
ОБ ИСПОЛЬЗОВАНИИ ДВУХ ГИПОТЕЗ ПРИ ЭКОНОМЕТРИЧЕСКОМ МОДЕЛИРОВАНИИ СТОХАСТИЧЕСКИХ ПРОЦЕССОВ

Давнис Валерий Владимирович, д-р экон. наук, проф.
Коротких Вячеслав Владимирович, асп.

Воронежский государственный университет, Университетская пл., 1, Воронеж, Россия, 394006; e-mail: vdavnis@mail.ru; v.v.korotkikh@gmail.com

Цель: Развитие аппарата эконометрического моделирования случайных процессов в экономике. *Обсуждение:* Авторы выделяют рисковую составляющую в динамике стохастических процессов в экономике. Придание рисковей составляющей вероятностной природы достигнуто благодаря теоретическому обоснованию гипотез альтернативных и пропорциональных ожиданий. *Результаты:* На основе эконометрического подхода предложена декомпозиция стохастического процесса, что позволило выделить вероятностное пространство рисков, а также выявить проявления шоков, лежащих за границей этого вероятностного пространства. Гипотеза пропорциональных ожиданий позволяет выделить два типа влияния случая на реализацию стохастического процесса: непрерывное (риск) и дискретное (шок). В качестве основного источника информации при идентификации вероятностного пространства рисков предложено использование отклонений фактических значений реализации стохастического процесса от их оценок по модели. В эмпирической части исследования продемонстрирована техника эконометрического моделирования процессов формирования цены и доходности на фондовом рынке с использованием предлагаемых гипотез. Проведение F-теста не опровергло утверждения, что в случае недостатка факторов использование остатков модели позволяет получить дополнительную информацию о моделируемом показателе.

Ключевые слова: неопределенность, риск, шок.

1. Введение

Интерес в развитии вероятностно-статистических идей и методов стохастического исчисления на фондовом рынке поддерживается популяризацией и доступностью финансовых спекуляций. Истории инвестиционного успеха, Нобелевские премии по экономике за вклад в развитие теории фондового рынка, а также всевозможные кризисы и крахи всячески этому способствуют. Проблема укрощения этой особой финансовой реальности не покидает умы как теоретиков, так и практиков. И если последние стремятся

сорвать куш и поймать кураж финансовых спекуляций, что для некоторых из них является самоцелью, то первые сфокусированы на выявлении законов функционирования этой финансовой реальности.

Говоря о моделировании процессов фондового рынка вообще, мы считаем целесообразным остановиться на двух фундаментальных результатах, полученных в этой сфере.

Во-первых, модель Л. Башелье. Он предложил модель ценового процесса для случая непрерывного времени, в соответствии с которой цена изменяется по закону:

$$S_t = S_0 + vt + \sigma W_t, \quad (1)$$

дифференциальная форма которого имеет вид:

$$dS_t = vdt + \sigma dW_t, \quad (2)$$

где $W \sim N(0, t)$ – винеровский процесс с ковариацией $\text{cov}(W_s, W_t) = \inf(t, s)$.

Данное уравнение раскрывает сущность и базовый принцип реализации ценового процесса. Согласно приведенному уравнению, приращение цены как случайной величины dS_t за малый интервал времени dt включает две составляющие. Первое слагаемое описывает задаваемую трендом детерминированную часть величины приращения, пропорциональную продолжительности временного интервала vdt . Второе слагаемое порождает стохастичность изменений случайной величины, определяемую как среднеквадратическое отклонение, пропорциональное квадратному корню из продолжительности временного интервала. Винеровский процесс W_t накладывает на ценовую динамику некоторый случайный шум, пропорциональный среднеквадратическому отклонению σ .

Во-вторых, модель П. Самуэльсона. В приведенном дифференциальном уравнении Л. Башелье заключен один технический недостаток, а именно положительная вероятность получения отрицательных ценовых значений. В стремлении устранить данный недостаток и, одновременно развивая представления Л. Башелье о принципе реализации ценового процесса, П. Самуэльсон предположил, что не сами цены, а их логарифмы, подчиняются закону (2). Тогда модель ценового процесса удобно представлять в виде экономического броуновского движения со сносом:

$$S_t = S_0 \exp(vt + \sigma W_t), \quad (3)$$

что с учетом результатов К. Ито [15, 16, 17] имеет следующую дифференциальную форму:

$$dS_t = S_t(\mu dt + \sigma dW_t), \quad (4)$$

где $v = \mu - 0,5\sigma^2$; $\mu \neq 0$.

Приведенная модель сохранила принцип реализации ценового процесса и данную нами ранее его содержательную интерпретацию.

