ISSN 2311-8768 (Online)
ISSN 2073-4484 (Print)

Экономико-статистические исследования

СВЯЗЬ ДИНАМИКИ РОССИЙСКИХ РЫНКОВ АКЦИЙ И ГОСУДАРСТВЕННЫХ ОБЛИГАЦИЙ

Евгений Валерьевич ГИЛЕНКО[a,•], Артем Андреевич КУЗНЕЦОВ[b]

[a] кандидат экономических наук, доцент кафедры государственного и муниципального управления Института «Высшая школа менеджмента», Санкт-Петербургский государственный университет, Санкт-Петербург, Российская Федерация
e.gilenko@gsom.pu.ru.

[b] специалист отдела международных проектов группы компаний Cbonds, Санкт-Петербург, Российская Федерация
a.kuznetsov-spb@mail.ru.

[•] Ответственный автор

История статьи:
Принята 15.08.2016
Принята в доработанном виде 29.08.2016
Одобрена 12.09.2016

УДК 336.13.051
JEL: E61, H63

Ключевые слова: российский рынок акций, государственные облигации, скользящий коэффициент корреляции, модель DCC-GARCH

Аннотация

Предмет. Сложившаяся экономическая ситуация в настоящее время привела к резкому росту необходимости заимствований Минфином России денежных средств на внутреннем рынке через механизм облигаций федерального займа. Предметом исследования являются российские рынки акций и государственных облигаций.

Цели. Изучить связь современной динамики российских рынков акций и государственных облигаций посредством анализа особенностей тесноты этой связи, а также проверить гипотезы о присутствии в ней широко известных в западной литературе эффектов перелива, заражения и стремления к качеству.

Методология. В исследовании применяются методы скользящего коэффициента корреляции и динамической условной корреляции для многомерных GARCH-моделей. Использование обоих методов направлено на учет изменяющейся во времени корреляции между динамикой российского рынка акций и государственных облигаций.

Результаты. На основе расчета скользящих коэффициентов корреляции и построения двумерной DCC-GARCH модели динамической корреляции для исследуемых рынков показано, что их связи характерна непостоянная динамика во времени и присутствие только двух из трех анализируемых эффектов.

Выводы и значимость. Связь между рынками акций и государственных облигаций меняется с течением времени, усиливаясь на ожиданиях положительных изменений в российской экономике. Кроме того, для этой связи характерно действие эффекта взаимного перелива, то есть взаимного влияния динамики двух рынков друг на друга, и эффекта стремления к качеству.

© Издательский дом ФИНАНСЫ и КРЕДИТ, 2016

Введение

Сложившаяся в России в конце 2014 г. экономическая ситуация привела к резкому росту необходимости заимствований Минфином России денежных средств на внутреннем рынке через механизм облигаций федерального займа (ОФЗ)[1]. Следует отметить, что рынок ОФЗ в России уже в декабре 2014 г. вырос более чем на 1 трлн руб. при общем объеме 4,7 трлн руб. в ноябре 2014 г.[2] Указанный рост рынка ОФЗ был связан в первую очередь с эмиссией ОФЗ для поддержки банковской системы страны через докапитализацию[3], что отражено в Федеральном законе от 26.12.2014 № 448-ФЗ «О внесении изменения в статью 23 Федерального закона «О федеральном бюджете на 2014 год и на плановый период 2015 и 2016 годов».

Таким образом, государство продолжает активно использовать ОФЗ, в том числе и в качестве инструмента повышения ликвидности российской финансовой системы. При этом с начала 2015 г. заметно повысился спрос на ОФЗ: средний *коэффициент активности* (представляющий собой отношение объема спроса к объему предложения в денежном выражении) на аукционах Минфина России по размещению ОФЗ за 2015 г. составил 2,4, тогда как его значения в 2010–2014 гг. не превышали 1,3[4]. Динамика

[1] Минфин вынужден возвращаться на рынок внутреннего долга. URL: http://www.vedomosti.ru/finance/articles/2014/11/20/na-rynke-malo-deneg-pod-10

[2] Группа индексов: Рынок государственных облигаций (Россия). URL: http://ru.cbonds.info/indexes/indexdetail/?group_id=88

[3] Путин подписал закон о докапитализации банков на 1 трлн руб. URL: http://top.rbc.ru/finances/27/12/2014/549ebd519a7947b1c72835de

[4] Минфин России. Таблицы планируемых аукционов. URL: http://www.minfin.ru/ru/perfomance/public_debt/internal/operations/gko-ofz/auction/index.php

коэффициента активности с 2010 г. по июль 2016 г. представлена на рис. 1.

Следует отметить, что летом 2015 г. Минфином России был проведен первый выпуск индексированных на инфляцию ОФЗ (ОФЗ-ИН), что, по версии журнала The Banker, было признано лучшим выпуском суверенных облигаций[5]. Коэффициент активности на этом аукционе существенно превысил свое среднее значение за 2015 г. При этом уже осенью 2015 г. Минфин России объявил о намерении выпустить документарные ОФЗ для физических лиц, а также разместить ОФЗ в иностранной валюте на внутреннем рынке.

Таким образом, интерес к ОФЗ в кризисный для российской экономики период 2014–2015 гг. усилился как со стороны государства, так и со стороны инвесторов. Однако при этом необходимо принять во внимание то, что активные действия Минфина России в направлении размещения облигаций федерального займа способны затронуть не только сам рынок государственных облигаций, но и смежные рынки, в первую очередь рынок акций российских компаний.

Как обсуждается в соответствующей литературе, связь между рынками акций и облигаций может объясняться наличием трех потенциальных эффектов:

– перелива (spillover effect);

– заражения (contagion effect);

– стремления к качеству (flight-to-quality effect).

При этом характер и сила связи этих рынков может также зависеть и от динамики макроэкономических показателей, таких как, например, инфляция.

Отметим, что эффект перелива означает ситуацию, когда шоки на одном из рынков «перетекают» (значимо влияют) на динамику другого рынка. Идея эффекта заражения отражает ситуацию, когда рынки акций и облигаций движутся в одинаковом направлении в условиях изменения (в первую очередь ухудшения) макроэкономических показателей (например, с ускорением роста инфляции). Эффект стремления к качеству возникает в кризисные периоды, когда рынки акций падают и инвесторы стараются сменить рисковые активы на более надежные активы рынка облигаций (см., например, работу Д. Баура и Б. Льюси [1]).

К сожалению, в отечественной литературе специфике взаимосвязи рынка акций и рынка облигаций вообще (и рынка государственных облигаций в частности) уделяется мало внимания, в то время как в западной литературе этот вопрос исследуется достаточно давно. При этом следует отметить, что в западных исследованиях рассматривается не только механизм самой связи между рынками акций и облигаций, но и влияние на тесноту этой связи макроэкономических индикаторов (в первую очередь инфляции), а также предпринимаются попытки объяснения наличия этой связи с помощью трех указанных эффектов – перелива, заражения и стремления к качеству.

