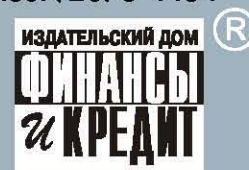


НАУЧНО-ПРАКТИЧЕСКИЙ И
ИНФОРМАЦИОННО-
АНАЛИТИЧЕСКИЙ СБОРНИК

ISSN 2073-4484



ФИНАНСОВАЯ[®] АНАЛИТИКА

ПРОБЛЕМЫ И РЕШЕНИЯ

- Теоретические аспекты прогнозирования доходности и волатильности фондовых индексов
- Анализ макроэкономических показателей развития субъектов Приволжского федерального округа
- Теория финансов: возникновение, эволюция развития
- Инсайдерские сделки на валютном рынке
- Прогноз поступлений страховых взносов на обязательное пенсионное страхование

16 (154) апрель 2013

<http://www.fin-izdat.ru> e-mail: post@fin-izdat.ru

ФИНАНСОВАЯ[®] АНАЛИТИКА

ПРОБЛЕМЫ И РЕШЕНИЯ

Научно-практический
и информационно-аналитический сборник
Периодичность – 4 раза в месяц

16 (154) – 2013 апрель

Подписка во всех отделениях связи:

- индекс 80628 – каталог агентства «Роспечать»
- индекс 44368 – каталог УФС РФ «Пресса России»
- индекс 34158 – каталог российской прессы «Почта России»

Доступ и подписка на электронную версию журнала
www.elibrary.ru, www.dilib.ru

Журнал зарегистрирован в Министерстве Российской Федерации по делам печати, телерадиовещания и средств массовых коммуникаций.

Свидетельство о регистрации ПИ № ФС 77-29584.

Учредитель:

ООО «Информационный центр «Финансы и Кредит»

Издатель:

ООО «Финанспресс»

Главный редактор:

В.А. Горохова

Зам. главного редактора:

С.Н. Голда, В.И. Попов

Редакционный совет:

А.В. Гукова, доктор экономических наук, профессор
Д.А. Ендовицкий, доктор экономических наук, профессор
Л.С. Кабир, доктор экономических наук, профессор
Ю.И. Коробов, доктор экономических наук, профессор
М.А. Котляров, доктор экономических наук, профессор
А.С. Макаров, доктор экономических наук, доцент
Т.Ю. Морозова, кандидат экономических наук, доцент
А.Г. Перевозчиков, доктор физико-математических наук, профессор
В.А. Цветков, член-корреспондент РАН, доктор экономических наук, профессор

Верстка: М.С. Гранильщикова

Корректор: А.М. Лейбович

Редакция журнала:

111401, Москва, а/я 10

Телефон/факс: (495) 721-85-75

Адрес в Internet: <http://www.fin-izdat.ru>

E-mail: post@fin-izdat.ru

© ООО «Информационный центр «Финансы и Кредит»

© ООО «Издательский дом ФИНАНСЫ и КРЕДИТ»

Подписано в печать 17.04.2013. Формат 60x90 1/8.

Цена договорная. Объем 8,5 п.л. Тираж 2 130 экз.

Отпечатано в ООО «КТК», г. Красноармейск Московской обл.

Тел.: (495) 993-16-23

Журнал рекомендован ВАК Минобрнауки России для публикации работ, отражающих основное научное содержание кандидатских и докторских диссертаций.

Сборник реферируется в ВИНТИ РАН.

Сборник включен в Российский индекс научного цитирования (РИНЦ).

Статьи рецензируются.

Перепечатка материалов и использование их в любой форме, в том числе и в электронных СМИ, возможны только с письменного разрешения редакции.

СОДЕРЖАНИЕ

ФОНДОВЫЙ РЫНОК

Федорова Е.А., Бузлов Д.А. Прогнозирование фондового рынка Российской Федерации с помощью GARCH-моделирования 2

ИНВЕСТИЦИОННАЯ ПОЛИТИКА

Капранова Л.Д. Приволжский федеральный округ: тенденции развития и повышение инвестиционной привлекательности в 2007–2011 гг. 11

ВОПРОСЫ ЭКОНОМИКИ

Ананьева Е.А. Некоторые вопросы сущности финансов 21

Гудкова В.П. Возможности бизнес-моделирования в социальных сферах экономической деятельности 29

