

### 3.11. СТАТИСТИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ОЦЕНКИ ИЗМЕНЕНИЯ ЭФФЕКТИВНОСТИ ФОНДОВОГО РЫНКА И ЕЕ ПРАКТИЧЕСКОЕ ПРИМЕНЕНИЕ

Федорова Е.А., к.э.н., доцент

*Всероссийский заочный финансово-экономический институт (ВЗФЭИ)*

В статье автор рассматривает современные методологические аспекты оценки эффективности фондового рынка с помощью современных эконометрических подходов. В статье приводится обзор зарубежных и отечественных исследований, посвященных анализу подходов к оценке эффективности фондового рынка для развитых и развивающихся фондовых рынков. В работе рассмотрены преимущества и недостатки подходов и обоснован используемый подход, как наиболее адекватный для исследования, основанный на *GARCH*-моделировании. В этом отношении особый акцент в статье сделан на оценивание движения фондового рынка к слабой степени информационной эффективности фондового рынка. Данный подход не применялся для оценки степени движения к эффективности фондового рынка для российского фондового рынка. В результате исследования показано, что российский фондовый рынок Российской Федерации является неэффективным.

Важным элементом любой преуспевающей экономики является хорошо функционирующий (прежде всего с точки зрения информационной эффективности) фондовый рынок, так как он способствует эффективному распределению финансового капитала внутри экономики.

Вместе с тем, существует ряд предпосылок того, что недавно возникшие фондовые рынки не способны эффективно функционировать. Прежде всего торговля ценными бумагами, осуществляемая на данных рынках, является недостаточно развитой, так как механизмы ценообразования финансовых активов, обращающихся на рынке, не являются понятными для участников рынка в той степени, в какой ими владеют участники известнейших мировых фондовых рынков.

Это обуславливает важность оценки уровня информационной эффективности фондовых рынков данных стран, и своевременного выявления изменений в информационной эффективности. Поэтому цель статьи – предложить методику оценки степени изменения информационной эффективности фондового рынка ее и практической апробации на примере российского и украинского фондового рынков.

До недавнего времени в качестве объекта большинства научных исследований в области информационной эффективности рынков ценных бумаг выступали развитые фондовые рынки, такие как Лондонская, Нью-Йоркская, Токийская фондовые биржи и ряд других. В настоящее время достаточно большое количество научных исследований посвящено различным аспектам эффективности вновь созданных фондовых рынков стран.

Информационная эффективность фондовых рынков была темой широкого изучения и обсуждения в течение последних 50 лет. Ball Brown (1968) и Fama (1969) одни из первых ученых исследовали данную тему [3, с. 16], они заметили, что происходит задержка реакции акционерных бирж в случае релевантной информации. Следователно Fama (1969) определил информационную эффективность рынка капитала, как отражение в ценах всей информации и после этого

было он выделил три формы различной информационной эффективности:

- слабая степень эффективности;
- средняя степень эффективности (иногда ее называют полусильная);
- сильная степень эффективности.

Соответственно, при исследовании информационной эффективности фондовых рынков подвергаются проверке следующие гипотезы, которые важны для анализа исследования механизмов функционирования фондовых рынков:

- о слабой степени эффективности фондового рынка;
- о средней степени эффективности фондового рынка;
- о сильной степени эффективности фондового рынка.

Считается, что фондовый рынок имеет слабую степень эффективности, если цены обращающихся на нем инструментов отражают только информацию, содержащуюся в динамике прошлых котировок. На таком рынке невозможно предсказать цены финансовых активов и получить сверхприбыль, используя только данные об изменении курсов ценных бумаг в предыдущих периодах.

В целом подход к исследованию степени информационной эффективности фондовых рынков носит достаточно стандартный характер и изменяется незначительно от исследования к исследованию, независимо от того, какие фондовые рынки оно охватывает: в развитых странах со сложившейся рыночной экономикой или же в странах с вновь созданными рынками. Вместе с тем, повышенное внимание ряда исследователей привлекла проблема повышения степени информационной эффективности развивающихся фондовых рынков. Это объясняется тем, что процесс повышения информационной эффективности фондовых рынков имеет большое значение для фондовых рынков развивающихся стран, также как и развитых фондовых рынков, структура и организация деятельности на которых постоянно изменяется.

В настоящее время существует ряд хорошо известных способов проверки финансового рынка на информационную эффективность и анализа степени ее проявления. Общей отправной точкой в исследовании информационной эффективности с различных подходов является анализ возможности предсказания цен на финансовые инструменты на основе информации об их прошлых значениях.

Обобщая основные статистические методы, которые обычно применяются при анализе эффективности рынков, можно выделить две основные группы. К первой относятся методы, базирующиеся на построении регрессионного уравнения прогнозирования цены фондового инструмента. Если уравнение регрессии оказывается статистически незначимым, то делается вывод об эффективности фондового рынка, т.е. цены на акции в каждый последующий день не зависят от цен в предыдущий торговый день и их изменения происходят сразу после поступления на фондовый рынок новой информации об эмитенте.

Ко второй группе можно отнести методы непараметрической статистики. В зависимости от того, возрастает или снижается по сравнению с предыдущим значением цена акции, приращения абсолютных величин цен в рядах их динамики заменяются знаками «плюс» или «минус». Полученные результаты группируются в серии, и проводится анализ на наличие или отсутствие элемента случайности в этих группах.

В своей работе мы рассматриваем первую группу методов, следует отметить, что в настоящее время существует целый класс моделей, учитывающих наличие авторегрессионной условной гетероскедастичности.