Обстоятельства сложились так, что представленная модель экономического броуновского движения стала базисом стохастического исчисления в финансах. В финансовой математике она играет роль, сходную со схемой

Бернулли в классической теории вероятностей. Будучи весьма простой в понимании, модель имеет множество приложений. Модель дает возможность полного расчета многих финансовых характеристик, в частности, оптимальной структуры портфеля фондовых активов [3, 4, 7, 9], справедливых цен опционов [2, 6, 10, 14] и хеджирующих стратегий [12, 13]. Интересный результат получен в биномиальной модели определения справедливой цены опциона [15], предполагающей построение наивного прогнозного образа цены базисного актива, основанного на существовании безрискового тренда доходности и известных отклонений от него.

Целью настоящего исследования является развитие аппарата эконометрического моделирования стохастических процессов в экономике. В основной части представлены две гипотезы, расширяющие возможности эконометрического моделирования, а также приводятся результаты их тестирования на адекватность.

2. Постановка проблемы

Наблюдаемое многообразие ценовых флуктуаций фондового рынка гораздо богаче, нежели то, которое можно получить, используя данные уравнения. За их рамками все еще остается значительная часть ценовой динамики. В этой связи мы скорее склонны полагать, что слагаемое, отвечающее за стохастичность ценовых изменений в приведенных уравнениях, характеризует лишь часть неопределенности, вероятностное распределение известно либо идентифицируемо.

В исследовании [14] А.Н. Ширяев отмечает, что в приведенных моделях «...„неопределенность“, возникающая на рынке, может быть описана как „случайность“ в рамках некоторого вероятностного пространства». Мы полагаем, подобный редукционизм оправдан лишь в целях формирования наивного представления о ценовом процессе как стохастическом, потому как, следуя логике рассуждений Ф. Найта [18], о невозможности оценки исходов и/или их вероятностей в условиях неопределенности, мы сталкиваемся уже с противоречием принципиальной природы.

Истинное вероятностное пространство неопределенности невозможно идентифицировать эмпирически, мы склонны полагать, что в его структуре можно выделить вероятностное пространство риска. Сам риск следует понимать как часть случайности, которую можно объяснить и оценить ее вероятность. Эмпирические исследования показали, что на практике удается идентифицировать вероятностное пространство рисков, однако неидентифицируемые факторы, имеющие сильное дискретное влияние на динамику экономического процесса, нередко лежат за его границей.

В работе [11] мы высказывали идею о дополнении классического представления рыночного процесса, имеющего детерминированную и рисковую составляющую, выделением шоковой компоненты. Гипотезы и их теоретическое обоснование, представленное в данном исследовании, в определенном смысле развивают эту идею.

3. Гипотеза альтернативных ожиданий

В данной работе будем полагать, что риск является симметричной величиной. Для оценки ожидаемых границ риска мы будем использовать понятие риск-эффекта [7, 8]. Содержательно риск-эффект представляет собой случайную величину, характеризующую ожидаемое отклонение траектории процесса от своего детерминированного тренда. Как правило, отклонения подобного рода обусловлены влиянием внешних факторов несистематического характера, в связи с чем ввести их модель представляется затруднительным. Очевидно, что динамика процессов фондового рынка не ограничивается данной величиной снизу и/или сверху. Однако, как показано в [8, 9], значительная часть флуктуаций процессов фондового рынка происходит именно в границах риск-эффекта. Мы склонны полагать, что выход динамики процесса за эти границы сопряжен с нерегулярными внешними экономическими шоками.

С учетом сказанного удобно осуществлять декомпозицию реализации стохастического процесса на три составляющие: (1) детерминированная; (2) рисковая; (3) шоковая.

Гипотезу альтернативных ожиданий сформулируем следующим образом. При прогнозировании исследователь ожидает, что ожидаемая реализация анализируемого процесса находится на одном из альтернативных уровней: либо выше детерминированной траектории, либо – ниже. Величина отклонения стохастического процесса от своей траектории в условиях неопределенности может быть статистически оценена с высоким уровнем надежности и использована при анализе его динамики и ее прогнозировании в будущем.

Рассмотрим техническую сторону эконометрического моделирования стохастических процессов с учетом гипотезы альтернативных ожиданий. Пусть $(y_t)_{t \geq 0}$ – некоторый стационарный стохастический процесс, описываемый моделью ARIMA $(p, 0, 0)$

$$y_t = a + \sum_{i=1}^p b_i L^i y_t + \varepsilon_t, \quad t = \overline{1, T}, \quad (5)$$

где $L : Ly_t = y_{t-1}$ – лаговый оператор.

Тогда для идентификации риск-эффекта в уравнение динамики моделируемого процесса (5) вводится кусочно-непрерывная функция:

$$x_t = x(\varepsilon_t) = \begin{cases} -1, & \text{когда } \varepsilon_t < 0, \\ +1, & \text{иначе,} \end{cases} \quad (6)$$

значения которой выступают в качестве индикатора альтернативных ожиданий. (Характеристики дискретной случайной величины x были подробно рассмотрены в [9].)