Родичева В.П. Развитие потребительской кооперации России в современных условиях 35

МАТЕМАТИЧЕСКИЕ МЕТОДЫ АНАЛИЗА В ЭКОНОМИКЕ

Крицкий О.Л., Глик Л.А. Выявление инсайдерских сделок при высокочастотной торговле основными валютными парами на рынке FOREX 39

Пахомов Е.В. Подходы к прогнозированию страховых взносов на обязательное пенсионное страхование 45

АНАЛИТИЧЕСКИЙ ОБЗОР

Прогноз долгосрочного социально-экономического развития Российской Федерации на период до 2030 г. ... 57

Точка зрения редакции не всегда совпадает с точкой зрения авторов публикуемых статей.

Ответственность за достоверность информации в рекламных объявлениях несут рекламодатели.

УДК 330.43

ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ФОНДОВОГО РЫНКА РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ С ПОМОЩЬЮ GARCH-МОДЕЛИРОВАНИЯ

Е. А. ФЕДОРОВА,доктор экономических наук, доцент кафедры
финансового менеджмента

E-mail: ecolena@mail.ru

Финансовый университет при
Правительстве Российской Федерации**Д. А. БУЗЛОВ,**начальник сектора развития сети устройств
самообслуживания

E-mail: buzlov@gmail.com

Московский банк ОАО «Сбербанк России»

В статье рассмотрены теоретические аспекты прогнозирования доходности и волатильности фондовых индексов при помощи GARCH-моделирования. Проведен обзор практического применения моделей GARCH для фондовых индексов различных стран. Реализовано применение GARCH-моделей для российского фондового рынка. На основе значений индекса ММВБ 10 за период с января 2010 г. по ноябрь 2012 г. построены прогнозы его значений доходности и волатильности на пять дней и три недели.

Ключевые слова: GARCH, асимметричность, информация, волатильность, прогнозирование, фондовый рынок, ММВБ 10.

Одной из наиболее распространенных моделей, позволяющих оценить степень влияния прошлых котировок финансовых инструментов на их текущее значение с учетом ценовой неопределенности, является Autoregressive Conditional Heteroscedasticity model (ARCH) или модель авторегрессионной условной гетероскедастичности.

Начиная с основополагающей статьи Р. Энгла [6], модели авторегрессионной условной гете-

роскедастичности ARCH получили значительное развитие – от сравнительно простых моделей и до значительно более сложных, позволяющих учесть многие особенности финансовых рынков. Областью практического применения таких моделей является количественная оценка рыночных рисков, оценка стоимости опционов и т. д. Краткий обзор работ, описывающих практическое применение моделей семейства GARCH, представлен в табл. 1.

Из анализа табл. 1 видно, модели семейства GARCH нашли свое применение во многих областях финансового менеджмента. В статье О. Мубаракшина [2] смоделирован эффект «улыбки» волатильности с применением модели EGARCH (1,1) для индекса ММВБ 10 за период с 2006 по 2012 г. Для моделирования индексов DAX, FTSE, MICEX в период кризиса Е. А. Федорова, К. А. Панкратов применяют модели TARARCH, PARARCH, EGARCH [3]. Модель PGARCH признана наиболее эффективной для индекса ММВБ и применена для прогнозирования. В работе [12] смоделированы значения доходности индексов ISE (Турция), ASE (Греция),