Широко распространенной моделью в области анализа временных рядов, и в частности, доходности финансовых инструментов, является модель авторегрессии, или  $AR(p)$ -модель. Например,  $AR(p)$ -модель доходности некоторого финансового инструмента имеет вид:

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 R_{t-2} + \dots + \alpha_p R_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

где

$R_t$  – доходность финансового инструмента в момент времени  $t$ ;

$R_{t-1}, R_{t-2}, \dots, R_{t-p}$  – лаговые значения доходности финансового инструмента;

$\alpha_0$  – константа;

$\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_p$  – весовые коэффициенты, определяющие степень влияния предыдущих изменений цен финансового инструмента на текущее значение цены финансового инструмента ( $ARCH$ -параметры);

Кроме того, для анализа остатков в моделях временных рядов используется модель скользящего среднего, или  $MA(q)$ -модель, когда исследуемый показатель зависит лаговых значений  $\varepsilon$  (ошибки модели) с порядком лага, равным  $q$ :

$$R_t = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}. \quad (2)$$

На практике вводят в модель как элементы авторегрессии, так и элементы скользящего среднего. Данная модель называется смешанной моделью авторегрессии – скользящего среднего или  $ARMA(p, q)$ -модель:

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 R_{t-2} + \dots + \alpha_p R_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}. \quad (3)$$

Вместе с тем, следует отметить тот факт, что с помощью  $AR$ -,  $MA$ -,  $ARMA$ -моделей оцениваются только стационарные временные ряды. Таким образом исследование временного ряда на стационарность является важным этапом в исследовании.

В настоящее время одним из самых распространенных критериев проверки временных рядов на стационарность является тест, разработанный Дики и Фуллером (Dickey-Fuller test,  $DF$ ). Недостатком данного критерия является требование, чтобы выполнялось условие отсутствия автокорреляции в остатках. Поэтому для исследования временных рядов доходности финансовых инструментов мы воспользуемся расширенным тестом Дики-Фуллера (augmented Dickey-Fuller test,  $ADF$ ).

Нулевая гипотеза в  $ADF$  (также как и в  $DF$ ) критерии состоит в том, что ряд нестационарен, альтернативная же гипотеза предполагает, что ряд является стационарным. В случае, если ряд нестационарен, он может быть приведен к стационарному виду с помощью взятия последовательных разностей.

Пусть ряд оказался стационарным после взятия последовательных разностей  $d$  раз. В этом случае разности порядка  $d$  временного ряда могут быть представлены в виде  $ARMA(p, q)$ -модели. Данный подход к анализу временных рядов был предложен Дж. Боксом и Г. Дженкинсом. Эта методология получила название методологии Бокса-Дженкинса, а получаемые с ее помощью модели временных рядов – интегрируемыми авторегрессионными моделями скользящего среднего ( $ARIMA(p, d, q)$ ):

$$\Delta^d R_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta^d R_{t-1} + \alpha_2 \Delta^d R_{t-2} + \dots + \alpha_p \Delta^d R_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}, \quad (4)$$

где  $\Delta^d R_t$  –  $d$ -я разность временного ряда  $R_t$ .

В модели Бокса-Дженкинса параметр  $d$  интерпретируется как степень интегрируемости временного ряда, т.е. ряд становится стационарным после применения  $d$  раз операции взятия последовательной разности.

Такого рода модели неоднократно использовались при исследовании информационной эффективности Нью-йоркской фондовой биржи, Лондонской фондовой биржи и фондовых рынков ряда стран Восточной Европы, но при этом предполагалось более сложное поведение остатков  $\varepsilon_t$ .

Примером моделей со сложным поведением остатков являются модели, в которых учитывается изменяющаяся во времени ценовая неопределенность, или волатильность, что позволяет получить более состоятельные результаты, хотя соответствующий анализ требует, чтобы ряды данных были достаточной длинными. В противном случае оценки параметров модели, отражающей информационную эффективность фондовых рынков, будут необъективными и неустойчивыми, что даст ложное представление об исследуемом явлении.

Термин «волатильность» (volatility – англ. «изменчивость», «непостоянство») используется, как правило, для неформального обозначения степени разброса переменной и представляет собой основную меру риска финансового инструмента, который обращается на фондовом рынке. Другими словами, волатильность является характеристикой случайной составляющей изменения цены финансового инструмента. Формальной мерой волатильности в рассматриваемых моделях служит условная дисперсия остатков.

В то же время гипотеза информационной эффективности фондовых рынков основывается на случайном изменении цен финансовых инструментов и их независимости от их прошлых значений. Это, в свою очередь, обуславливает необходимость учета ценовой неопределенности при оценке информационной эффективности фондовых рынков.

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.

В  $ARCH$ -модели волатильность (ценовая неопределенность) выражается как функция от лаговых (отстоящих на один или несколько периодов назад) значений волатильности, выраженных в виде дисперсии остатков. В качестве меры ценовой неопределенности или риска в данной модели используется условная дисперсия финансовых индикаторов. Данный показатель отражает уровень системного риска, измеряет неопределенность, связанную с прогнозированием динамики рынка.

В общем случае уравнение условной дисперсии в  $ARCH(q)$ -модели может быть представлено в виде:

$$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \sum_{i=1}^q \gamma_i \varepsilon_{t-i}^2, \quad (5)$$

где

$\sigma_t^2$  – условная дисперсия остатков или волатильность в момент времени  $t$ ;

$\varepsilon_{t-i}$  – лаговое значение остатка в момент времени  $t-i$  (т.е.  $i$  периодов времени назад);

$\gamma_0$  – константа, базовая волатильность;

$q$  – порядок **ARCH**-модели – количество последних изменений цен, влияющих на текущее значение волатильности;

$\gamma_i$  – весовые коэффициенты, определяющие степень влияния предыдущих значений остатков на текущее значение волатильности.

При этом **ARCH(q)**-модель предполагает, что стандартизованные остатки  $z_t = \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t}$  независимы и подчиняются нормальному распределению.