С учетом сказанного динамика процесса $(y_t)_{t \geq 0}$ будет описываться случайной величиной, значения которой определяются в соответствии с функцией $y_t = y(L^i y_t, x)$, $i = \overline{1, p}$. В дальнейших рассуждениях будем полагать, что данная функция имеет вид:

$$y_t = a + \sum_{i=1}^p b_i L^i y_t + dx_t + \xi_t, \quad t = \overline{1, T}, \quad (7)$$

где $\xi \sim iid(0, \sigma_\xi^2)$.

Декомпозиция случайной величины ε_t , включенной в уравнение (5) с помощью слагаемого dx_t , позволяет идентифицировать вероятностное пространство рисков, а также выявить проявления шоков ξ_t , лежащих за границей этого вероятностного пространства.

Традиционно шок в экономике трактуется как некоторое маловероятное или непрогнозируемое событие, появление которого может оказать сильное влияние на экономику позитивного либо негативного характера. Теоретически шоки как проявление неопределенности можно было бы предвидеть, располагая необходимой информацией.

Очертить круг всех потенциальных источников экономических шоков не представляется возможным. История изобилует различными примерами на этот счет. Экономический шок может быть вызван множеством различных событий, которые не имели места в прошлом.

По нашему мнению, шок не следует понимать как маловероятное или неожиданное событие, когда речь идет об эмпирической вероятности. Мы полагаем, что шок – это всегда что-то новое. Можно даже говорить о некоторой уникальности экономических шоков.

Гипотеза альтернативных ожиданий полезна в понимании структуры стохастических процессов в экономике. Она удобна для исследователя и в связи с тем, что вполне реализуема модельно, причем не только на принципиальном уровне. В частности, ранее в исследовании [9] мы продемонстрировали прикладные возможности эконометрического моделирования в условиях гипотезы альтернативных ожиданий на примере диагональной модели У. Шарпа [12, 19].

4. Гипотеза пропорциональных ожиданий

Модель (7) дает дискретно-непрерывное представление реализации стохастического процесса. Забегая вперед, скажем, что благодаря наличию дискретного слагаемого dx_t повышаются аппроксимационные возможности данной модели. При этом легко увидеть, что получаемое дискретно-непрерывное представление реализации стохастического процесса все еще является достаточно огрубленным. Далее представлены наши предположения относительно движущей силы подобных отклонений, имеющих место в реализации стохастического процесса.

В регрессионном анализе предполагается, что отклонения фактических значений от предсказанных носят случайный характер и не содержат информацию о моделируемом показателе. Это предположение корректно при условии верной спецификации эконометрической модели, а также включении в модель всех факторов, оказывающих систематическое, статистически значимое влияние на моделируемый показатель.

Нередко при моделировании стохастических процессов в экономике, в

частности на фондовом рынке, возникает проблемы нехватки релевантных факторов, оказывающих систематическое влияние на моделируемый показатель. Как правило, в связи с этим объясненная доля вариации зависимой переменной оказывается заниженной. Мы полагаем, что в таких ситуациях целесообразно предположить, что отклонения фактических значений от предсказанных содержат информацию о величине влияния множества несистематических факторов на моделируемый показатель.

Не представляется возможным включить все эти факторы в модель, так как они не носят повторяющегося характера, в большинстве своем уникальны, а с течением времени почти наверняка одни факторы непременно сменяются другими. В связи с невозможностью включения их в модель мы будем фокусироваться не на природе этих факторов, а на силе их влияния на моделируемый показатель, рассматривая единый абстрактный фактор, дискретно оказывающий влияние на моделируемый показатель.

Гипотезу пропорциональных ожиданий сформулируем следующим образом. Величина дискретного отклонения стохастического процесса от своей траектории в условиях неопределенности пропорциональна силе влияния несистематических внешних факторов.

Идея о пропорциональности реализована и в модели экономического броуновского движения, где схожую роль выполнял винеровский процесс W_t .

В соответствии с гипотезой пропорциональных ожиданий в момент времени t мы имеем фиксированное вероятностное пространство рисков.

Пусть множество элементарных исходов Ω включает два случайных события: «стохастический процесс отклонился от траектории вверх», т.е. $x = 1$ и «стохастический процесс отклонился от траектории вниз», т.е. $x = -1$. Имеем $\Omega = \{1, -1\}$. Тогда события, образующиеся из элементов множества Ω , формируют множество событий $F = \{\emptyset, \Omega\}$, содержащее невозможное \emptyset и достоверные Ω события. Реализацию рисковой составляющей стохастического процесса к моменту t на пространстве (Ω, F) свяжем с вероятностной мерой P . Таким образом, мы получили вероятностное пространство рисков (Ω, F, P) . Далее мы будем использовать его в целях вероятностно-статистического описания рисковой составляющей, имеющей место в реализации стохастического процесса.