Таблица 1

Обзор практического применения моделей семейства GARCH

Работа	Модель	Выборка
Мубаракиин О. Нарисовать свою улыбку // F&O. 2012. № 10. [2]	EGARCH	Индекс ММВБ10 за период с 2006 по 2012 г.
Кисилевский О. С. Моделирование процесса GARCH (1,1) для анализа волатильности при международной диверсификации портфеля акций // Сервис в России и за рубежом. 2001. Вып. 4 (23)	GARCH	Индексы 10 стран (Россия, Индия, Бразилия, Китай, Южная Корея, США, Великобритания, Франция, Германия, Япония) за период с 2005 по 2010 г.
Федорова Е. А., Панкратов К. А. Моделирование волатильности фондового рынка в период кризиса // Финансовая аналитика: проблемы и решения. 2011. № 37. [3]	TARCH, PARCH, EGARCH	Индексы DAX, FTSE, MICEX
Yüksel H., Bayram H. ARCH-GARCH modelling in Turkish, Greek and Russian Stock Markets // Seminar in Financial Data Analysis, Istanbul, 2005. [12]	EGARCH TARCH	Индексы ISE (Турция), ASE (Греция), RTS (Россия) за период с 1994 по 2004 г.
Alberg D., Shalita H., Yosef R. Estimating stock market volatility using asymmetric GARCH models // Applied Financial Economics. 2008. № 18. [4]	TARCH, PARCH, EGARCH, EGARCH-t	Индекс TASE (Израиль) за период с 1992 по 2005 г.
Yalama A., Sevil G. Forecasting World Stock Markets Volatility // Journal of Risk and Diversification ISSN 1986-4337. Issue 2 (2011). [11]	GARCH, EGARCH, PARCH, TARCH, GARCH-t, EGARCH-t	10 индексов различных стран (Великобритания, Нидерланды, Австрия, Германия, США, Мексика, Швейцария, Франция, Япония, Турция) за период с 1995 по 2007 г.

RTS (Россия) за период с 1994 по 2004 г. Применены модели EGARCH и TARCH, описаны аспекты тестирования моделей. Показано, что для индексов ISE и ASE наиболее применима модель TARCH (1,2), для индекса RTS – TARCH (1,1). Оценены уровни асимметричности для фондовых рынков трех стран. Авторы работы [4] рассматривают применение асимметричных моделей семейства GARCH (TARCH, PARCH, EGARCH) для доходности индекса TASE (Израиль) за период с 1992 по 2005 г. Модель EGARCH-t с распределением Стьюдента в остатках признана наиболее адекватной и применена для прогнозирования. В работе [11] проводится моделирование десяти индексов различных стран с применением девяти моделей семейства GARCH. Наилучшие результаты по всем индексам демонстрируют модели EGARCH, PARCH и TARCH, чем доказывается превосходство асимметричных моделей при анализе и прогнозировании фондовых рынков.

Все эти практические исследования показывают как особую важность семейства моделей GARCH в оценке отношения доходностей и волатильности фондовых рынков, так и различные методы моделирования финансовых показателей с использованием данных высокой (каждодневные) и низкой (месячные) частоты в целях анализа данных в отдельных малых периодах. Поэтому

авторы используют общеизвестную методологию для прогнозирования волатильности российского фондового рынка.

Методы, разработанные в 1980–1990-х гг., могут применяться для предсказания будущей нестабильности. Модели типа ARCH (Autoregressive conditional heteroscedasticity) были предложены нобелевским лауреатом Р. Энглом в 1982 г. [6], что впоследствии породило целый класс моделей для работы с временными рядами. Они описывают временные ряды, у которых фазы спокойствия чередуются с периодами большой изменчивости. Таким образом, нестабильность является не постоянной, а изменяющейся во времени. Для рядов с изменчивостью безусловная дисперсия может быть постоянной величиной, в то время как в некоторые периоды она может значительно изменяться. Такие временные ряды будут условно гетероскедастичными, так как дисперсия будет изменяться от наблюдения к наблюдению.

В модели ARCH предполагается, что безусловная дисперсия случайного возмущения постоянна, а условная наоборот. Запишем спецификацию простейшей модели ARCH (1) с единичным временным лагом:

$$Y_t = X_t' \theta + \varepsilon_t,$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2, \text{ при } \omega \geq 0, \alpha \geq 0,$$

где Y_t – текущее значение доходности актива;

$X_t' \theta$ – функция экзогенных переменных;

ε_t – случайное возмущение в момент времени t ;
 σ_t^2 – условная дисперсия на момент времени t ;
 ω – базовый уровень волатильности;
 α – коэффициент, определяющий степень влияния прошлой информации на текущее значение волатильности.

Обобщенная авторегрессионная модель условной гетероскедастичности (Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity) была предложена Т. Боллерслом в 1986 г. [5]. Спецификация модели GARCH (1,1) для текущего значения условной дисперсии доходности актива включает как скользящую среднюю, так и авторегрессию:

$$Y_t = X_t'\theta + \varepsilon_t, \\ \sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2.$$

Условная дисперсия представлена как функция от:

- константы ω ;
- новостях о случайных возмущениях в прошлом ε_{t-1}^2 (ARCH-компонента);
- значений условной дисперсии в прошлом σ_{t-1}^2 (GARCH-компонента).