Одной из первых по этой тематике стала работа Р. Барски [2], в которой используя простую равновесную модель, рассматривается роль растущего риска в кризисные периоды взаимодействия рынков акций и облигаций. Автор приходит к выводу о том, что в такие периоды безрисковая ставка рынка облигаций начинает играть ведущую роль, а реакция рынка акций может быть неоднозначной в зависимости от предпочтений инвесторов.

На примере годовых данных США и Великобритании в XX в. А. Белтратти и Р. Шиллер [3] доказали, что цены акций падают при повышении долгосрочных процентных ставок по облигациям, и наоборот. Природу связи волатильности акций, облигаций и денежных рынков рассматривали Д. Флеминг, К. Кирби, Б. Остдайк [4]. Разработанная ими модель спекулятивной торговли активами предсказывает сильную связь между колебаниями рынков активов, обусловленную одинаковым влиянием финансовой информации и эффектом перелива информации (information spillover), вызванным межрыночным хеджированием.

Модель для расчета доходностей акций и облигаций, опирающуюся на идею согласованности ценообразования активов, предложили Г. Бекерт и С. Гренадир [5]. В рамках этой модели обосновывается, что переменные временнóй структуры доходности и процентных ставок помогают рассчитать цену актива, тогда как фундаментальные детерминанты цены актива непосредственно влияют на временную структуру цены и доходности.

[5] Deals of the Year 2015. URL: http://www.thebanker.com/Awards/Deals-of-the-Year/Deals-of-the-Year-2015

В работе Р. Конноли, К. Стиверс, Л. Сан [6], изучается совместная динамика дневных доходностей акций и облигаций и, в частности, механизм, посредством которого фактор неопределенности на рынке акций влияет на доходности облигаций. Авторы выявляют ситуации сонаправленной и разнонаправленной динамики дневных доходностей акций и облигаций и приходят к выводу о том, что в периоды высокой неопределенности на фондовых рынках возрастает эффективность диверсификации портфеля за счет включения в него широкого набора рисковых и безрисковых инструментов.

Иная методология, помогающая понять закономерности колебаний цен акций и облигаций, а также их связи, была разработана и применена А. Давидом и П. Веронези [7]. Предложенная ими модель основывается на изучении поведения инвесторов в различные периоды цикла деловой активности с учетом влияния фактора инфляции. В работе показано, что такой подход позволяет более точно предсказывать длительные периоды неопределенности на рынках финансовых инструментов.

Работа Л. Ли [8] описывает корреляцию между акциями и облигациями на примере стран «Большой семерки». Модель ценообразования активов, использованная автором, показывает, что макроэкономические факторы (инфляционные ожидания, неожиданные скачки инфляции и реальной процентной ставки) также оказывают сильное влияние на связь такого рода.

Следует также отметить работу Дж. Янга, Й. Жу и З. Вонга [9], в которой, основываясь на данных по экономикам Великобритании и США за 150 лет, авторы убедительно обосновывают наличие связи между рынками акций и облигаций в условиях изменяющейся динамики инфляции и процентных ставок. В частности, исследователями обнаружено, что в периоды более высоких уровней инфляции связь между рынками акций и облигаций становится существенно более тесной. При этом нельзя не упомянуть, что, например, в работе А. Илманена [10] вообще обосновывается роль инфляции как ключевого фактора в динамике связи рынков акций и облигаций.

Влияние изменения инфляционных показателей на характер связи между рынками акций и облигаций для каждой из стран «Большой семерки» рассматривали С. Д'Аддона и А. Кайнд [11]. Они пришли к выводу, что постепенное ускорение инфляции приводит к усилению такой связи. Однако инфляционные шоки (резкое ускорение инфляции) могут ослабить эту связь.

Отдельно следует остановиться на работах, исследующих наличие связи между рынками акций и облигаций трех указанных эффектов. Так, в работе Д. Баура и Б. Льюси [1] на примере целого ряда развитых стран исследуется наличие эффектов стремления к качеству и заражения с использованием разработанных самими авторами тестов. Показано, что эффект стремления к качеству наблюдается в первую очередь в кризисные периоды. Более того, обнаружено, что этот эффект может наблюдаться одновременно в нескольких странах и стимулировать эффект заражения.

В работе У. Гебхардта, С. Хвидкайера и Б. Своминатана [12] детально исследуется действие эффекта перелива между динамикой рынка акций и динамикой рынка корпоративных облигаций. По данным рынка США с 1973 по 1996 гг., авторами было обнаружено, что имеется существенный эффект перелива с рынка акций на рынок высокорейтинговых корпоративных облигаций, особенно если акции и облигации принадлежат одной и той же фирме. Так, фирмы, имевшие высокую доходность по акциям в предыдущем периоде, будут иметь высокую доходность по облигациям в текущем периоде.

В работе М. Андерссона, Е. Крыловой и С. Вахамаа [13] проблематика влияния макроэкономических показателей (инфляции и экономического роста) на связь между рынками акций и облигаций рассматривается с учетом эффектов заражения и стремления к качеству. Так, используя данные рынков Германии и США с начала 1990-х гг. по 2004 г., авторы приходят к выводу о том, что в периоды относительно более высоких темпов инфляции оба рынка двигаются в одинаковом направлении (то есть действует эффект заражения). Кроме того, обнаружено действие эффекта стремления к качеству, выражающееся в том, что в периоды высокой неопределенности (волатильности) на рынке акций эти два рынка расходятся в своей динамике и инвесторы предпочитают направлять больше средств в рынок облигаций.

Отдельно следует отметить, что подавляющее большинство работ по исследованию связи рынков акций и облигаций посвящено анализу развитых экономик, в то время как анализ этих рынков в

развивающихся экономиках изучается в существенно меньшем количестве работ. В качестве примеров можно привести:

– работу В. Панченко и Е. Ву [14], исследовавших влияние интеграции рынков 18 развивающихся стран на связь между рынками акций и облигаций;

– работу Р. Кристофера, С.-Дж. Кима и Е. Ву [15], занимавшихся анализом влияния суверенных рейтингов развивающихся экономик на указанную связь;

– исследование М. Бьянкони, Дж. Йошино и М. Мачадо де Суза [16], изучавших аналогичный вопрос в контексте стран БРИКС.

Из недавних публикаций можно отметить статью Б. Коллури, С. Вахаб и М. Вахаб [17], исследовавших изменения тесноты связи между рынками акций и государственных облигаций Индии под воздействием динамики развитых финансовых рынков западных стран.