В работе [9] мы уже подробно останавливались на технических особенностях идентификации вероятностной меры на вводимом выше пространстве рисков (Ω, F, P) . С учетом приведенных там результатов легко показать, что динамика стохастического процесса в условиях гипотезы пропорциональных ожиданий будет описываться не одним уравнением, как это предполагается гипотезой альтернативных ожиданий, а их системой

$$\begin{cases} y_t = a + \sum_{i=1}^p b_i L^i y_t + dx_t + \xi_t, \\ p = P(x = -1 | z) = [1 + \exp(\mathbf{z}'\mathbf{b})]^{-1}, \end{cases} \quad (8)$$

где z – внешний фактор.

Это менее грубое представление дискретных отклонений, описанных в разделе 3. Беря математическое ожидание от первого уравнения системы, и, рассматривая $E(dx)$ как фактор, а $q \equiv 1 - p$, получим:

$$\begin{cases} \hat{y}_i = \hat{a} + \sum_{i=1}^p \hat{b}_i L^i y_i + \hat{c}(\hat{d}q - \hat{d}p), \\ p = P(x = -1 | z) = [1 + \exp(\mathbf{z}'\mathbf{b})]^{-1} \end{cases}, \quad (9)$$

из чего легко увидеть, что дискретные отклонения сглаживаются по вероятности, обеспечивая повышение адекватности аппроксимации и прогнозирования реализации стохастических процессов.

5. Результаты эмпирической части исследования

В эмпирической части исследования мы стремились опровергнуть гипотезы, представленные в предыдущих разделах. В качестве входных данных были использованы временные ряды: (1) дневных стоимостей индекса РТС за период с 03.01.2012 г. по 30.12.2013 г.; (2) сглаженных стоимостей индекса РТС; (3) дневных доходностей индекса РТС и (4) сглаженных дневных доходностей индекса РТС за тот же период. Скользящее сглаживание уровней ряда стоимостей индекса РТС осуществлялось по трем наблюдениям, а уровней ряда доходностей – по пяти. Рассматриваемые временные ряды приведены к одинаковой длине $n = 500$.

Мы предположили, что анализируемые временные ряда описываются моделью ARIMA (2, 0, 0). Для тестирования гипотез целесообразно использование F-теста для проверки ограничений на параметры регрессии. Для гипотезы альтернативных ожиданий (в таблицах ниже – ГАО) будем тестировать $H_0: d = 0$, а для гипотезы пропорциональных ожиданий (в таблицах ниже – ГПО) соответственно $H_0: c = 0$.

Результаты приведены в табл. 1-4.

Таблица 1

Результаты моделирования для ряда стоимостей индекса РТС

Параметры	ARIMA (2, 0, 0)	ARIMA (2, 0, 0), ГАО	ARIMA (2, 0, 0), ГПО
a	23,731** (11,716)	26,280*** (7,948)	24,927*** (7,290)
b_1	1,019*** (0,045)	1,003*** (0,031)	1,031*** (0,028)
b_2	-0,036 (0,045)	-0,021 (0,031)	-0,048* (0,028)
c	-	-	22,846*** (0,815)
d	-	15,071*** (0,624)	-
R^2	0,968	0,985	0,988
F	-	582,907***	786,118***

Как и ожидалось, использование гипотезы альтернативных ожиданий дает более огрубленное представление реализации стохастического про-

цесса, нежели использование гипотезы пропорциональных ожиданий. Тем не менее, оно оказывается более адекватным по сравнению с исходной моделью.

Таблица 2

Результаты моделирования для сглаженного ряда стоимостей индекса РТС

Параметры	ARIMA (2, 0, 0)	ARIMA (2, 0, 0), ГАО	ARIMA (2, 0, 0), ГПО
a	11,802** (5,908)	14,721*** (4,002)	11,206*** (3,652)
b_1	1,499*** (0,039)	1,482*** (0,026)	1,495*** (0,024)
b_2	-0,507*** (0,039)	-0,492*** (0,026)	-0,503*** (0,024)
c	-	-	11,359*** (0,401)
d	-	7,556*** (0,312)	-
R^2	0,992	0,996	0,997
F	-	587,083***	803,561***

Как правило, ряды стоимостей по своей природе лучше аппроксимируются и прогнозируются. Но даже для таких рядов использование гипотез дает прирост точности подгонки модели. Результаты F-теста этого не опровергают. Гораздо больший интерес для нас представляют ряды доходностей.