При применении **ARCH**-моделей к реальным данным было замечено, что для наибольшего соответствия действительности результатов исследования требуется довольно большая длина лага  $q$ , что создает трудности при оценивании.

Следует отметить, что в настоящее время существует целый класс моделей, учитывающих наличие авторегрессионной условной гетероскедастичности. Наиболее общей является **generalised ARCH (GARCH)** model или обобщенная **ARCH**-модель, которая была предложена Т. Bollerslev в 1986 г. В данной модели волатильность (ценовая неопределенность) выражается как функция от лаговых (отстоящих на единицу или несколько периодов назад) значений волатильности, выраженных в виде дисперсии остатков, и самой условной дисперсии. Преимущество модели **GARCH** по сравнению с **ARCH**-моделью заключается в том, что она позволяет ограничиться меньшим количеством параметров, если речь идет об условной дисперсии.

Порядок **GARCH**-модели задается величиной лагов  $p$  и  $q$ .

В общем случае уравнение условной дисперсии в **GARCH(p,q)**-модели может быть представлено в виде:

$$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \sum_{i=1}^q \gamma_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \delta_j \sigma_{t-j}^2, \quad (6)$$

где

$p$  – количество предшествующих оценок волатильности, влияющих на ее текущее значение;

$\delta_j$  – весовые коэффициенты, определяющие степень влияния предыдущих оценок волатильности на ее текущее значение (**GARCH**-параметры).

Остальные параметры **GARCH(p,q)**-модели интерпретируются аналогично параметрам **ARCH(q)**-модели.

При этом предполагается, что оценки коэффициентов  $\gamma_0$ ,  $\gamma_i$ ,  $\delta_j$  неотрицательны, а стандартизованные остатки  $z_t = \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t}$  независимы и подчиняются нормально-

му распределению.

На практике, как правило, используются **GARCH**-модели с  $p = 1$  и  $q = 1$ . Изредка используются **GARCH(1,2)** или **GARCH(2,1)**.

На графике **ARCH/GARCH**-процесса могут быть обнаружены периоды спокойного движения переменной, характеризующиеся относительно низкой дисперсией, и турбулентные периоды, в течение которых дисперсия высока.

Таким образом, изучению проблемы эффективности развитых и развивающихся фондовых рынков посвящено достаточно большое количество исследований. Практическую апробацию описанных методологиче-

ских аспектов оценки степени эффективности фондового рынка мы будем рассматривать на примере украинского фондового индекса. При этом нами будет анализироваться докризисный период. Выбор украинского фондового рынка не случаен, потому что если исследованию эффективности российского фондового рынка посвящены многочисленные исследования [10, с. 35], то оценка украинского фондового рынка является малоисследованным аспектом.

В рамках данного исследования нами рассматривается динамика индекса Ассоциации участников фондового рынка Украины (ПФТС) за период с 9 января 2001 г. по 17 октября 2007 г. Это период достаточно стабильного (экспоненциального) роста и развития украинского фондового рынка до момента, когда, начиная с середины октября 2007 г., под влиянием мирового финансового кризиса на украинском фондовом рынке не начала формироваться глобальная негативная тенденция. Именно этот период представляется нам наиболее адекватным для анализа изменения степени эффективности данного фондового рынка (рис. 1).

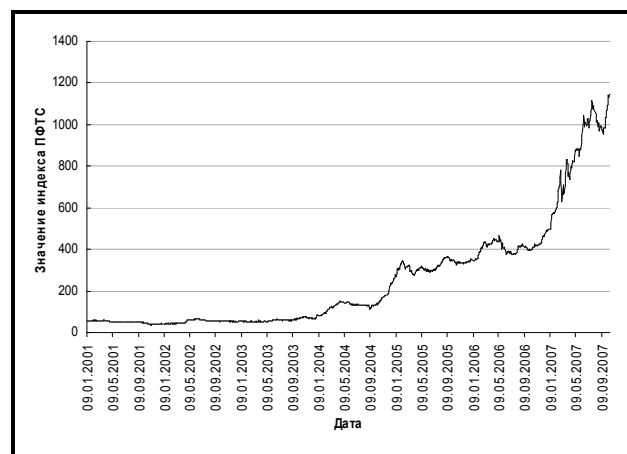


Рис. 1. График значений индекса ПФТС

Далее приводится график доходностей индекса ПФТС (рис. 2). Как видно из графика, имеются несколько ярко выраженных периода резких колебаний значений доходностей индекса, которые чередуются с периодами их относительно стабильного изменения. В целом, поведение доходностей индекса ПФТС за указанный период является характерным для **ARCH**- или **GARCH**-процесса.

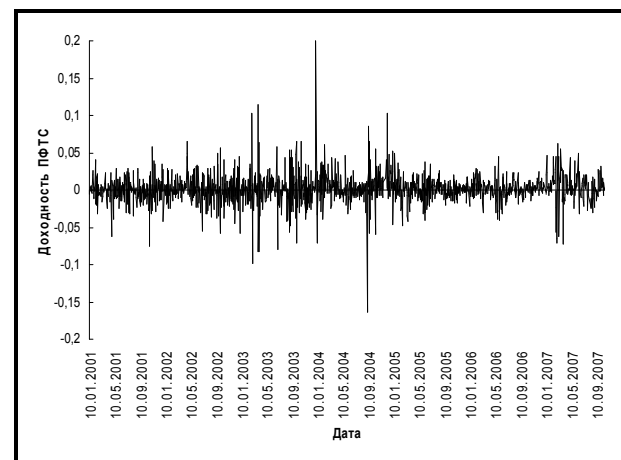


Рис. 2. Динамика доходностей индекса ПФТС

Следует отметить, что в настоящее время существуют различные разновидности моделей, описывающих **ARCH/GARCH**-процессы в остатках.