Как видно из приведенного обзора литературы, существенное внимание со стороны западных ученых к проблемам связи рынка акций и облигаций подчеркивает актуальность этой тематики. К сожалению, аналогичных исследований для российской экономики крайне мало. В качестве примера здесь можно привести работу К. Салима [18], который, исследуя связь между российскими рынками акций и облигаций с 1994 по 2007 г. с помощью моделей динамической корреляции, показал, что эта связь не является постоянной во времени, а кроме того, динамика обоих рынков обладает асимметрией. Однако в этой работе не исследовались сопутствующие этой связи эффекты.

Соответственно, наше исследование обладает следующими отличительными чертами:

- в свете активного использования в последнее время облигаций федерального займа мы рассматриваем связь российского рынка акций именно с российским рынком государственных облигаций;
- исследование проводится на основе современных российских данных за 2010–2016 гг., изучается теснота связи между указанными рынками и выявляются особенности ее динамики;
- для рассматриваемых рынков в работе проверяется наличие сразу всех трех упомянутых эффектов (перелива, заражения и стремления к качеству) посредством применения современных статистических и эконометрических процедур.

Гипотезы и методы исследования

Как показал приведенный обзор литературы, в аспекте исследования связи между рынками акций и облигаций все упомянутые проблемы одновременно, как правило, не рассматриваются. Для российских же рынков соответствующие исследования вообще практически отсутствуют. Исходя из этого, в рамках настоящего исследования мы выдвигаем для *одновременной* эмпирической проверки на современных российских данных следующий ряд гипотез, сопровождая их необходимой мотивацией.

Гипотезы исследования

Гипотеза 1 – эффект стремления к качеству. Связь между российскими рынками акций и государственных облигаций не является постоянной во времени, причем теснота этой связи усиливается в периоды (ожидания) улучшения экономической конъюнктуры. Напротив, в кризисные периоды, под действием эффекта стремления к качеству, связь между этими рынками ослабевает.

Как отмечалось ранее, действия российского государства по привлечению финансовых средств через различные виды ОФЗ в настоящее время приобретают особую важность. Однако эти действия влияют и на другие отечественные финансовые рынки, в первую очередь, на рынок акций. При этом вопрос о характере связи этих рынков в российской ситуации требует дополнительной эмпирической проверки, в то время как в западной литературе он достаточно хорошо исследован. В этом отношении государству необходимо понимать, в какие моменты характер связи между рынками может существенно меняться и когда спрос на государственные облигации будет достаточно высоким.

Гипотеза 2 – эффект перелива. Между российскими рынками акций и государственных облигаций существует взаимный эффект перелива.

В продолжение пояснения логики гипотезы 1 необходимо отметить, что факт существования связи между рассматриваемыми рынками уже будет указывать на наличие эффекта перелива между ними, то есть наличия влияния динамики

одного на динамику другого. Однако в рамках проверки этой гипотезы нас интересует именно взаимность такого влияния.

Влияние рынка акций на рынок облигаций достаточно хорошо рассмотрено в литературе. Однако для нашего исследования и целей государственной экономической политики важно обосновать и наличие эффекта влияния динамики рынка государственных облигаций на рынок акций в свете современных событий в российской экономике.

Гипотеза 3 – эффект заражения. На российские рынки акций и государственных облигаций оказывает существенное влияние краткосрочная динамика инфляции, которая в силу действия эффекта заражения заставляет эти рынки двигаться в одном и том же направлении.

В рамках проверки этой гипотезы мы отражаем два аспекта: важность текущей (краткосрочной) динамики инфляции и ее сонаправленное влияние на оба рынка.

Отметим, что долгосрочное воздействие инфляции на рынки акций и облигаций в литературе изучено достаточно хорошо. Показано, что в долгосрочной перспективе инфляция приводит к снижению цен и акций, и облигаций (то есть влияние на оба рынка сонаправленное). Однако влияние краткосрочных оценок темпов инфляции, что может быть особенно важно для рынков развивающихся экономик, фактически не изучалось.

Методы исследования

Одним из показателей, который анализируется при оптимизации структуры портфеля ценных бумаг, является коэффициент корреляции между доходностью активов, включаемых в портфель. В частности, это касается и корреляции между доходностью акций (рисковых ценных бумаг) и облигаций (безрисковых ценных бумаг). Поэтому для проверки сформулированных гипотез нами рассматривается поведение различных коэффициентов корреляции между доходностями российских рынков акций и государственных облигаций.

Таким образом, в качестве основного инструментария настоящего исследования выступают следующие методы:

– метод скользящего коэффициента корреляции (moving correlation coefficient), использованный, например, в работе М. Андерссона, Е. Крыловой и С. Вахамаа [13];
– метод динамической условной корреляции для многомерных GARCH-моделей (dynamic conditional correlation GARCH, DCC-GARCH), предложенный в работе Р. Ингла [19].

Использование обоих методов направлено на учет изменяющейся во времени корреляции между динамикой российского рынка акций и государственных облигаций.

Метод скользящего коэффициента корреляции, несмотря на простоту самой идеи и ее реализации, дает возможность оценить изменяющуюся во времени корреляцию между доходностями акций и облигаций. Этот метод предполагает подсчет корреляции между доходностями активов за заданный промежуток времени (так называемое временное окно). Данное окно «скользит» по всей выборке с определенным шагом. При этом для расчета коэффициента корреляции используется следующая формула (см., например, работу М. Андерссона, Е. Крыловой и С. Вахамаа [13]):

$$\hat{\rho}_t = \frac{\sum_{i=1}^{T} r_{S,t-i} r_{B,t-i}}{\sqrt{\sum_{i=1}^{T} r_{S,t-i}^2 \sum_{i=1}^{T} r_{B,t-i}^2}}, \qquad (1)$$

где $\hat{\rho}_t$ – рассчитываемый скользящий коэффициент корреляции;

T – количество периодов времени, включаемых в «скользящее окно»;

t – текущий период времени;

$r_{S,t-i}$ – доходности рынков акций в период $t–i$;

$r_{S,t-i}$ – доходности рынков облигаций в период $t–i$.

С помощью данного инструментария нами на эмпирических данных будет проверяться гипотеза 1 нашего исследования.

DCC-GARCH модель. В целях учета изменчивости условной корреляции при анализе динамики и взаимосвязи доходностей активов в рамках так называемых многомерных GARCH-моделей, в работе Р. Ингла [19] была предложена DCC-GARCH модель (Dynamic Conditional Correlation GARCH model). Данная модель позволяет адекватно учитывать как взаимную динамику доходностей, так и особенности финансовых данных (их высокую волатильность), а также изменчивость во времени коэффициента корреляции между моделируемым поведением доходностей. Соответственно, она будет

использоваться нами для проведения проверки гипотез 2 и 3.