Таблица 3

Результаты моделирования для ряда доходностей индекса РТС

Параметры	ARIMA (2, 0, 0)	ARIMA (2, 0, 0), ГАО	ARIMA (2, 0, 0), ГПО
a	-6,89E-05 (6,36E-04)	-6,31E-06 (4,31E-04)	2,57E-05 (3,90E-04)
b_1	0,044 (0,045)	0,028 (0,030)	0,044 (0,028)
b_2	-0,036 (0,045)	-0,055* (0,030)	-0,041 (0,027)
c	-	-	0,016*** (5,47E-04)
d	-	0,010*** (4,31E-04)	-
R^2	0,003	0,544	0,626
F	-	587,350***	825,639***

В ряду доходностей отсутствует трендовая составляющая. Об этом свидетельствует низкая надежность оценок параметров регрессии при лаговых переменных во всех трех случаях, представленных в табл. 3. По всем

признакам анализируемый ряд доходностей напоминает детрендриванный ряд. Данное утверждение не опровергается рис. 1-2.

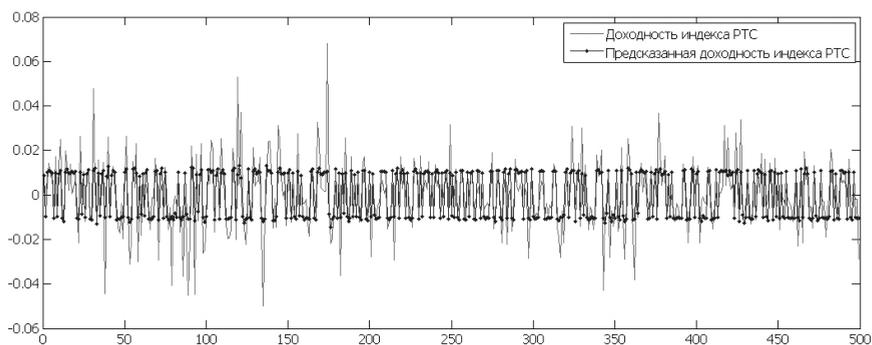


Рис. 1 Динамика ряда доходностей индекса РТС (ГАО)

Для рассматриваемого ряда использование гипотезы альтернативных ожиданий позволило повысить точность подгонки модели почти на 50%. Однако, судя по рис. 1, аппроксимация ряда все еще достаточно груба.

Используя гипотезу пропорциональных ожиданий, мы повысили точность подгонки модели почти на 10% и получили лучшую аппроксимацию ряда (см. рис. 2).

Легко увидеть, что по результатам F-теста использование предлагаемых нами гипотез при построении эконометрических моделей является более предпочтительным по сравнению с исходной моделью.

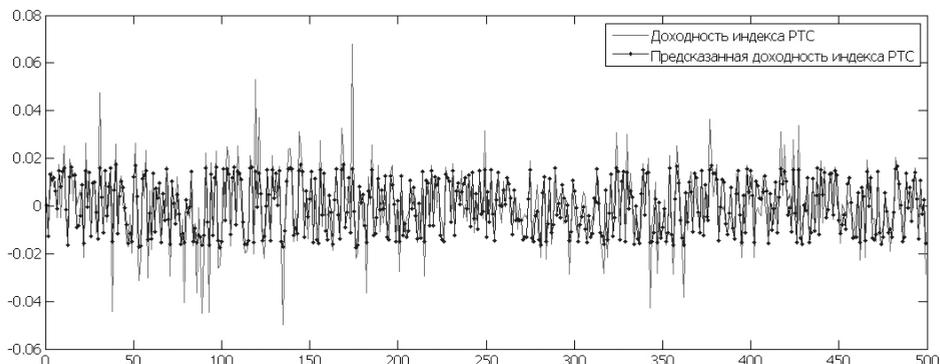


Рис. 2 Динамика ряда доходностей индекса РТС (ГПО)

Далее. Применяя процедуру скользящего сглаживания для ряда доходностей, мы получаем производный ряд с памятью, обеспечивающей статистически значимую трендовую компоненту. На рис. 3 легко увидеть наличие краткосрочных трендов.

Таблица 4

Результаты моделирования для сглаженного ряда доходностей индекса РТС

Параметры	ARIMA (2, 0, 0)	ARIMA (2, 0, 0), ГАО	ARIMA (2, 0, 0), ГПО
a	-2,25E-05 (2,12E-04)	-4,42E-05 (1,44E-04)	-5,36E-05 (1,34E-04)
b_1	0,710*** (0,045)	0,683*** (0,031)	0,672*** (0,028)
b_2	-0,046 (0,045)	-0,018 (0,030)	0,010 (0,028)
c	-	-	0,005*** (1,78E-04)
d	-	0,003*** (1,44E-04)	-
R^2	0,460	0,752	0,786
F	-	582,727***	756,978***

Исходная модель объяснила чуть менее половины вариации зависимой переменной, в то время как использование предлагаемых гипотез повысило точность подгонки модели почти на 20% и 23% соответственно. Нерегулярные выбросные наблюдения обусловлены внешними шоками.