Эти модели различаются тем, какой функцией задается зависимость условной дисперсии от своих лагов и лаговых значений квадратов остатков.

Рассмотрим несколько важнейших направлений, в которых возможна модификация данных моделей.

Модель **GARCH-in-mean** или **GARCH-M**. В данном случае условная дисперсия добавляется непосредственно в уравнение регрессии в целях отражения влияния волатильности временного ряда на зависимую переменную. Например, модель **ARIMA(2, 1, 1)** с **GARCH-M(1, 1)**-процессом в остатках имеет вид:

$$\begin{aligned} \Delta R_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \Delta R_{t-1} + \alpha_2 \Delta R_{t-2} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \lambda \sigma_t^2 + \varepsilon_t; \\ \sigma_t^2 &= \delta + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2. \end{aligned} \quad (7)$$

Экспоненциальная **GARCH**-модель (Exponential **GARCH** или **EGARCH**).

Следует отметить тот факт, что модели **GARCH(p, q)** и **GARCH-M** являются симметричными, что предполагает одинаковое влияние положительных / отрицательных шоков на волатильность.

В общем виде **EGARCH**-модель задается формулой:

$$\begin{aligned} \ln \sigma_t^2 &= \gamma_0 + \sum_{i=1}^q \gamma_i z_{t-i} + \\ &+ \sum_{i=1}^q \phi_i (|z_{t-i}| - E|z_{t-i}|) + \sum_{j=1}^p \delta_j \ln \sigma_{t-j}^2 \end{aligned} \quad (8)$$

Если обратиться к конкретному примеру, модель **ARIMA(2, 1, 1)** с **EGARCH(1, 1)**-процессом в остатках имеет вид:

$$\begin{aligned} \Delta R_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \Delta R_{t-1} + \alpha_2 \Delta R_{t-2} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t; \\ \ln \sigma_t^2 &= \gamma_0 + \gamma_1 z_{t-1} + \phi_1 |z_{t-1}| + \delta_1 \ln \sigma_{t-1}^2. \end{aligned} \quad (9)$$

**Asymmetric power ARCH (APARCH)**-модель также позволяет учесть асимметричность волатильности. Данная модель была предложена Ding, Granger, & Engle (1993). В общем случае данная модель может быть представлена в виде:

$$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \sum_{i=1}^q \gamma_i (|\varepsilon_{t-i}| - \omega_i \varepsilon_{t-i})^2 + \sum_{j=1}^p \delta_j \sigma_{t-j}^2. \quad (10)$$

Следует отметить, что, так же как и модели **ARCH(q)** и **GARCH(p, q)**, модели **GARCH-M**, **EGARCH**, **APARCH**

предполагают, что стандартизованные остатки  $z_t = \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t}$

подчиняются нормальному распределению. Следует отметить, что на практике данные остатки не всегда подчиняются нормальному распределению. Это привело к возникновению моделей, предполагающих  $t$ -распределение остатков (**TARCH** и **TGARCH**-модели).

Пороговая **ARCH**-модель (threshold **ARCH** или **TARCH**). Данная модель была предложена Zakoian J.M. (1994).

$$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \sum_{i=1}^q \gamma_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p (\delta_j \sigma_{t-j}^2 + \varphi_j \varepsilon_{t-j}^2 d_{t-j}), \quad (11)$$

где

$$d_t = \begin{cases} 1, & \varepsilon_t < 0; \\ 0, & \varepsilon_t \geq 0. \end{cases}$$

Для примера приведем модель **ARIMA(2, 1, 1)** с **TARCH(1, 1)**-процессом в остатках:

$$\Delta R_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta R_{t-1} + \alpha_2 \Delta R_{t-2} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t; \quad (12)$$

$$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \delta_1 \sigma_{t-1}^2 + \varphi \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1}.$$

Пороговая **GARCH**-модель (threshold **GARCH** или **TGARCH**):

$$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \sum_{i=1}^q (\gamma_i \varepsilon_{t-i}^2 + \omega_i d_{t-i} \varepsilon_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^p \delta_j \sigma_{t-j}^2, \quad (13)$$

где

$$d_t = \begin{cases} 1, & \varepsilon_t < 0; \\ 0, & \varepsilon_t \geq 0. \end{cases}$$

Существует еще достаточно много различных модификаций **ARCH/GARCH**-моделей, выбор которых зависит от конкретной ситуации и целей исследования.

На практике, 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. Для этого используется тест множителей Лагранжа на авторегрессионную условную гетероскедастичность (ARCH LM test). В данном случае нулевая гипотеза предполагает отсутствие авторегрессионной условной гетероскедастичности, а альтернативная – наличие.

Очень важным моментом является то, что построение моделей с **ARCH/GARCH**-процессами в остатках подразумевает, что остатки  $\varepsilon_t$  имеют нормальное распределение. В этом случае параметры модели оцениваются методом максимального правдоподобия.

Как было отмечено ранее, в некоторых случаях, в особенности при исследовании финансовых временных рядов, остатки не являются нормально распределенными, что в значительной степени влияет на спецификацию модели. Данный факт обуславливает необходимость проверки остатков на нормальность.

В настоящее время существует ряд тестов, позволяющих проверить гипотезу о нормальном распределении остатков регрессионной модели. Среди них достаточное распространение получили тесты Jarque-Bera, Shapiro-Wilk, Shapiro-Francia.

Альтернативой данному методу служат модели, в которых делается предположение о том, что остатки имеют распределение, отличающееся от нормального. Наиболее часто предполагается, что остатки имеют  $t$ -распределение Стьюдента. Еще одним подходом в случае, если распределение остатков модели не является нормальным, является использование **EGARCH**-модели для обобщенного распределения остатков (generalized error distribution, **GED**).