При использовании DCC-GARCH-модели предполагается, что существует некоторый n-мерный процесс, имеющий независимые и одинаково распределенные реализации при условии информации:

$$X_t | I_{t-1} \sim iid(\mu_t, H_t). \quad (2)$$

Как следует из формулы (2), этот процесс обладает зависящим от времени математическим ожиданием и матрицей вариаций-ковариаций:

$$H_t = \begin{vmatrix} \sigma_{1,t}^2 & \sigma_{12,t} & \dots & \sigma_{1n,t} \\ \sigma_{12,t} & \sigma_{2,t}^2 & & \sigma_{2n,t} \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ \sigma_{1n,t} & \sigma_{2n,t} & & \sigma_{n,t}^2 \end{vmatrix}. \quad (3)$$

Модель, предложенная в работе Р. Ингла [19], предполагает конкретный вид указанной матрицы:

$$H_t = D_t \Omega_t D_t, \quad (4)$$

где D_t – некоторая диагональная матрица со значениями условных среднеквадратических отклонений процесса X_t;

Ω_t – корреляционная матрица его элементов.

Применительно к изучаемой нами российской ситуации случайный процесс X_t является двумерным и включает в себя два элемента, а именно, доходности рынка акций (переменная $R_{S,t}$) и доходности рынка государственных облигаций (переменная $R_{B,t}$), то есть $X_t = (R_{S,t}, R_{B,t})'$.

Соответственно, для описания динамики средних значений процесса X_t будет использоваться следующая система уравнений:

$$\begin{cases} R_{S,t} = \varphi_0 + \varphi_1 R_{S,t-1} + \varphi_2 R_{B,t-1} + \varphi_3 Infl_t + \varepsilon_{S,t}; \\ R_{B,t} = \psi_0 + \psi_1 R_{S,t-1} + \psi_2 R_{B,t-1} + \psi_3 Infl_t + \varepsilon_{B,t}. \end{cases} \quad (5)$$

где $Infl_t$ – показатель темпа инфляции за период t; $(\varepsilon_{S,t}, \varepsilon_{B,t})'$ – вектор независимо распределенных случайных ошибок.

С учетом специфики работы с финансовыми данными для целей настоящего исследования мы предполагаем, что вектор случайных ошибок имеет совместное условное t-распределение Стьюдента. Первые лаги переменных и в правых частях уравнений системы (5) выбраны с учетом стандартных рекомендаций по моделированию поведения финансовых активов (см., например, книгу Дж. Халла [20]).

Применительно к проверке гипотез 2 и 3, по факту оценивания системы уравнений (5), необходимо обратить внимание на значения коэффициентов φ_2, φ_3, ψ_1, ψ_3. Так, для подтверждения гипотезы 2 коэффициенты φ_2 и ψ_1 должны оказаться статистически значимыми – это будет указывать на наличие эффекта перелива с соответствующего рынка (при этом знак коэффициентов не принципиален, он будет указывать лишь на направление влияния). Для подтверждения гипотезы 3 коэффициенты φ_3 и ψ_3 должны быть статистически значимыми и отрицательными по знаку. В продолжение пояснения логики гипотезы 3 это будет означать, что действует эффект заражения, причем в ожидаемом направлении.

Исходя из формул (3) – (4), дисперсии и ковариации между доходностями акций и государственных облигаций вычисляются следующим образом:

$$\sigma_{i,t}^2 = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_i \sigma_{i,t-1}^2; \quad (6)$$

$$\sigma_{ij,t} = \bar{\sigma}_{ij} + \lambda_1 (z_{i,t-1} z_{j,t-1} - \bar{\sigma}_{ij}) + \lambda_2 (\sigma_{ij,t-1} - \bar{\sigma}_{ij}), \quad (7)$$

где $i, j = S, B$;

$\sigma_{i,t}$ – условная дисперсия i-го актива в момент времени t;

$\sigma_{ij,t}$ – условная ковариация i-го и j-го активов в момент времени t;

$z_{i,t} = R_{i,t} / \sigma_{i,t}$ ($R_{i,t}$ – доходность i-го актива в момент времени t);

$\bar{\sigma}_{ij}$ – безусловное математическое ожидание произведения $z_{i,t} z_{j,t}$;

ω, α, β, λ – коэффициенты уравнений.

Уравнения (6) – (7) позволяют явным образом учесть присущий финансовым данным (в том числе российским) эффект условной гетероскедатичности (так называемый ARCH-эффект), наличие которого было впервые обосновано еще в работе Р. Ингла [21] и апробировалось для российского рынка, например, в работе Е. Федоровой и Е. Гиленко [22]. Неизвестные коэффициенты нашей DCC-GARCH-модели (5) – (7) оцениваются методом максимального

правдоподобия средствами стандартных прикладных статистических пакетов.

Результаты исследования

На основании сформулированных исследовательских гипотез и обсуждения применяемого в работе инструментария приведем описание использованных в расчетах данных, обсудим полученные результаты и сформулируем некоторые рекомендации для экономической политики государства.

Данные для исследования. Для проведения исследования были собраны еженедельные исторические данные с апреля 2010 г. по июль 2016 г.:

- по индексу рынка акций российских компаний ММВБ – ценовой, измеряемый в рублях, взвешенный по рыночной капитализации композитный фондовый индекс, включающий 50 наиболее ликвидных акций крупнейших российских эмитентов;
- индексу российских государственных облигаций RGBI-tr (RGBI-total return) – измеряемый в рублях индекс совокупного дохода государственных облигаций, включающий в себя не только изменение цен облигаций, но и изменения их купонной доходности;
- показателю инфляции – оценке цепного индекса потребительских цен (ИПЦ), рассчитываемой и публикуемой Росстатом[6] по 64 видам основных товаров и услуг.

Источниками данных послужили интернет-порталы группы «Московская биржа» и Федеральной службы государственной статистики. Описательные статистики исходных переменных, а также рассчитанных недельных доходностей рассматриваемых индексов приведены в табл. 1.

Результаты расчета скользящих коэффициентов корреляции. В соответствии с формулой (1) были рассчитаны коэффициенты скользящей корреляции между российскими рынками акций и государственных облигаций. В работе используется окно в 51 неделю ($T = 51$). Во-первых, данное окно по размеру примерно совпадает с календарным годом. Во-вторых, окно обладает достаточным размером для получения показателей, отражающих реальную динамику связи исследуемых рынков. В-третьих, формула для расчета t-статистики Стьюдента для проверки статистической значимости рассчитанных скользящих коэффициентов корреляции получает следующий вид:

$$t=\frac{\hat{\rho}-0}{\frac{\sqrt{1-\hat{\rho}^2}}{n-2}}=\frac{\hat{\rho}}{\sqrt{\frac{1-\hat{\rho}^2}{51-2}}}=\frac{7\hat{\rho}}{\sqrt{1-\hat{\rho}^2}}\sim t(49).(8)$$

Результаты расчета скользящих коэффициентов корреляции между российскими рынками акций и государственных облигаций представлены на рис. 2.