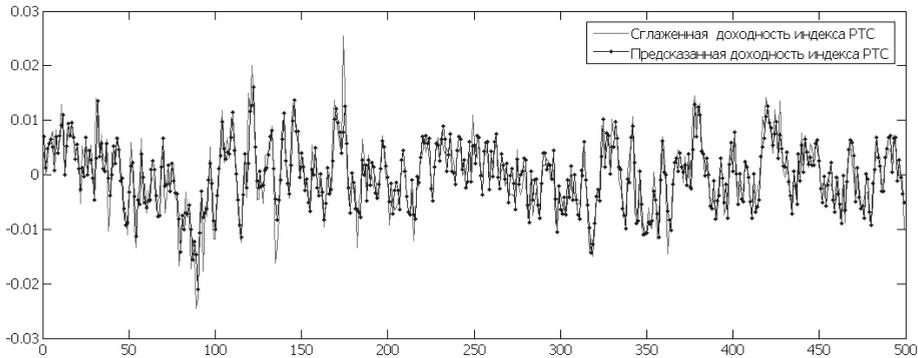


Рис. 3 Динамика ряда сглаженных доходностей индекса РТС (ГПО)

Приведенные результаты не позволили отвергнуть выдвинутые нами гипотезы. Индикатор альтернативных ожиданий, как в его грубом представлении, так и в сглаженном по вероятности, и, следуя результатам F-теста, не является избыточным ни для одного из анализируемых временных рядов с надежностью 99%.

6. Заключение

В соответствии с поставленной целью в ходе исследования был решен ряд теоретических и практических задач.

Идеи, заключенные в приводимых здесь гипотезах, ранее использовались нами при построении эконометрических моделей, но в виде некоторых

разрозненных технических приемов. В настоящем исследовании они получили объединяющее их надлежащее теоретическое обоснование.

Гипотеза альтернативных ожиданий позволяет дать грубую оценку величины риска, а гипотеза пропорциональных ожиданий – выделить вероятностное пространство рисков, а также выявить проявления шоков, лежащих за его границей. Показано, что в условиях нехватки релевантных факторов, оказывающих систематическое влияние на моделируемый показатель, в качестве основного источника информации при идентификации вероятностного пространства рисков целесообразно использование отклонений фактических значений реализации стохастического процесса от их оценок по модели. Гипотеза пропорциональных ожиданий позволяет выделить два типа влияния случая на реализацию стохастического процесса: непрерывное (риск) и дискретное (шок).

Предлагаемые гипотезы позволяют моделировать процессы, в реализации которых наблюдаются различные типы динамики. Мы рассчитываем на то, что эконометрические модели, реализующие наши гипотезы, позволят повысить не только аппроксимационные, но и прогностические свойства моделей при обеспечении требуемой надежности. Следует отметить, что при этом процедура построения эконометрической модели стохастического процесса несколько усложняется и становится многоэтапной.

Ценность разрабатываемых гипотез в том, что каждая из них приводит к построению эконометрической модели специфического вида, тем не менее, подлежащей тестированию на адекватность. В этом мы также видим их преимущество перед классическими эконометрическими моделями. Гипотеза альтернативных ожиданий приводит к построению дискретно-непрерывной эконометрической модели стохастического процесса. Гипотеза пропорциональных ожиданий, в свою очередь, приводит к построению системы эконометрических моделей, описывающих закономерности реализации стохастического процесса. Приведенные в пятом разделе настоящей статьи результаты эмпирической части исследования, где продемонстрирована техника эконометрического моделирования процессов формирования цены и доходности на фондовом рынке с использованием выдвинутых нами гипотез, не опровергли их.

Список источников

1. Бахолдин С.В., Коротких В.В. Одношаговая адаптивная модель портфельного инвестирования У. Шарпа. *Современная экономика: проблемы и решения*, 2012, no. 1 (25), с. 136-145.

2. Давнис В.В., Богданова С.Ю. Моделирование риск-трендовых оценок стоимости опционов. *Современная экономика: проблемы и решения*, 2010, no. 1(1), с. 119-129.

3. Давнис В.В., Воищева О.С., Коротких В.В. Уточнение детерминант рыноч-

ного риска в диагональной модели Шарпа. *Современная экономика: проблемы и решения*, 2014, no. 3 (51), с. 8-19.

4. Давнис В.В., Касаткин С.Е., Ардаков А.А. Главные компоненты и их применение в моделях портфельного инвестирования. *Современная экономика: проблемы и решения*, 2012, no. 7 (31), с. 120-128.

5. Давнис В.В., Касаткин С.Е., Ардаков А.А. Однокомпонентная модель портфельного инвестирования. *Современная экономика: проблемы и решения*, 2012, no. 5

(29), с. 150-158.

6. Давнис В.В., Касаткин С.Е., Коротких В.В. Мультитрендовый подход к выбору и оценке стоимости опционов. *Современная экономика: проблемы и решения*, 2013, no. 12 (48), с. 241-248.