Значения (1, 1) в модели GARCH (1,1) показывают величины временных лагов для ARCH-компоненты и GARCH-компоненты уравнения. По сути дела модель ARCH является частным случаем GARCH-модели, т. е. GARCH (0,1). Для временных лагов, отличных от единицы, спецификация модели будет выглядеть так:

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

где q и p – значения временных лагов для GARCH и ARCH-компонент соответственно.

На практике чаще всего используются GARCH-модели с $p = 1$ и $q = 1$ [8], т. е. GARCH (1,1). Изредка используются GARCH (1,2) или GARCH (2,1).

Прежде чем строить модель с обычным ARCH (p) или GARCH (p, q) – процессом в остатках, необходимо предварительно проверить исходную модель на наличие условной авторегрессионной гетероскедастичности в остатках. Для этого используется тест множителей Лагранжа (ARCH LM Test), предложенный Р. Энглom в 1982 г. [7]. Нулевая гипотеза предполагает отсутствие авторегрессионной условной гетероскедастичности, а альтернативная – ее наличие.

Для оценки качества модели также необходимо проанализировать значения параметра Q -статистики для определения автокорреляции и частичной

автокорреляции стандартизованных остатков. Это позволяет судить о наличии серийной корреляции в основном уравнении модели и, таким образом, оценивать корректность спецификации основного уравнения модели. Если спецификация модели корректная, все коэффициенты Q -статистики не должны быть значимыми.

Чтобы завершить спецификацию GARCH-модели, требуется предположение об условном распределении ошибок. Очень важным моментом является то, что построение моделей с процессами ARCH или GARCH в остатках подразумевает, что остатки имеют нормальное распределение. При исследовании финансовых временных рядов остатки не всегда являются нормально распределенными, что в значительной степени влияет на спецификацию модели. Этот факт обуславливает необходимость проверки остатков на нормальность. Существует ряд тестов, позволяющих проверить гипотезу о нормальном распределении остатков регрессионной модели. Среди них достаточное распространение получили тесты Jarque – Bera, Shapiro – Wilk, Shapiro – Francia.

Есть три предположения, которые чаще всего используют при работе с GARCH-моделями: нормальное (Гауссово) распределение, t -распределение Стьюдента и обобщенное распределение ошибок (Generalized Error Distribution (GED)). Учитывая предположение о распределении, параметры модели оцениваются методом максимального правдоподобия.

Например, для модели GARCH (1,1) с нормально распределенными ошибками вклад в функцию максимального правдоподобия в момент времени t будет выглядеть следующим образом:

$$l_t = -\frac{1}{2} \log 2\pi - \frac{1}{2} \log \sigma_t^2 - \frac{1/2(y_t - X_t'\theta)^2}{\sigma_t^2}.$$

Для t -распределения Стьюдента формула имеет вид

$$l_t = -\frac{1}{2} \log \left(\frac{\pi(v-2)\Gamma(v/2)^2}{\Gamma\left(\frac{v+1}{2}\right)^2} \right) - \\ -\frac{1}{2} \log \sigma_t^2 - \frac{(v+1)}{2} \log \left(1 + \frac{(y_t - X_t'\theta)^2}{\sigma_t^2(v-2)} \right).$$

При степенях свободы $v > 2$ обеспечиваются «толстые хвосты». Распределение Стьюдента стремится к нормальному при $v \rightarrow \infty$.

Для обобщенного распределения ошибок GED имеем

$$l_t = -\frac{1}{2} \log \left(\frac{\Gamma(1/r)^3}{\Gamma(3/r)(r/2)^2} \right) - \frac{1}{2} \log \sigma_t^2 - \left(\frac{\Gamma(3/r)(y_t - X_t'\theta)^2}{\sigma_t^2 \Gamma(1/r)} \right)^{r/2}.$$

Параметр, отвечающий за «толщину хвостов», $r > 2$. При $r = 2$ обобщенное распределение ошибок GED становится нормальным. При $r < 2$ появляются «толстые хвосты».

Часто распределение является также скошенным вправо. Для учета этого следует использовать асимметричные распределения с «толстыми хвостами», например, скошенное t -распределение Хансена.