Значение стандартного (статического) коэффициента корреляции между рынками за весь период составило 0,377. Отметим, что проведенный с использованием формулы (8) тест на статистическую значимость рассчитанных скользящих коэффициентов корреляции показал, что практически все они (кроме совсем малых значений ниже 0,2) являются статистически значимыми.

Рассмотрим полученный график значений скользящей корреляции. На нем можно выделить периоды резкого всплеска и падения значений скользящего коэффициента корреляции.

Первый после кризиса 2008–2009 гг. длительный период достаточно тесной связи между российскими рынками акций и государственных облигаций наблюдается с середины 2011 г. по первый квартал 2013 г. В этот период значение коэффициента колеблется у отметки 0,6 и выше. Начало этого периода связано с постепенным восстановлением российской экономики после мирового финансового кризиса. Наблюдается оживление на мировых финансовых рынках, в том числе и на российском. Однако (см. рис. 2), к началу второго квартала 2013 г. связь между рассматриваемыми рынками заметно ослабевает (с 0,65 до 0,5). Это связано с достаточно ощутимым замедлением послекризисного роста российской экономики (так, рост ВВП за 2013 г. составил всего 1,3% против 3,4% за 2012 г.). Прогнозы относительно дальнейшего роста российской экономики оказали негативное влияние на связь между двумя рынками[7].

Второе существенное укрепление связи между рассматриваемыми рынками приходится на период

[6] Индексы потребительских цен по Российской Федерации. URL: http://www.gks.ru/free_doc/new_site/prices/potr/tab-potr1.htm

[7] Проблематика влияния ожиданий экономического роста на связь между рынками акций и облигаций обсуждается, например, в работе [13].

марта – ноября 2014 г., когда индексы обоих рынков достигали своих локальных максимумов. Этот период для российской экономики связан, с одной стороны, с введением экономических санкций со стороны ряда западных стран, обусловленных присоединением Крыма к Российской Федерации. А с другой стороны, ожиданиями положительных эффектов от импортозамещения.

Однако, как видно из графика, переход Банка России в ноябре 2014 г. к плавающему валютному курсу рубля и последовавшие за этим валютный кризис и рецессия в России существенно ослабили связь между двумя рынками, значение тесноты которой достаточно быстро опустилось к отметке 0,3. Это связано с падением российского рынка акций и повышением интереса инвесторов к ОФЗ на фоне постоянного повышения их доходности и проявлением эффекта стремления к качеству: инвесторы продавали акции для приобретения менее рисковых государственных облигаций.

С апреля 2016 г. по настоящее время вновь наблюдается усиление связи между рассматриваемыми рынками, связанное, в том числе, с положительными ожиданиями относительно выхода российской экономики из рецессии 2014–2015 гг. На текущий момент скользящий коэффициент корреляции между динамикой двух рынков находится около отметки 0,5.

Таким образом, находит подтверждение гипотеза 1 о том, что связь между российскими рынками акций и государственных облигаций не является постоянной и существенно реагирует на макроэкономическую ситуацию и ожидания роста российской экономики. Кроме того, обнаруженное непостоянство тесноты связи между рассматриваемыми рынками обосновывает необходимость применения для дальнейшего исследования специализированных моделей, таких, как DCC-GARCH модель.

Результаты расчетов по DCC-GARCH-модели. С учетом полученного ранее результата о непостоянстве тесноты связи российских рынков акций и государственных облигаций, а также в целях проверки гипотез 2 и 3 нами была оценена DCC-GARCH-модель (см. уравнения (5) – (7).

Сначала остановимся на оцененных по формуле (5) уравнениях динамики доходностей российских рынков акций и государственных облигаций[8]:

$$\begin{cases} \widehat{R}_{S,t} = 0{,}19^{*} + 0{,}16^{***} R_{S,t-1} + 0{,}29^{**} R_{B,t-1} + 20{,}5^{**} Infl_t; \\ \widehat{R}_{B,t} = 0{,}11^{***} + 0{,}03^{***} R_{S,t-1} + 0{,}19^{***} R_{B,t-1} + 6{,}63^{***} Infl_t. \end{cases} \quad (9)$$

В формуле (9) и далее в формулах (10)–(12) оцененные коэффициенты со звездочкой * – статистически значимы на 10%-ном уровне; с ** – значимы на 5%-ном уровне, с *** – значимы на 1%-ном уровне.

Из этих результатов следует, что гипотеза 2 находит свое подтверждение, поскольку коэффициенты перед $R_{B,t-1}$ ($0{,}29^{**}$) и $R_{S,t-1}$ ($0{,}03^{***}$) являются статистически значимыми. С учетом этого, а также того, что оба коэффициента имеют положительный знак, можно сделать вывод, что за рассматриваемый период между российскими рынками акций и государственных облигаций существовал положительный эффект перелива. То есть рост доходности на одном из рынков влек за собой рост доходности на другом рынке и наоборот.

К сожалению, гипотеза 3 подтверждается лишь частично. Поскольку коэффициенты $20{,}05^{**}$ и $6{,}63^{***}$ перед показателем инфляции являются статистически значимыми, то это означает, что динамика инфляции действительно влияет на динамику рассматриваемых рынков. Однако эффекта заражения не проявляется, так как указанные коэффициенты имеют разные знаки. Важно также отметить, что вопреки ожиданиям рост инфляции оказывает положительное влияние на доходности на рынке акций, что может быть следствием того, что участники рынка рассматривают рисковые активы как способ защиты своих финансовых средств от растущей инфляции. С ростом уровня цен инвесторы активно вкладывают средства в рисковые финансовые активы в целях получения большей доходности, что поддерживает спрос и, соответственно, цены на эти активы.

Оценивание GARCH-части построенной модели (уравнения (6) – (7) также подтверждает ее адекватность. Так, для рынка акций оцененное уравнение условной дисперсии имеет вид:

$$\sigma^2_{S,t} = 0{,}48 + 0{,}09^{**} \varepsilon^2_{S,t-1} + 0{,}85^{***} \sigma^2_{S,t-1}. \quad (10)$$

Для рынка гособлигаций получен следующий результат:

$$\sigma^2_{B,t} = 0{,}01 + 0{,}17^{***} \varepsilon^2_{B,t-1} + 0{,}84^{***} \sigma^2_{B,t-1}. \quad (11)$$

[8] Для оцененной модели (9) были проведены необходимые тесты (тест Льюнг-Бокса на отсутствие серийной корреляции остатков и пр.), которые показали адекватность построенной модели. В целях экономии места результаты этих тестов здесь не приводятся, но могут быть предоставлены по запросу.