7. Давнис В.В., Касаткин С.Е., Ратушная Е.А. Модифицированный вариант модели Шарпа, его свойства и стратегии управления инвестиционным портфелем. *Современная экономика: проблемы и решения*, 2010, no. 9 (9), с. 135-146.

8. Давнис В.В., Кирьянчук В.Е., Коротких В.В. Эконометрическое моделирование рейтинговых оценок инвестиционной привлекательности территориальных таксонов. *Современная экономика: проблемы и решения*, 2011, no. 10 (22), с. 144-158.

9. Давнис В.В., Коротких В.В. Модель альтернативных ожиданий и одно из ее приложений в портфельном анализе. *Современная экономика: проблемы и решения*, 2014, no. 5 (53), с. 31-46.

10. Давнис В.В., Коротких В.В. Эконометрические варианты модели (B,S,I)-рынка. *Современная экономика: проблемы и решения*, 2013, no. 10 (46), с. 154-165.

11. Давнис В.В., Коротких В.В., Юрова Я.А. Нечеткие информационные меры в задачах фондового менеджмента. *Системное моделирование социально-экономических процессов: труды 36-й Международной научной школы-се-*

минара им. акад. С.С. Шаталина. Воронеж, 2013. с. 315-318.

12. Давнис В.В., Рахметова Р.У., Коротких В.В. *Математические основы финансовых вычислений*. Воронеж, ЦНТИ, 2013. 185 с.

13. Федосеев А.М., Коротких В.В. Особенности оценки стоимости опционов на полном и неполных рынках. *Современная экономика: проблемы и решения*, 2011, no. 4 (16), с. 137-144.

14. Федосеев А.М., Коротких В.В. Современные подходы к определению стоимости опционов. *Современная экономика: проблемы и решения*, 2011, no. 3 (15), с. 162.

15. Ширяев А.Н. *Основы стохастической финансовой математики*. Москва, Фазис, 1998. 1056 с.

16. Ito K. *On a stochastic integral equation*. *Japan Academy. Tokyo. Proceedings*, 1946, vol. 22, pp. 32-35.

17. Ito K. *On stochastic differential equations*. *Memoirs of the American Mathematical Society*, 1951, vol. 4, pp. 1-89.

18. Ito K. *Stochastic integral*. *Imperial Academy. Tokyo. Proceedings*, 1944, vol. 20, pp. 519-524.

19. Knight F. *Risk, Uncertainty, and Profit*. Boston, Houghton Mifflin Co., 1921. 381 p.

20. Sharpe W.F. A Simplified Model of Portfolio Choice. *Management Science*, 1963, vol. 9, no. 2, pp. 277-293.

ON TWO HYPOTHESES IN STOCHASTIC PROCESSES ECONOMETRIC MODELING

Davnis Valery Vladimirovich, Dr. Sc. (Econ.), Full Prof.
Korotkikh Viacheslav Vladimirovich, graduate student

Voronezh State University, University sq., 1, Voronezh, Russia, 394006; e-mail: vdavnis@mail.ru; v.v.korotkikh@gmail.com

Purpose: Development of the apparatus of the stochastic processes econometric modeling. *Discussion:* The authors identify risk component in the dynamics of stochastic processes in the economy. Theoretical justification of the alternative and proportional expectations is used to make probabilistic nature of the risk. *Results:* The authors suggest stochastic process decomposition based on econometric approach to allocate a probability space of risks, and to identify shocks realizations that lie beyond the boundary of this space. Proportional expectations hypothesis distinguished two types of the event influence on the stochastic process realization: continuous (risk) and discrete (shock). The authors suggest model errors and residuals as the main source of information for the identification of the probability space of risks. The technique of econometric modeling of the price and return processes on stock market under the conditions of the proposed hypotheses is considered in the empirical part of the study. F-test results have not disproved the statement that the model residuals provide additional information about the simulated rate in the case of lack of relevant factors.

Keywords: uncertainty, risk, shock.

Reference

1. Bakholdin S.V., Korotkikh V.V. Odnoshagovaia adaptivnaia model' portfel'nogo investirovaniia U. Sharpa [Single-stage Adaptive W. Sharpe Portfolio Model]. *Sovremennaia ekonomika: problemy i resheniia*, 2012, no. 1 (25), pp. 136-145. (In Russ.)
2. Davnis V.V., Bogdanova S.Yu. Modelirovanie risk-trendovykh otsenok stoimosti optsonov [Option premium risk-trend estimation]. *Sovremennaia ekonomika: problemy i resheniia*, 2010, no. 1(1), pp. 119-129. (In Russ.)
3. Davnis V.V., Voishcheva O.S., Korotkikh V.V. Utochnenie determinant rynochnogo riska v diagonal'noi modeli Sharpa [Improving Market Risk Estimation in Diagonal model of Sharpe]. *Sovremennaia ekonomika: problemy i resheniia*, 2014, no. 3 (51), pp. 8-19. (In Russ.)
4. Davnis V.V., Kasatkin S.E., Ardakov A.A. Glavnye komponenty i ikh primenenie v modeliakh portfel'nogo investirovaniia [Principal components application in security portfolio models]. *Sovremennaia ekonomika: problemy i resheniia*, 2012, no. 7 (31), pp. 150-157. (In Russ.)
5. Davnis V.V., Kasatkin S.E., Ardakov A.A. Odnokomponentnaia model' portfel'nogo investirovaniia [Single-component se-