Функции максимального правдоподобия составляются на основе соответствующих конкретным моделям функций плотности распределения. Для сравнения моделей с различными пространствами параметров используются информационные критерии Акаике AIC , Шварца SC и Хеннана-Куина HQ , рассчитываемые по формулам:

$$AIC = -2 \frac{LLF}{T} + 2 \frac{k}{T},$$

$$SC = -2 \frac{LLF}{T} + \frac{k \log T}{T},$$

$$HQ = -2 \frac{LLF}{T} + 2 \frac{k \log(\log T)}{T},$$

где LLF – значение функции правдоподобия;

T – длина временного ряда;

k – количество параметров модели.

Модель, имеющая максимальное значение функции правдоподобия, считается оптимальной, если она имеет наименьшие значения этих критериев. На практике чаще используется информационный критерий Акаике AIC , хотя он лучше работает на выборках малого объема. Для выборок большого объема лучшим считается применение информационного критерия Шварца SC .

Одним из основных недостатков спецификации модели GARCH является то, что положительные и отрицательные шоки имеют одинаковое влияние на ожидаемую будущую волатильность. Однако в реальности часто наблюдается эффект рычага (асимметричность), и при этом оценки стандартной модели GARCH не подходят. Для нивелирования данного ограничения были разработаны асимметричные модели, с помощью которых можно оценить различия воздействия положительных и отрица-

тельных новостей. Далее рассмотрим некоторые модификации моделей семейства GARCH.

Интегрированная GARCH(IGARCH)-модель впервые была предложена Р. Энглом и Т. Боллерселевом в 1986 г. [7]. Она имеет вид

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

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

Как видно из спецификации, в модели отсутствует константа, а сумма коэффициентов равна единице.

Пороговая GARCH(TARCH)-модель была разработана в работах [9, 13] в 1993–1994 гг. независимо друг от друга. Спецификация модели выглядит так:

$$\sigma_t^2 = \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{k=1}^r \gamma_k \varepsilon_{t-k}^2 I_{t-k}^-,$$

где $I_t^- = 1$, если $\varepsilon_t < 1$;

$I_t^- = 0$, если $\varepsilon_t > 1$.

В этой модели хорошие новости $\varepsilon_{t-i} > 0$ и плохие новости $\varepsilon_{t-i} < 0$ оказывают разное воздействие на условную дисперсию. Хорошие новости оказывают воздействие на α_i , а плохие новости оказывают воздействие на $\alpha_i + \gamma_i$. Если $\gamma_i > 0$, плохие новости повышают уровень волатильности и можно сказать, что имеется эффект рычага i -го порядка. Если $\gamma_i \neq 0$, то новости имеют асимметричное воздействие на волатильность.

Экспоненциальная GARCH(EGARCH)-модель была предложена Д. Б. Нельсоном в 1991 г. [10]. Спецификация модели выглядит так:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}^2}{\sigma_{t-i}^2} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}^2}{\sigma_{t-k}^2}.$$

Стоит обратить внимание на логарифм условной дисперсии в левой части уравнения. Он означает, что эффект рычага происходит по экспоненте, это гарантирует неотрицательные значения условной дисперсии. Присутствие эффекта рычага проверяется тестированием гипотезы $\gamma_i < 0$. Воздействие новостей асимметрично, если $\gamma_i \neq 0$.

Асимметричная Power ARCH(PARCH)-model имеет вид

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

где $\delta > 0$, $|\gamma_i| \leq 1$ для $i = 1, \dots, \tau$, $\gamma_i = 0$ для всех $i > \tau$, и $\tau \leq p$. Эффект асимметрии присутствует в случае, когда $\gamma_i \neq 0$.

Существует еще достаточно много различных модификаций моделей ARCH или GARCH, выбор которых зависит от конкретной ситуации и целей исследования. Однако для всех модификаций параметры модели оцениваются методом максимального правдоподобия.

В качестве входных данных в работе используются значения логарифмической дневной доходности индекса ММВБ 10 (MCX 10) за период с 12.01.2010 по 30.11.2012. ММВБ 10 – ценовой, невзвешенный фондовый индекс, рассчитываемый как среднее арифметическое изменения цен десяти наиболее ликвидных акций (корзина индекса), обращающихся на бирже ММВБ-РТС. Индекс ММВБ 10 публикуется с 19 марта 2001 г. Начальное значение индекса составляет 100 пунктов и является приведением к этому значению стоимости портфеля из десяти выбранных акций с равными весовыми коэффициентами на 18.00 по московскому времени 30 декабря 1997 г. Перерасчет индекса производится в режиме реального времени после каждой сделки. Состав корзины индекса пересматривается ежеквартально в зависимости от ликвидности. Новый состав базы расчета индекса ММВБ 10 введен в действие 3 июля 2012 г. Новый состав базы расчета включает 10 наиболее ликвидных акций [1].