Одной из проблем, возникающих при оценивании **AR, MA, ARMA, ARIMA**, а также **ARCH/GARCH**-моделей является выбор значения лагов объясняющих переменных. Для выбора величины лага в модели используется расчетное значение информационного критерия, после чего выбирается модель с наименьшим значением данного критерия.

Если сравнить формулы расчета информационных критериев, можно увидеть, что критерий Акаике позволяет выбрать модель с более коротким лагом, чем критерий Шварца. Из ряда альтернативных моделей выбирается та, для которой значение информационного критерия (**AIC** и **BIC**) является наименьшим.

На практике чаще используется информационный критерий Акаике. Хотя считается, что критерий Акаике

лучше работает для выборок малого объема, на больших выборках лучшим считается критерий Шварца.

Как правило, с помощью ARCH/GARCH-моделей осуществляется проверка гипотезы о слабой степени информационной эффективности фондового рынка. Использование GARCH-t моделей объясняется тем фактом, что, как показывает эмпирическое исследование, распределения доходностей на целом ряде фондовых рынков, эти распределения отличаются от нормального распределения, т.е. имеют более высокий эксцесс, а соответственно, более «толстые» хвосты (англ. fat tails).

Это означает, что при моделировании поведения таких доходностей более адекватным представляется использование распределения Стьюдента, обладающего указанными характеристиками (по сравнению с нормальным распределением). Следует отметить, что современное программное обеспечение позволяет реализовать подобные расчеты.

Ниже приводятся описательные статистики распределения доходностей индекса ПФТС, а также необходимые тесты на нормальность и стационарность. Переменная DL\_PFTS представляет собой анализируемый временной ряд доходностей индекса (рис. 3).

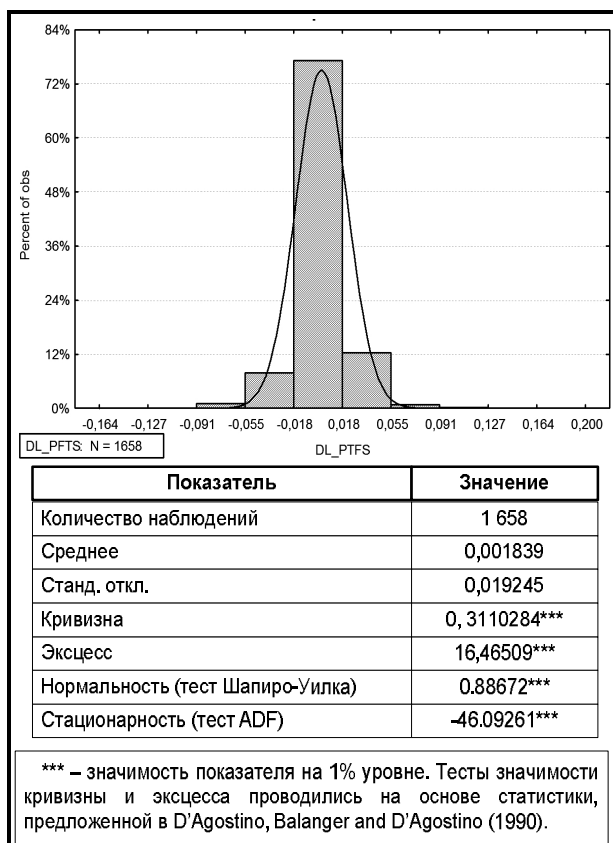


Рис. 3. Распределение доходностей индекса ПФТС

Проведенные тесты показывают, что эксцесс распределения доходностей индекса ПФТС (значение 16,465) статистически значимо отличается от значения эксцесса стандартного нормального распределения (его значение, как известно, равно 3). Кроме того, на основании проведенного теста Шапиро-Уилка гипотеза о нормальности распределения доходностей индекса ПФТС отвергается. Это означает, что распределение доходностей индекса ПФТС действительно отличается

от нормального и с практической точки зрения является оправданным использование GARCH-t моделей, речь о которых шла выше. Отметим также, что несмотря на наличие статистически значимой кривизны у распределения доходностей индекса, использование моделей условной гетероскедастичности, учитывающих этот факт (асимметричность волатильности, как было описано выше), не дало значимых результатов. Во всех проанализированных моделях оцененные показатели, отвечающие за асимметричность волатильности, оказывались статистически незначимыми.

В результате проведенных расчетов, на основании критерия Акаике, была выбрана модель AR(1)-GARCH-t(3,3). Результаты расчетов приводятся в табл. 1. Стационарность остатков модели проверялась с помощью теста Льюнга-Бокса.

Таблица 1

РЕЗУЛЬТАТЫ ОЦЕНИВАНИЯ СТАНДАРТНОЙ GARCH-МОДЕЛИ ДЛЯ УКРАИНСКОГО ФОНДОВОГО РЫНКА

Наименование	Кoeffициент	Ст. ошибка	Z-статистика	Знач. вероят.
DL_PFTS(-1)	-0,076747	0,026231	-2,925755	0.0034
C	0,001412	0,000303	4,664516	0.0000
C	2,15E-05	5,01E-06	4,297556	0.0000
RESID(-1)^2	0,398826	0,008404	47,45702	0.0000
RESID(-2)^2	0,130738	0,013843	9,444316	0.0000
RESID(-3)^2	-0,268583	0,005629	-47,71284	0.0000
GARCH(-1)	-0,169545	0,004239	-39,99354	0.0000
GARCH(-2)	0,862469	0,010577	81,54518	0.0000
GARCH(-3)	0,033847	0,009573	3,535709	0.0004
-	Степ. своб.	-	-	-
Распределение Стьюдента	3,520628	0,260078	13,53682	0.0000
Значение ф-ции макс. правдоп.	4570,194	Значение критерия Шварца		-5,471491

Приведенные результаты показывают, что украинский фондовый рынок за исследуемый период времени не характеризовался даже слабой формой информационной эффективности, поскольку в уравнении среднего присутствует зависимость текущего значения доходности индекса от его предыдущего значения (на один шаг назад).