curity portfolio model]. *Sovremennaia ekonomika: problemy i resheniia*, 2012, no. 5 (29), pp. 150-157. (In Russ.)

6. Davnis V.V., Kasatkin S.E., Korotkikh V.V. Mul'titrendovyi podkhod k vyboru i otsenke stoimosti optsiionov [Multitrend approach to the options choice and premium estimation]. *Sovremennaia ekonomika: problemy i resheniia*, 2013, no. 12 (48), pp. 241-248. (In Russ.)

7. Davnis V.V., Kasatkin S.E., Ratushnaia E.A. Modifitsirovannyi variant modeli Sharpa, ego svoistva i strategii upravleniia investitsionnym portfelem [Modified Version of Sharpe's Model, its Properties and Investment Portfolio Management Strategy]. *Sovremennaia ekonomika: problemy i resheniia*, 2010, no. 9 (9), pp. 135-146. (In Russ.)

8. Davnis V.V., Kiryanchuk V.Ye., Korotkikh V.V. Ekonometricheskoe modelirovanie reitingovykh otsenok investitsionnoi privlekatel'nosti territorial'nykh taksonov [Econometric Model-building of Territorial Taxons Investment Attractiveness Rating]. *Sovremennaia ekonomika: problemy i resheniia*, 2011, no. 10 (22), pp. 144-158.

9. Davnis V.V., Korotkikh V.V. Model' al'ternativnykh ozhidanii i odno iz ee prilozhenii v portfel'nom analize [Alternative expectations model and its application in portfolio analysis]. *Sovremennaia ekonomika: problemy i resheniia*, 2014, no. 5 (53), pp. 31-46. (In Russ.)

10. Davnis V.V., Korotkikh V.V. Ekonometricheskie varianty modeli (B,S,I)-rynka [Econometric Options of the (B,S,I)-market Models]. *Sovremennaia ekonomika: problemy i resheniia*, 2013, no. 10 (46), pp. 154-165. (In Russ.)

11. Davnis V.V., Korotkikh V.V., Yurova Ya.A. [Fuzzy information measure as risk measure financial market]. *Sistemnoe modelirovanie sotsial'no-ekonomicheskikh*

protseessov : trudy 36-oi Mezhdunarodnoi nauchnoi shkoly-seminara im. akad. S.S.Shatalina [Proc. 36th Int. sci.-pract. conf. «System Modeling in Economic and Social Systems»]. Voronezh, 2013, pp. 315-318. (In Russ.)

12. Davnis V.V., Rakhmetova R.U., Korotkikh V.V. *Matematicheskie osnovy finansovykh vychislenii* [Mathematical Foundations of Financial Calculations]. Voronezh, CSTI, 2013. 185 p. (In Russ.)

13. Fedoseev A.M., Korotkikh V.V. Osobennosti otsenki stoimosti optsiionov na polnom i nepolnykh rynkakh [Features valuation of options on complete and incomplete markets]. *Sovremennaia ekonomika: problemy i resheniia*, 2011, no. 4 (16), pp. 137-144. (In Russ.)

14. Fedoseev A.M., Korotkikh V.V. Sovremennye podkhody k opredeleniiu stoimosti optsiionov [Modern approaches to appraisal of options]. *Sovremennaia ekonomika: problemy i resheniia*, 2011, no. 3 (15), pp. 162. (In Russ.)

15. Shiryaev A.N. *Essentials of Stochastic Finance: Facts, Models, Theory*. World Scientific Pub Co Inc, 1999. 834 p.

16. Ito K. *On a stochastic integral equation*. *Japan Academy*. Tokyo. Proceedings, 1946, vol. 22, pp. 32-35.

17. Ito K. *On stochastic differential equations*. *Memoirs of the American Mathematical Society*, 1951, vol. 4, pp. 1-89.

18. Ito K. *Stochastic integral*. *Imperial Academy*. Tokyo. Proceedings, 1944, vol. 20, pp. 519-524.

19. Knight F. *Risk, Uncertainty, and Profit*. Boston, Houghton Mifflin Co., 1921. 381 p.

20. Sharpe W.F. A Simplified Model of Portfolio Choice. *Management Science*, 1963, vol. 9, no. 2, pp. 277-293.