.9030	36.9250	41.4370	46.0510	53.9980	69.7690
	R^2	AC	0.1970*	0.0300*	-0.0180*	-0.0060*	0.0410**	0.0130*
		Q	19.0630	19.5000	20.0210	21.1150	26.4980	32.4290
Кризисен	r	AC	0.2250*	0.0840*	-0.1050*	0.0900*	-0.0010*	-0.0380*
		Q	21.5460	24.5560	32.8840	50.6050	61.5930	77.1190
	r^2	AC	0.2150*	0.0490*	0.0480*	0.1940*	-0.0030*	0.0050*
		Q	19.5600	20.5740	48.0810	95.6290	102.5000	118.1900
Следкризисен	r	AC	0.1270*	-0.0620*	-0.0330*	0.0730*	-0.0050*	-0.0020*
		Q	14.0580	17.4050	23.0270	35.8190	43.6340	54.1740
	r^2	AC	0.0450*	0.0680**	0.0170*	0.1200*	0.0050*	0.2410*
		Q-Stat	1.7601	5.7952	15.9040	36.6680	50.3180	112.9700

* и ** - значимост при 5 и 10% риск от грешка.

Значимата автокорелация на доходността на индекса CESI и доказателствата на Koutmos по отношение на азиатските фондови пазари не

са единствените мотиви за провеждането на тест за асиметрично влияние на новините върху доходността на централноевропейския фондов пазар. Това допълнително е мотивирано от следните причини: първо, асиметричното приспособяване на доходността би могла да обясни наличие на т.нар. "ефект на лоста", който е характерен за всички фондови пазари; второ, асиметричен авторегресионен модел (уравнение 2) би могъл да се използва за моделиране и прогнозиране доходността и риска на индекса CESI (табл. 3).

Таблица 3

Асиметричен авторегресионен модел от първи порядък, приложен към доходността на индекса CESI по периоди

	Предкризисен период	Кризисен период	Следкризисен период
A	-0.0318	0.2901*	0.0092
	-0.5461	2.2988	0.1276
θ^+	0.3806*	-0.0345	0.1116**
	5.1451	-0.3838	1.7977
θ^-	0.1226*	0.4260*	0.1419*
	1.4557	5.6161	2.3027
Log likelihood	-616.2793	-846.6008	-1513.2230
AIC	2.5277	4.0265	3.4816
SIC	2.5534	4.0553	3.4980
F-статистика	20.2572*	17.1442*	7.1402*
<i>Тест на Брюш-Годфри</i>			
F-статистика	1.0281	1.839001*	1.6508*
LM	24.7926	42.41375*	39.0544*
<i>Тест за ARCH ефект</i>			
F-статистика	0.7566	2.5122*	4.1784*
LM	18.4283	55.3818*	92.0970*
<i>Тест за нормално разпределение на стандартизираните отклонения</i>			
Асиметрия	-0.0079	-0.4111	-0.0945
Ексцес	4.2887	6.1667	5.1221
Коефициент на Жарк-Бера	33.9134*	188.2186*	164.7297*

* и ** - значимост при 5 и 10% риск от грешка.

Параметърът θ^+ е статистически значим през всичките разглеждани периоди с изключение на кризисния. Значимостта на параметъра означава, че позитивните новини от предходния период имат значимо влияние върху доходността от текущия. Статистически значимата стойност на коефициента е най-висока в предкризисния период и най-ниска след криза, което означава, че пазарът се приспособява по-бързо към позитивните новини в след-кризисния период. Това отново дава основание да потвърдим изразеното становище, че финансовите кризи допринасят за информационната ефективност на пазарите, т.е. те по-бързо абсорбират наличната информация.

Параметърът θ^- е статистически значим през всички анализирани периоди, като стойността на коефициента е най-висока в кризисния период, а най-ниска в предкризисния, когато пазарът се приспособява по-бързо към лошите новини. Само през предкризисния период величината на параметъра θ^+ е по-голяма от θ^- , което от своя страна се отразява върху броя периоди (дни), през които разликата между истинската и пазарната стойност на индекса се неутрализира наполовина.