Уравнение же условной ковариации доходностей двух рынков получилось следующим:

$$\sigma_{BS,t} = 4,07^{***} + 0,03\left(z_{i,t-1}z_{j,t-1} - 4,07^{***}\right) + \\ +0,87^{***}\left(\sigma_{ij,t-1} - 0,47^{***}\right). \quad (12)$$

То, что подавляющее большинство оцененных коэффициентов в уравнениях (10) – (12) являются статистически значимыми, говорит о корректности применения DCC-GARCH-модели к исследуемым финансовым данным.

Отметим также, что, исходя из результатов оценивания этой DCC-GARCH-модели, среднее значение динамического коэффициента корреляции между доходностями российских рынков акций и облигаций получилось равным 0,45, что выше рассчитанного ранее (см. рис. 2) значения стандартного коэффициента корреляции, равного 0,377.

Выводы и рекомендации

В рамках исследования был выдвинут и проверен ряд гипотез относительно характера этой связи, а также действия различного рода эффектов.

Проведенный анализ свидетельствует, что связь между исследуемыми рынками меняется с течением времени, усиливаясь на ожиданиях положительных изменений в российской экономике. Кроме того, для этой связи характерно действие эффекта взаимного перелива, то есть взаимного влияния динамики двух рынков друг на друга, и эффекта стремления к качеству. Эффект заражения, подразумевающий одинаково направленное воздействие инфляции на оба рынка, обнаружен не был, хотя краткосрочная динамика инфляции действительно оказывает влияние на оба рынка.

Исходя из полученных результатов, можно сделать несколько выводов для экономической политики государства. Во-первых, вследствие наличия эффекта перелива, при активных действиях на рынке государственных облигаций необходимо учитывать влияние последнего на рынок акций, необоснованный рост доходности на котором может способствовать дальнейшему привлечению на российские финансовые рынки «горячего» западного капитала, что далеко не всегда хорошо для развивающейся экономики, поскольку может приводить к турбулентности на финансовых площадках.

Однако, во-вторых, в силу действия эффекта стремления к качеству, в случае кризисных ситуаций в экономике инвесторы с готовностью будут приобретать государственные облигации, следовательно, их предложение и расширение ассортимента может быть поддержано адекватным спросом на них.

В-третьих, ускорение инфляции в российских условиях способствует «подогреву» спроса на акции отечественных компаний, что говорит о стремлении со стороны инвесторов защитить свои средства от активно идущих инфляционных процессов. Соответственно, контроль со стороны государства за этими инфляционными процессами в экономике должен способствовать удерживанию российского финансового рынка от неоправданного «перегрева».

Таблица 1

Описательные статистики используемых переменных

Table 1

Descriptive statistics of the variables

Переменная	Среднее значение	Среднеквадратическое отклонение	Минимум	Максимум
ММВБ, руб.	1 542,84	164,5	1 266,93	1 951,91
RGBI-tr, руб.	303,22	36,31	244,57	393,61
Доходность ММВБ, %	0,12	2,43	–11,57	6,36
Доходность RGBI-tr, %	0,15	0,89	–5,79	3,3
Темп инфляции, %	0,15	0,13	–0,1	0,9

Источник: расчеты авторов на основе данных группы «Московская Биржа» и Росстата

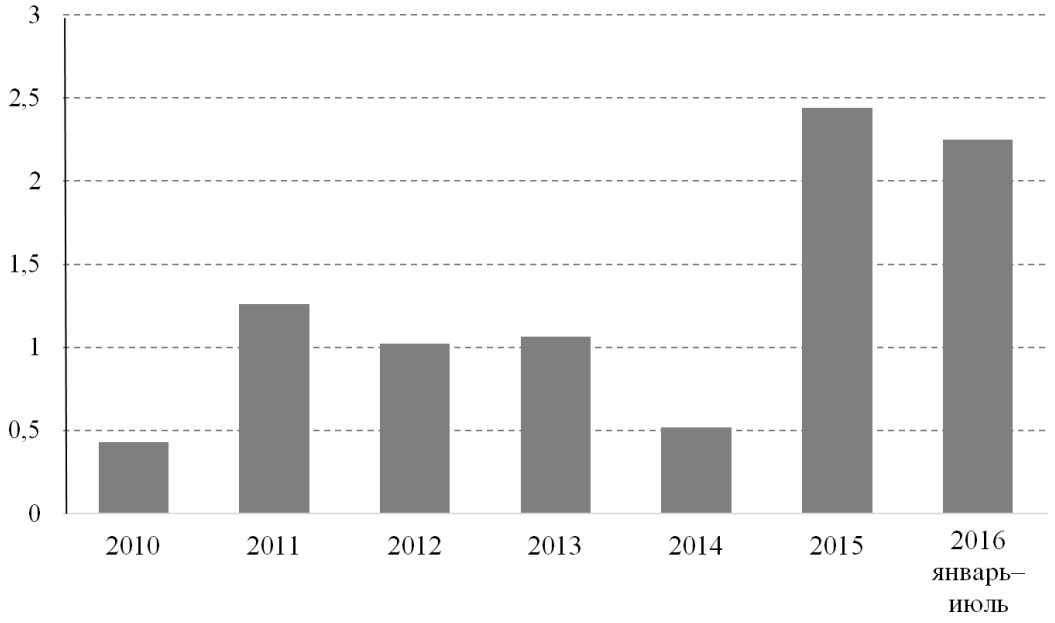
Source: Authoring, based on the Moscow Exchange Group and Federal State Statistics Service data

Рисунок 1

Средневзвешенные годовые коэффициенты активности аукционов Минфина России по размещению ОФЗ в 2010–2016 гг.

Figure 1

Weighted yearly average coefficients of activity in auctions of the Russian Ministry of Finance for allocation of federal loan bonds, 2010–2016