В рамках данного исследования нами также была предпринята попытка анализа влияния так называемых «календарных аномалий», или «календарных эффектов», на значение доходности индекса. А именно, рассматривалось влияние эффекта начала и конца недели, начала месяца, а также начала года (января). Как показал анализ, календарные эффекты не имели статистически значимого влияния на значение доходности индекса за исследуемый период, поэтому в окончательное уравнение соответствующие переменные включены не были.

Описанная выше GARCH-методология применялась для оценки эффективности большого количества фондовых рынков, так, Например, Emerson, Hall & Zalewska-Mitura (1997) провели исследование информационной эффективности фондовых рынков Болгарии, в то время как Gordon & Rittenburg (1995) осуществили проверку гипотезы эффективности рынков, используя данные фондовой биржи по Польше. Ссылаясь на эти исследования, Rockinger & Urga (2000, 2001) рассмотрели эффективность фондовых

рынков Чехии, Польши, Венгрии и Российской Федерации, фокусируя свое внимание на то, станут ли эти рынки более эффективными и более целостными с рынками, вояре лучше основанными. Более поздние исследования, такие, как работа Hassan M., Hague M. and Lawrence (2007) [10, с. 40], исследовали информационную эффективность развивающихся фондовых рынков Центральной и Восточной Европы.

Среди авторов, которые использовали **GARCH**-модели при оценке информационной эффективности фондовых рынков постсоциалистических стран Центральной и Восточной Европы, следует отметить, Harrison B. & Paton D. (2007) [9, с. 16], которые исследовали данный вопрос на примере фондового рынка Румынии [9, с. 20] и Чехословацкой Республики. Следует также упомянуть работу A. Zalewska-Mitura, G. Urga G. & S.G. Hall (1998), в которой с помощью **GARCH**-модели был проведен анализ информационной эффективности фондового рынка Венгрии.

**ARCH**-модель, которая, как было отмечено ранее, является частным случаем **GARCH**-модели, нашла применение в работе Е.А. Дорофеева при исследовании проблемы эффективности ценообразования акций, котированных в Российской торговой системе (РТС) [1, с. 35].

На основании анализа литературы, где были исследованы фондовые рынки стран развивающихся рынков на эффективность, была проведена систематизация и характеристики информационной эффективности фондовых рынков наглядно представлены в виде табл. 2.

Таблица 2

### ИНФОРМАЦИОННАЯ ЭФФЕКТИВНОСТЬ СТРАН РАЗВИВАЮЩИМИСЯ РЫНКАМИ

Страна	Характеристика степени информационной эффективности фондовых рынков
Венгрия [9, с. 10]	Слабая степень информационной эффективности. Отсутствуют предпосылки повышения информационной эффективности в будущем, но, в то же время, отсутствуют предпосылки ее снижения
Польша	Слабая степень информационной эффективности. Существуют предпосылки повышения информационной эффективности до средней степени
Румыния, Чешская Республика [7, с. 34]	Слабая степень информационной эффективности
Словакия [10, с. 35]	Неэффективный фондовый рынок
Россия [2, с. 123]	Слабая степень информационной эффективности по индексу РТС или неэффективный фондовый рынок (исследования по разному оценивали эффективность фондового рынка России)
Латвия, Эстония, Литва [13, с. 121]	Неэффективный фондовый рынок
Турция [11, с. 25]	Слабоэффективный фондовый рынок

Как видно из табл. 2, фондовые рынки Венгрии, Польши, Румынии и Чешской республики имеют общую черту: все они характеризуются слабой степенью информационной эффективности. Вместе с тем, если вновь обратиться к табл. 2, фондовые рынки исследуемых стран характеризуются значительными различиями в перспективах дальнейшего развития их информационной эффективности.

Таким образом, результат оценки эффективности развивающихся фондовых рынков является очевидными. Поэтому большее значение имеет исследование того факта, наблюдается ли движение фондовых развивающихся рынков к повышению эффективности в связи с изменением государственной политики и в связи с развитием экономики. Ниже авторы данной статьи предлагают модифицированную методику оценки эффективности фондового рынка. Данная методика проверяется для фондового рынка РФ.

Для оценки изменения эффективности фондового рынка мы предполагаем, что параметры нашего уравнения могут меняться с течением времени. Модифицированная модель в этом случае будет выглядеть следующим образом:

$$R_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k (\alpha_i + \beta_i * t) R_{t-i} + \varepsilon_t; \quad (14)$$

$$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \delta_i \sigma_{t-i}^2.$$

Или:

$$R_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i R_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i (t * R_{t-i}) + \varepsilon_t; \quad (15)$$

$$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \delta_i \sigma_{t-i}^2,$$

где  $t * R_{t-i}$  является так называемой переменной взаимодействия (interaction term) между временным трендом и лагом доходности индекса. Смысл введения этих переменных можно описать следующим образом.

Если для  $i$ -го лага доходности оценки параметров  $\alpha_i$  и  $\beta_i$  окажутся статистически значимыми и при этом разными по знаку, это будет означать, что с течением времени  $t$  сумма  $(\alpha_i + \beta_i * t)$  будет стремиться к нулю, а соответственно, влияние  $i$ -го лага доходности будет нивелироваться. Избавление от влияния предыдущих лагов доходности на ее текущее значение как раз и будет означать факт движения в сторону большей информационной эффективности.