Данните от табл. 3 дават основание да направим заключението, че е необходимо използването на асиметричен авторегресионен модел за моделиране и прогнозиране на доходността на индекса CESI, тъй като значимата асиметрия в доходността на централноевропейския фондов пазар е свързана с разходите за ценово приспособяване.

Едно от предположенията на регресионния анализ е липса на автокорелация в редовете на отклоненията (грешките) от модела. Тестът на Брюш-Годфри за наличие на автокорелация свидетелства за статистически значима такава в редовете на отклоненията през всичките изследвани периоди. Резултатите от теста за ARCH ефект на Engle дават основание да се отхвърли хипотезата за хомоскедастичност в полза на алтернативната хипотеза – хетероскедастичност. Статистически значимият коефициент на Жарк-Бера е доказателство за отклонение от нормалното разпределение на стандартизираните грешки. Следователно оценките на параметрите са опорочени и неефективни и трябва да се приложат модели, които обхващат именно тези отклонения от линейния регресионен анализ.

Приложението на 16 нелинейни модела на обобщената авторегресионна условна хетероскедастичност по периоди разкрива цялостната природа на риска на централноевропейския фондов пазар.²³

²³ Поради ограничението за обем на статията резултатите от приложението на GARCH моделите по периоди не са публикувани, но те могат да бъдат предоставени от автора при поискване.

В предкризисния период позитивните новини имат различно влияние върху доходността от текущия период в сравнение с негативните, като лошите новини се инкорпорират по-бързо от добрите. Регистрира се статистически значим ефект на лоста в уравнението на условната дисперсия, като позитивните шокове намаляват изменчивостта, докато негативните я увеличават. Наблюдава се относително висока степен на устойчивост на изменчивостта.

В кризисния период е характерно асиметрично влияние на новините върху доходността, като лошите новини се инкорпорират по-бавно от добрите. Наблюдава се увеличение на асиметрията в условната изменчивост и устойчивостта на изменчивостта. При някои от моделите позитивните шокове намаляват изменчивостта, докато негативните я увеличават. При други модели негативни шокове ще увеличават изменчивостта повече, отколкото позитивните със същия размер. Тези резултати са съвместими с изследванията за азиатските фондови пазари.

В следкризисния период централноевропейският фондов пазар по-бързо се приспособява към негативните новини. Наблюдава се статистически значима асиметрия в условната дисперсия. Величината на коефициентите на асиметрия е по-ниска в сравнение с кризисния период, което е знак за намаление на силата на асиметрия. При повечето асиметрични модели негативните шокове ще доведат до по-голяма изменчивост, отколкото позитивните със същата величина. Регистрира се слабо намаление на устойчивостта на изменчивостта в сравнение с кризисния период.

Въз основа на тези резултати застъпваме мнението, че предположението за условно нормално разпределение на остатъците на GARCH моделите не би могло да се приеме и използва за прогнозиране на риска на централноевропейския фондов пазар. Статистическата значимост на анализирания коефициент на асиметрия, ексцес и на Жарк-Бера са ясно доказателство, че GARCH модели, предполагащи нормално разпределение на отклоненията, не обхващат "тежките опашки" в грешките и водят до подценяване на риска.

На табл. 4 са представени стойностите на функционалните критерии за избор на модел за прогнозиране на изменчивостта в рамките на извадката по периоди. В предкризисния период най-висока прогнозна способност - според четири критерия, има $asAR(1)-VGARCH(1,1)-t$ моделът, следван от $asAR(1)-EGARCH(1,1)-GED$ и $asAR(1)-GARCH(1,1)-t$ моделите. В кризисния период два от всичките модели имат най-висока прогнозна способност в – $asAR(1)-NAGARCH(1,1)-t$ и $asAR(1)-VGARCH(1,1)-t$. В следкризисния период $asAR(1)-VGARCH(1,1)-t$ моделът отново показва висока прогнозна способност, но той има равен брой критерии за избор на модел с $asAR(1)-EGARCH(1,1)-GED$ модела.