В качестве регрессора в основном уравнении используется ряд значений логарифмической дневной доходности обыкновенных акций ОАО «Сбербанк России» (sber) за период с 12.01.2010 по 30.11.2012.

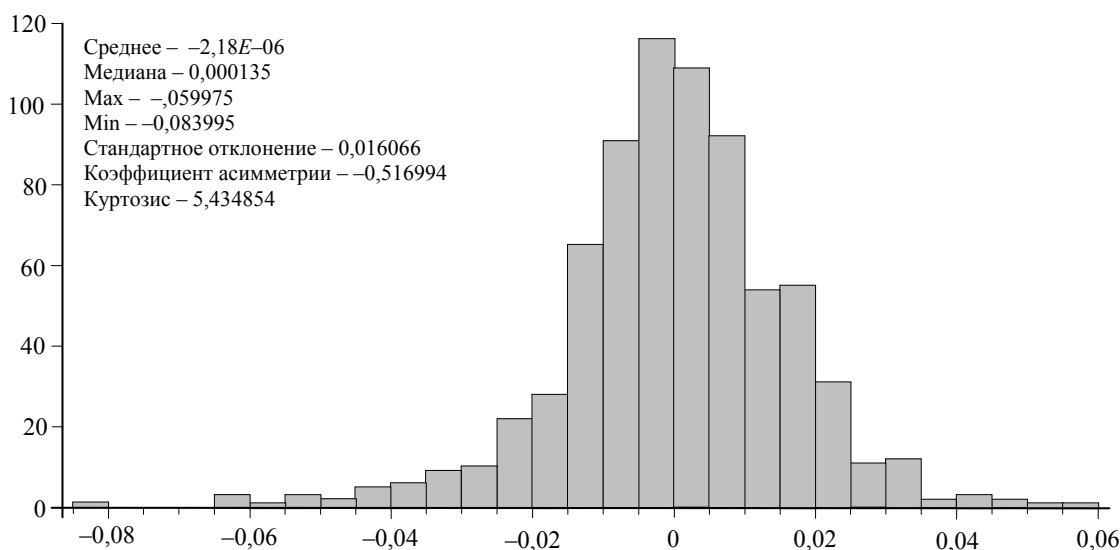


Рис. 1. Описательная статистика и гистограмма ряда логарифмических доходностей индекса ММВБ 10 с 12.01.2010 по 30.11.2012

Целью работы является краткосрочный прогноз значений логарифмической доходности и условной дисперсии по котировкам индекса ММВБ 10 (MICEX 10) с применением модели семейства GARCH.

Рассмотрим описательную статистику ряда логарифмических доходностей индекса ММВБ 10 за период с 12.01.2010 по 30.11.2012. Гистограмма (см. рис. 1) имеет более вытянутую по вертикали форму, чем для нормального распределения и статистических показателей, распределение полученного ряда отлично от нормального. Хотя коэффициент асимметрии равен $-0,51$, что близко к нулю и говорит о симметричности распределения относительно среднего значения, куртозис равен $5,434$.

Это позволяет предположить, что распределение доходностей индекса ММВБ 10 отличается от нормального, что подтверждается исследованием квантиль-квантиль (Q-Q) графика доходностей относительно квантилей нормального распределения (рис. 2). Графики квантилей не располагаются вдоль прямой линии. Это свидетельствует о том, что доходность индекса не имеет нормального распределения. Для сравнения приведен Q-Q-график для распределения Стьюдента.

Для построения прогноза на период с 03.12.2012 по 07.12.2012 воспользуемся различными модификациями модели GARCH (1,1). В результате оценки моделей EGARCH, TARЧН и PARЧН получены результаты, представленные в табл. 2.

Анализ табл. 2 показывает, что наилучшие значения информационных критериев Акаике и Шварца демонстрирует модель TARЧН (1,1). По всем моделям коэффициент β прошлой условной