Результаты оценивания модифицированной модели приводятся ниже в табл. 3. Переменная **INT\_R** является переменной взаимодействия, описанной выше. Стационарность остатков регрессионного уравнения проверялась с помощью теста Льюнга-Бокса.

Таблица 3

### РЕЗУЛЬТАТЫ ОЦЕНИВАНИЯ GARCH-МОДЕЛИ С УЧЕТОМ ИЗМЕНЕНИЯ ВО ВРЕМЕНИ

Показатели	Коэффициент	Ст. ошибка	z-статистика	Знач. вероят.
C	0,002394	0,000364	6,574693	0.0000
DL_RTSI(-1)	0,089306	0,045665	1,955675	0.0505
DL_RTSI1 T	-2,32E-05	4,79E-05	-0,484499	0.6280
DL_RTSI(-3)	-0,075637	0,043082	-1,755649	0.0791
DL_RTSI3 T	4,01E-05	4,54E-05	0,883863	0.3768
C	1,34E-05	3,92E-06	3,407904	0.0007
RESID(-1)^2	0,117615	0,021550	5,457823	0.0000
GARCH(-1)	0,845315	0,026738	31,61431	0.0000
Распределение Стьюдента	5,969713	0,847936	7,040284	0.0000
Среднее зависимой переменной	0,001640	Значение критерия Акаике		-5,375432
Значение функции макс. правдоподобия	4691,000	Значение критерия Шварца		-5,347208

Из полученных результатов расчетов можно отметить, что фондовый рынок РФ является неэффективным (поскольку наблюдается статистически значимая взаимосвязь между текущим значением его доходности  $DL\_RTSI$  и ее первым и третьим лагом). Кроме того, движения в сторону повышения степени эффективности не наблюдается, о чем свидетельствует статистическая незначимость переменных взаимодействия  $DL\_RTSI1\_T$  и  $DL\_RTSI3\_T$ , которые учитывают возможное изменение параметров модели во времени (см. модель (14-15)).

## ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Сделаем основные выводы из полученных результатов.

1. В обеих моделях (с учетом и без учета изменений во времени) нами получена статистически значимая взаимосвязь между текущим и первым и третьим лагами доходности фондового индекса РТС. Это говорит об отсутствии даже слабой формы эффективности на российском фондовом рынке.
2. Поскольку в модели, учитывающей возможность изменения значения параметров во времени, соответствующие оценки оказались статистически незначимыми, можно сделать вывод, что с течением времени российский фондовый рынок не движется в сторону эффективности.
3. В обеих моделях использовалось нами использовалось распределение Стюдента для моделирования поведения остатков моделей. Можно видеть, что данное предположение оказалось оправданным, поскольку в обоих случаях оцененное количество степеней свободы этого распределения оказалось статистически значимым.

На сегодняшний день используются различные подходы к анализу эффективности фондового рынка. Так, например, в своей статье И. Иванченко и В. Наливайский для проведения такого рода анализа используют различные методы (статистику Дарбина-Уотсона, метод Ирвина, классические регрессионные уравнения, непараметрические статистики). Тем не менее, предлагаемая методология представляется более адекватной для анализа степени эффективности фондового рынка, поскольку, например, позволяет учесть зависимости в уравнении дисперсии остатков, даже если непосредственной зависимости между значениями лагов доходностей индекса и не наблюдается. Ведь, как известно, наличие такой зависимости в поведении остатков также свидетельствует об информационной неэффективности фондового рынка.

В целом следует отметить, что данная методология может применяться для анализа любых финансовых рынков с целью определения их степени эффективности и, в случае ее отсутствия, определения возможного движения в сторону повышения эффективности.

Причины, по которым рынок является неэффективным, могут быть различными, например:

- резкое изменение тенденций фондового рынка;
- отраслевая и эмитентная информационная непрозрачность;
- тесная корреляция индекса рынка с индексами стран с развитой экономикой;
- высокое значение политических и макроэкономических рисков.

Использование предлагаемой методологии позволяет не только оценить слабую форму эффективности фондового рынка, но и оценить движение фондового рынка в сторону эффективности, а значит, проанализировать, например, последствия проведения государственной политики в области регулирования фондового рынка.

## Литература

1. Дорофеев Е.А. Влияние колебаний экономических факторов на динамику российского фондового рынка [Текст] / Е.А. Дорофеева. – М.: РЭПИ; Фонд «Евразия», 2000.
2. Иванченко И. Исследование степени эффективности российского фондового рынка [Текст] / И. Иванченко, В. Наливайский // Рынок ценных бумаг. – 2004. – №15.
3. Ball R., Brown P. An empirical evolution of accounting income numbers // Journal of Accounting Research. 1968. №6. P. 159-178.
4. Fama E.F. The adjustment of stock prices to new information. // International economic review. 1969. P. 1-21.
5. D'Agostino R.B., Balanger A., D'Agostino, R.B. Jr A Suggestion for using Powerful and Informative Tests of Normality // The American Statistician. 1990. №44. P. 316-321.
6. Informative Tests of Normality // The American Statistician/ №44. P. 316-321.
7. Halcova J., Rublikova E. Testing the week form of efficiency on Czech and Slovak market/ Bandia Operacyjne decyzyje, 2006.
8. Hanousek J., Filer R.K. The relationship between economic factors and equity markets in Central Europe // Economics of Transition. 2000. Vol. 8 (3). P. 623-638.
9. Harrison B., Paton D. Do 'Fat Tails' Matter in GARCH Estimation? // Nottingham Trent University. 2003. P. 2-15.
10. Hassan M., Hague M., Lawrence B. An empirical Analysis of Emerging Stock market of Europe // Quarterly Journal of Business. 2007.
11. Kayali M. Pricing efficiency of exchange Traded Funds in Turkey: Early Evidence from Dow Jones. Istanbul, International Research Jonal of Finance and Economics, 2007.
12. Kim E.K., Singal V. Opening Up of Stock Markets: Lessons from Emerging Economies // Journal of Business. 2000. P. 25-66.
13. Kristiana K., Gediminas U. The information efficiency of the stock markets in Lithuania and Latvia, StockHolm school of economics in Riga. 2006.