Таблица 4

Функционални критерии за избор на модел за прогнозиране на изменчивостта в рамките на извадка по периоди

	ME	MAE	RMSE	MME(O)	MME(U)	R ²
<i>Панел А. Предкризисен период</i>						
asAR(1)-GARCH (1,1)-t	-0.0532	0.8328	1.4844	0.6840	0.9560	0.0072
asAR(1)-IGARCH (1,1)-t	0.1798	0.9510	1.5138	0.8173	1.0159	0.0055
asAR(1)-NGARCH (1,1)-t	0.0559	0.8402	1.4821	0.6929	0.9609	0.0104
asAR(1)-EGARCH (1,1)-GED	-0.0668	0.8363	1.4851	0.6901	0.9545	0.0084
asAR(1)-AGARCH (1,1)-t	-0.0372	0.8438	1.4899	0.7044	0.9494	0.0120
asAR(1)-NAGARCH (1,1)-t	-0.0366	0.8441	1.4932	0.7037	0.9506	0.0092
asAR(1)-QGARCH (1,1)-t	-0.0527	0.8325	1.4832	0.6841	0.9566	0.0087
asAR(1)-VGARCH (1,1)-t	-0.0142	0.8308	1.4721	0.7007	0.9281	0.0370
<i>Панел Б. Кризисен период</i>						
asAR(1)-GARCH (1,1)-t	-0.0644	3.7492	7.8571	2.3949	2.9832	0.0493
asAR(1)-IGARCH (1,1)-t	0.4049	3.9912	7.9310	2.7110	2.9744	0.0494
asAR(1)-NGARCH (1,1)-t	0.0359	3.7882	7.9030	2.4568	2.9629	0.0486
asAR(1)-EGARCH (1,1)-GED	-0.1533	3.6471	7.7112	2.3119	2.9405	0.0782
asAR(1)-AGARCH (1,1)-t	-0.1350	3.6575	7.7344	2.3131	2.9503	0.0721
asAR(1)-NAGARCH (1,1)-t	-0.0977	3.6470	7.7062	2.3363	2.9077	0.0817
asAR(1)-QGARCH (1,1)-t	-0.2250	3.6408	7.7471	2.2760	2.9651	0.0694
asAR(1)-VGARCH (1,1)-t	-0.2829	3.6308	7.7762	2.2361	3.0132	0.0626
<i>Панел В. Следкризисен период</i>						
asAR(1)-GARCH (1,1)-t	-0.0101	1.9855	3.7575	1.4458	1.7958	0.0098
asAR(1)-IGARCH (1,1)-t	0.4202	2.2111	3.8633	1.7210	1.8238	0.0123
asAR(1)-NGARCH (1,1)-t	-0.0206	1.9777	3.7453	1.4365	1.7962	0.0120
asAR(1)-EGARCH (1,1)-GED	-0.0311	1.9627	3.7181	1.4246	1.7841	0.0237
asAR(1)-AGARCH (1,1)-t	-0.0073	1.9821	3.7512	1.4421	1.7925	0.0130
asAR(1)-NAGARCH (1,1)-t	-0.0084	1.9834	3.7528	1.4430	1.7934	0.0125
asAR(1)-QGARCH (1,1)-t	-0.0098	1.9818	3.7523	1.4422	1.7928	0.0121
asAR(1)-VGARCH (1,1)-t	-0.0362	1.9606	3.7272	1.4182	1.7903	0.0188

* и ** - значимост при 5 и 10% риск от грешка.

*

Резултатите от изследването доказват, че централноевропейският фондов пазар притежава основните характеристики, които са присъщи за групата на развиващите се фондови пазари. Времево променящата се природа на риска може да се обхване с асиметрични модели на обобщената авторегресионна условна хетероскедастичност. Препоръчва се използването на asAR(1)-VGARCH(1,1)-t модела на Engle и Ng или asAR(1)-EGARCH(1,1)-GED модела на Nelson.

20.X.2003 г.