Источник: Минфин России

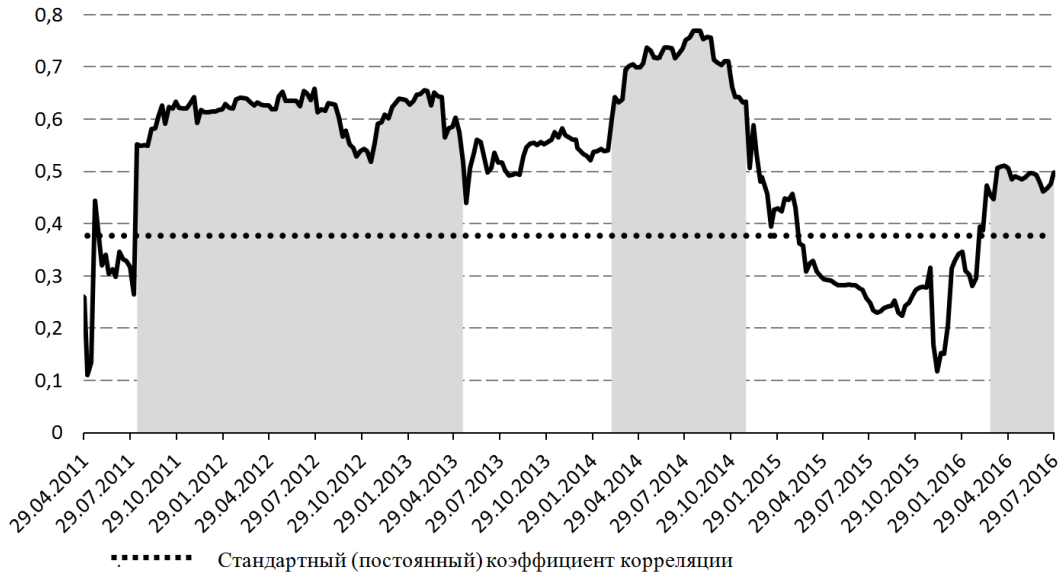
Source: Ministry of Finance of the Russian Federation

Рисунок 2

Скользящий коэффициент корреляции

Figure 2

Rolling correlation coefficient



Источник: расчеты авторов

Source: Authoring

Список литературы

1. *Baur D.G., Lucey B.M.* Flights and Contagion – An Empirical Analysis of Stock-Bond Correlations // Journal of Financial Stability. 2009. Vol. 5. Iss. 4. P. 339–352. doi: 10.1016/j.jfs.2008.08.001

2. *Barsky R.B.* Why Don't the Prices of Stocks and Bonds Move Together? // American Economic Review. 1989. Vol. 79. № 5. P. 1132–1145. doi: 10.3386/w2047

3. *Beltratti A., Shiller R.J.* Stock Prices and Bond Yields. Can Their Co-Movements Be Explained in Terms of Present Value Models? // Journal of Monetary Economics. 1992. Vol. 30. P. 25–46. doi: 10.1016/0304-3932(92)90042-Z

4. *Fleming J., Kirby C., Ostdiek B.* Information and Volatility Linkages in the Stock, Bond, and Money Markets // Journal of Financial Economics. 1998. Vol. 49. № 1. P. 111–137. doi: 10.1016/S0304-405X(98)00019-1

5. *Bekaert G., Grenadier S.R*. Stock and Bond Pricing in an Affine Economy. NBER Working Paper. 1999. № 7346. doi: 10.3386/w7346

6. *Connolly R., Stivers C., Sun L.* Stock Market Uncertainty and the Stock-Bond Return Relation // The Journal of Financial and Quantitative Analysis. 2005. Vol. 40. № 1. P. 161–194. doi: 10.1017/S0022109000001782

7. *David A., Veronesi P.* Inflation and Earnings Uncertainty and Volatility Forecasts: A Structural Form Approach. Chicago GSB Research Paper. University of Calgary, 2008. March 18. doi: 10.2139/ssrn.5071222

8. *Li L.* Macroeconomic Factors and the Correlation of Stock and Bond Returns // Yale International Center for Finance. Working Paper, 2002. № 02-46.

9. *Yang J., Zhou Y.J., Wang Z.J.* The Stock-Bond Correlation and Macroeconomic Conditions: One and a Half Centuries of Evidence // Journal of Banking & Finance. 2009. Vol. 33. Iss. 4. P. 670–680. doi: 10.1016/j.jbankfin.2008.11.010

10. *Ilmanen A*. Stock–Bond Correlations // Journal of Fixed Income. 2003. Vol. 13. № 2. P. 55–66. doi: 10.3905/jfi.2003.319353

11. *D'Addona S., Kind A.H*. International Stock-Bond Correlations in a Simple Affine Asset Pricing Model // Journal of Banking & Finance. 2006. Vol. 30. Iss. 10. P. 2747–2765. doi: 10.1016/j.jbankfin.2005.10.007

12. *Gebhardt W.R., Hvidkjaer S., Swaminathan B*. Stock and Bond Market Interaction: Does Momentum Spill Over? // Journal of Financial Economics. 2005. Vol. 75. Iss. 3. P. 651–690. doi: 10.1016/j.jfineco.2004.03.005

13. *Andersson M., Krylova E., Vahamaa S*. Why Does the Correlation Between Stock and Bond Returns Vary Over Time? // Applied Financial Economics. 2004. Vol. 18. № 2. P. 139–151. doi: 10.1080/09603100601057854

14. *Panchenko V., Wu E.* Time-Varying Market Integration and Stock and Bond Return Concordance in Emerging Markets // Journal of Banking & Finance. 2009. Vol. 33. Iss. 6. P. 1014–1021. doi: 10.1016/j.jbankfin.2008.10.016

15. *Christopher R., Kim S.-J., Wu E*. Do Sovereign Credit Ratings Influence Regional Stock and Bond Market Interdependencies in Emerging Countries? // Journal of International Financial Markets, Institutions and Money. 2012. Vol. 22. Iss. 4. P. 1070–1089. doi: 10.1016/j.intfin.2012.01.003

16. *Bianconi M., Yoshino J.A., Machado de Sousa M.O*. BRIC and the U.S. Financial Crisis: an Empirical Investigation of Stock and Bond Markets // Emerging Markets Review. 2013. Vol. 14. Iss. 1. P. 76–109. doi: 10.1016/j.ememar.2012.11.002

17. *Kolluri B., Wahab S., Wahab M*. An Examination of Co-Movements of India's Stock and Government Bond Markets // Journal of Asian Economics. 2015. Vol. 41. P. 39–56. doi: 10.1016/j.asieco.2015.10.001

18. *Saleem K.* Time Varying Correlations between Stock and Bond Returns: Empirical Evidence from Russia // Asian Journal of Finance & Accounting. 2011. Vol. 3. № 1. doi: 10.5296/ajfa.v3i1.989

19. *Engle R.* Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models // Journal of Business & Economic Statistics. 2002. Vol. 20. Iss. 3. P. 339–350. doi: 10.2307/1392121

20. *Hull J.* Options, Futures, and Other Derivatives. Upper Saddle River, N.J: Pearson/Prentice Hall, 2012. P. 841.

21. *Engle R.* Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation // Econometrica. 1982. Vol. 50. № 4. P. 987–1008. doi: 10.2307/1912773

22. *Федорова Е.А., Гиленко Е.В.* Сравнительный анализ подходов к оценке календарных аномалий на фондовом рынке // Аудит и финансовый анализ. 2008. № 5. С. 184–189.

ISSN 2311-8768 (Online)
ISSN 2073-4484 (Print)

Economic and Statistical Research

RELATIONSHIP BETWEEN THE RUSSIAN MARKETS OF STOCKS AND GOVERNMENTAL BONDS

Evgenii V. GILENKO[a,•], Artem A. KUZNETSOV[b]

[a] Saint Petersburg State University, St. Petersburg, Russian Federation
e.gilenko@gsom.pu.ru.