## Ключевые слова

Фондовый рынок; степень эффективности фондового рынка; **SARCH**-моделирование; фондовый рынок Украины; эконометрическая модель; статистические коэффициенты.

## РЕЦЕНЗИЯ

Содержание статьи соответствует актуальным проблемам развития теории портфельного анализа для финансовых рынков. Автор достаточно аргументировано и всесторонне раскрывает сущность и содержание эффективности фондовых рынков, проводит обзор литературы по ранее выполненным исследованиям.

Сильной стороной исследования является применение малоизученных в Российской Федерации методов статистики и эконометрики для оценки эффективности фондовых рынков. В работе подробно описаны статистические подходы к оценке эффективности и проведена апробация на примере российского и украинского фондовых рынков.

Особый интерес для исследования представляет не столько выявление формы эффективности фондового рынка, сколько выявление тенденций в сторону увеличения или уменьшения эффективности фондового рынка. В работе предлагается современная методология оценки изменения эффективности фондовых рынков в связи с различным уровнем государственной политики и уровня развития экономики, основанная на **GARCH-t** моделировании. Также к преимуществам статьи можно отнести использование зарубежной литературы при обосновании использовании предлагаемого метода.

Статья Федоровой Е.А. является актуальным, самостоятельным исследованием и рекомендуется для публикации в научном журнале.

*Лукаевич И.Я., д.э.н. наук, зав. кафедрой финансового менеджмента, профессор Всероссийского заочного финансового экономического института*

*Федорова Елена Анатольевна*

### 3.11. STATISTICAL MODELING OF EFFICIENCY ON STOCK MARKET AND PRACTICAL APPLICATION

E.A. Fedorova, Associate Professor of Vzfei Financial Management Department

#### Keywords

The stock market; the effectiveness of the stock market; CARCH modeling; the stock market of Ukraine; the econometric model; the statistical coefficients.

In the article we examine modern econometric methodological for assessing the effectiveness of the stock market in its operation. The article provides an overview of foreign and domestic research on assessing different approaches to evaluating the effectiveness of the stock market in developed and developing stock markets. The paper discusses the advantages and disadvantages of the different approaches and finds that the most useful approach in this study is based on GARCH-modeling.

In this article, particular emphasis is placed on estimating stock market movement and to a lesser extent on testing information efficiency of the stock market. This approach has been applied to assess the effectiveness of activity on the Russian stock market. The study shows that Russia's stock market in Russia is ineffective.

#### Literature

1. Ball, R. and P. Brown «An empirical evolution of accounting income numbers». *Journal of Accounting Research* 6(1968), p. 159-178, Fama E.F. «The adjustment of stock prices to new information. «*International Economic Review*(1969), p. 1-21.
2. D'Agostino, R.B., Balanger, A. and D'Agostino, R.B. Jr (1990) A Suggestion for using Powerful and Informative Tests of Normality, *The American Statistician* 44(4), 316–321.
3. Informative Tests of Normality, *The American Statistician* 44(4), 316-321.
4. Halcova J, Rublikova E. Testing the week form of efficiency on Czech and Slovak market, *Bandia Operacyjne decyzje*, 2006.
5. Hanousek, J., Filer, R.K. (2000), «The relationship between economic factors and equity markets in Central Europe», *Economics of Transition*, Vol. 8 (3), p. 623-638.
6. Harrison B., Paton D., 2003. «Do 'Fat Tails' Matter in GARCH Estimation?», *Nottingham Trent University*, p. 2-15.
7. Harrison B., Paton D., 2007. «Do 'Fat Tails' Matter in GARCH Estimation? Stock Market Efficiency in Romania and the Czech Republic», *Economic Issues*, N 12, p. 15-23. 2007.
8. Harrison B., Paton D., 2007. «Do 'Fat Tails' Matter in GARCH Estimation? Stock Market Efficiency in Romania and the Czech Republic», *Economic Issues*, №12, p. 15-23. 2007.
9. Hassan M., Hague M and Lawrence B. An empirical Analysis of Emerging Stock market of Europe, *Quarterly Journal of Business*, p. 31-53, 2007.
10. Hassan M., Hague M and Lawrence B. An empirical Analysis of Emerging Stock market of Europe, *Quarterly Journal of Business*, p. 31-53, 2007.,
11. Hassan M., Hague M and Lawrence. An empirical Analysis of Emerging Stock market of Europe, *Quarterly Journal of Business*, p. 31-53, 2007.
12. Kayali M. Pricing efficiency of exchange Traded Funds in Turkey: Early Evidence from Dow Jones Istanbul., *International Research Jonal of Finance and Economics*, 2007.
13. Kim, E.K., and V. Singal, «Opening Up of Stock Markets: Lessons from Emerging Economies.» *Journal of Business*, 73 (2000), p. 25-66.
14. Kristiana Kiete, Gediminas Uloza. The information efficiency of the stock markets in Lithuania and Latvia, *StockHolm school of economics in Riga*. 2006.
15. E.A. Dorofeev. Effects of fluctuations in economic factors on the dynamics of Russia's stock market. – M.: REPI. Eurasia Foundation, 2000, p. 32-49.
16. I. Ivanchenko, B. Nalivaysky Study the effectiveness of Russia's stock market. / *Securities market*, №15, 2004.