[b] Cbonds Group, St. Petersburg, Russian Federation
a.kuznetsov-spb@mail.ru

[•] Corresponding author

Article history:
Received 15 August 2016
Received in revised form
29 August 2016
Accepted 12 September 2016

JEL classification: E61, H63

Keywords: Russian stock market, government bonds, rolling correlation coefficient, DCC-GARCH mode

Abstract

Importance Currently, the existing economic situation abruptly made the Russian Ministry of Finance borrow funds in the domestic market through the federal loan bonds. The research examines the Russian markets of stocks and government bonds.

Objectives The research investigates the relationship of the current trends in the Russian markets of stocks and government bonds by analyzing what specifically makes this relationship so tight, and verifies hypotheses stating that the relationship implies effects of spillover, contagion and pursuit of quality.

Methods The research draws upon methods of the rolling correlation coefficient and dynamic conditional correlation for multivariate GARCH-models. Both methods are used to consider a correlation of trends in the Russian market of stocks and government bonds that change through time.

Results Relying upon estimates of the rolling correlation coefficients and two-dimensional DCC-GARCH model of dynamic correlations for the markets in question, we demonstrated that their relationship is unstable in terms of time, with only two of three effects being present.

Conclusions and Relevance The relationship between markets of stocks and government bonds changes through time and gets more intensive due to expectations of positive changes in the Russian economy. In addition, the relationship has a mutual spillover effect, i.e. two markets and their trends influence one another, and an effect of quality pursuits.

© Publishing house FINANCE and CREDIT, 2016

References

1. Baur D.G., Lucey B.M. Flights and Contagion – An Empirical Analysis of Stock-Bond Correlations. *Journal of Financial Stability*, 2009, vol. 5, iss. 4, pp. 339–352. doi: 10.1016/j.jfs.2008.08.001

2. Barsky R.B. Why Don't the Prices of Stocks and Bonds Move Together? *American Economic Review*, 1989, vol. 79, no. 5, pp. 1132–1145. doi: 10.3386/w2047

3. Beltratti A., Shiller R.J. Stock Prices and Bond Yields: Can Their Co-Movements Be Explained in Terms of Present Value Models? *Journal of Monetary Economics*, 1992, vol. 30, pp. 25–46. doi:10.1016/0304-3932(92)90042-Z

4. Fleming J., Kirby C., Ostdiek B. Information and Volatility Linkages in the Stock, Bond, and Money Markets. *Journal of Financial Economics*, 1998, vol. 49, no. 1, pp. 111–137. doi: 10.1016/S0304-405X(98)00019-1

5. Bekaert G., Grenadier S.R. Stock and Bond Pricing in an Affine Economy. *NBER Working Paper*, 1999, no. 7346. doi: 10.3386/w7346

6. Connolly R., Stivers C., Sun L. Stock Market Uncertainty and the Stock-Bond Return Relation. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2005, vol. 40, no. 1, pp. 161–194. doi: 10.1017/S0022109000001782

7. David A., Veronesi P. Inflation and Earnings Uncertainty and Volatility Forecasts: A Structural Form Approach. Chicago GSB Research Paper. University of Calgary, 2008. doi: 10.2139/ssrn.507122

8. Li L. Macroeconomic Factors and the Correlation of Stock and Bond Returns. Yale International Center for Finance, *Working Paper*, 2002, no. 02-46.

9. Yang J., Zhou Y.J., Wang Z.J. The Stock-Bond Correlation and Macroeconomic Conditions: One and a Half Centuries of Evidence. *Journal of Banking & Finance*, 2009, vol. 33, iss. 4, pp. 670–680. doi: 10.1016/j.jbankfin.2008.11.010

10. Ilmanen A. Stock–Bond Correlations. *Journal of Fixed Income*, 2003, vol. 13, no. 2, pp. 55–66. doi: 10.3905/jfi.2003.319353

11. D'Addona S., Kind A.H. International Stock-Bond Correlations in a Simple Affine Asset Pricing Model. *Journal of Banking & Finance*, 2006, vol. 30, iss. 10, pp. 2747–2765. doi: 10.1016/j.jbankfin.2005.10.007

12. Gebhardt W.R., Hvidkjaer S., Swaminathan B. Stock and Bond Market Interaction: Does Momentum Spill Over? *Journal of Financial Economics*, 2005, vol. 75, iss. 3, pp. 651–690. doi: 10.1016/j.jfineco.2004.03.005

13. Andersson M., Krylova E., Vahamaa S. Why Does the Correlation Between Stock and Bond Returns Vary Over Time? *Applied Financial Economics*, 2004, vol. 18, iss. 2. pp. 139–151. doi: 10.1080/09603100601057854

14. Panchenko V., Wu E. Time-Varying Market Integration and Stock and Bond Return Concordance in Emerging Markets. *Journal of Banking & Finance*, 2009, vol. 33, iss. 6, pp. 1014–1021. doi: 10.1016/j.jbankfin.2008.10.016

15. Christopher R., Kim S.-J., Wu E. Do Sovereign Credit Ratings Influence Regional Stock and Bond Market Interdependencies in Emerging Countries? *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2012, vol. 22, iss. 4, pp. 1070–1089. doi: 10.1016/j.intfin.2012.01.003

16. Bianconi M., Yoshino J.A., Machado de Sousa M.O. BRIC and the U.S. Financial Crisis: An Empirical Investigation of Stock and Bond Markets. *Emerging Markets Review*, 2013, vol. 14, iss. 1, pp. 76–109. doi: 10.1016/j.ememar.2012.11.002

17. Kolluri B., Wahab S., Wahab M. An Examination of Co-Movements of India's Stock and Government Bond Markets. *Journal of Asian Economics*, 2015, vol. 41, pp. 39–56. doi: 10.1016/j.asieco.2015.10.001

18. Saleem K. Time Varying Correlations between Stock and Bond Returns: Empirical Evidence from Russia. *Asian Journal of Finance & Accounting*, 2011, vol. 3, no. 1. doi: 10.5296/ajfa.v3i1.989

19. Engle R. Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2002, vol. 20, iss. 3, pp. 339–350. doi: 10.2307/1392121

20. Hull J. Options, Futures, and Other Derivatives. Upper Saddle River, Prentice Hall, 2012, p. 841.

21. Engle R. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 1982, vol. 50, no. 4, pp. 987–1008. doi: 10.2307/1912773

22. Fedorova E.A., Gilenko E.V. [A comparative analysis of approaches to evaluating calendar anomalies in the stock market]. *Audit i finansovyi analiz = Audit and Financial Analysis,* 2008, no. 5, pp. 184–189. (In Russ.)