

Terra Economicus, 2019, 17(3), 146-168

DOI: 10.23683/2073-6606-2019-17-3-146-168

ГРЕЙНДЖЕРОВСКАЯ ПРИЧИННОСТЬ ДЛЯ МИРОВЫХ БИРЖ: МНОЖЕСТВО РЕШЕНИЙ

Руслан Аркадиевич ГРИГОРЬЕВ,

доктор философии в области экономики (Великобритания),
зам. директора,

НИИ проблем социально-экономического развития,
Казанский инновационный университет им. В.Г. Тимирязова (ИЭУП),
г. Казань, Россия,

e-mail: Ruslan.Grigoryev@yandex.ru

Цитирование: Григорьев, Р. А. (2019). Грейнджеровская причинность для мировых бирж: множество решений // *Terra Economicus*, 17(3), 146–168. DOI: 10.23683/2073-6606-2019-17-3-146-168

Выявление причинности между значениями показателей бирж, распределенных в разных временных зонах, является достаточно типичной задачей финансовой эконометрики. Однако спектр модификаций лаговых переменных говорит о том, что классические модели не в полной мере справляются с корректным учетом причинности, принимая во внимание распределенность моментов записи значений показателей финансовых институтов внутри наблюдения. В этой связи статья, во-первых, представляет собой обобщение наработок исследователей, предлагающих модели с корректировкой несинхронности данных; во-вторых, показывает метод временного сдвига, применение которого может приводить к сдвигу одного из временных рядов и перестройке спецификации уравнений, схожих с модифицированными уравнениями классических исследований; в-третьих, дает теоретическое обобщение множественности вариантов решения классических моделей на примере двух вариантов решения уравнений Грейнджера в условиях смещения одного из временных рядов и ее эмпирической проверки; в-четвертых, дает обобщение механизма появления альтернативных сценариев классических моделей, использующих несинхронные данные, которые сформированы исключительно гринвичской линейкой времени. В целом работа последовательно раскрывает серьезные проблемы применимости классических моделей, теоретически обосновывая наличие спектра альтернативных решений этих моделей и, как следствие, наличие спектра других результатов тестов эконометрических гипотез, подтверждающих иные закономерности, отличные от тех, вердикты которых были выявлены исключительно на несинхронных данных гринвичской линейки времени.

Ключевые слова: нулевой меридиан; предвзятость нулевого меридиана; предвзятость точки отсчета; причинность по Грейнджеру; предшествование; мгновенная причинность; одновременная причинность; экзогенный; авторегрессия; набор данных; временные ряды; несинхронный; квант времени; временная зона

Благодарности: Автор благодарит Б.Е. Бродского за ценные замечания по статье. Отдельно – Г.А. Тарасову и Е.Н. Беляеву за помощь в подготовке материала статьи.

GRANGER CAUSALITY AMONG WORLD STOCK MARKETS: MULTIPLE SOLUTIONS

Ruslan A. GRIGORYEV,

PhD Economics (UK),

Deputy Director,

Scientific and Research Institute of Social and Economic Development,

Kazan Innovative University named after V. G. Timiryasov (IEML),

Kazan, Russia,

e-mail: Ruslan.grigoryev@yandex.ru

Citation: Grigoryev, R. A. (2019). Granger causality among world stock markets: multiple solutions. *Terra Economicus*, 17(3), 146–168. DOI: 10.23683/2073-6606-2019-17-3-146-168

Detection of causality among indicators of various stock markets located in different time zones is a rather typical task in financial econometrics. However, the variety of lag variable modifications shows that the classical models cannot comprehensively and correctly consider the causal effects that take into account the distribution of the moments of financial institutions indicators' value recording time within each observation. In this regard, the article, first, presents a summary of lag variable modifications in models with correction of non-synchronism problem; second, shows that the virtual time shift method induces one of the time series to shift one observation and restructures the equations specification, similar to the non-synchronism corrected models; third, theoretically summarizes the existence of multiple solutions of the classical models by proposing two alternative solutions of Granger's equations under the shift of one of the time series in data set and it's empirical testing; fourth, summarizes the mechanism of occurrence of alternative scenarios of multivariate autoregression model solutions under non-synchronous data formed exclusively by the Greenwich time line. In general, the work consistently reveals the problems of applicability of the classical models theoretically substantiating the existence of the specter of alternative solutions and the existence of the specter of econometric hypotheses proving other regularities, different from those revealed exclusively on the basis of non-synchronous data under the Greenwich time line condition.

Keywords: *prime meridian; prime meridian bias; starting point bias; Granger causality; instantaneous causality; contemporaneous causality; exogenous; autoregression; data set; time series; nonsynchronous; time quantum; time zone*

JEL classifications: C01, C49, C51, C52, C58

Acknowledgements: *The author is grateful to B. E. Brodskiy for remarks and comments. Thanks are due also to G. A. Tarasova and E.N. Belyaeva for assistance in preparing the article for publication.*

1. Введение

Классические авторегрессионные модели с экзогенными лаговыми переменными, например, для теста причинности по Грейнджеру (Granger, 1969; 1988), обеспечивают оценку причинности исключительно для временных рядов, чьи данные записаны одномоментно. Однако их использование для несинхронных временных рядов, моменты которых разнесены внутри наблюдения, всегда было либо сопряжено с корректировкой самих моделей, либо связано с дополнительной подготовкой данных (см. обзор методик ухода от несинхронности данных (Григорьев, Джеффри & Марченко, 2012а)).

Тем не менее исследователи в течение 30 последних лет делают попытки описать проблему и сформулировать подходы к ее решению.

Факт одновременного наличия нескольких спецификаций моделей: 1) классической модели (регрессия, VAR, VECM и т.п.) тестирования в парадигме Грейнджера; 2) модифицированных форм, схожих у множества авторов по принципам модификации лаговых переменных, – указывает на то, что существующие классические уравнения не только не являются достаточными для комплексной оценки причинности между временными рядами, но и могут приводить лишь к односторонней (фрагментированной) оценке. Попытки авторов внести некоторые иные взгляды на процесс тестирования моделей авторегрессионного типа в условиях несинхронности данных, как то: смена перспективы дня для целей модификации уравнений (Furstenberg, Jeon, Mankiw & Shiller, 1989; Grigoryev, 2010); использование одновременной (текущей) причинности (contemporaneous term) для рынков с ранним закрытием (Bessler & Yang, 2003; Dornau, 1999; Furstenberg et al., 1989; Koch & Koch, 1991; Malliaris & Urrutia, 1992); расширение границ понятия одновременной причинности для рынков с поздним закрытием (Geřka & Serwa, 2007; Malliaris & Urrutia, 1992); использование лагов, начиная с лага 2 вместо лага 1, для рынков с поздним закрытием (Grigoryev, 2010; Malliaris & Urrutia, 1992); оценка с учетом дистанций между лаговой и зависимой переменными (Furstenberg et al., 1989; Peiró, Quesada & Jiménez, 1993; 1995); смещение линейки времени, границ дня или нулевого меридиана (Billio & Caporin, 2006; 2010; Grigoryev, 2010); смещение временного ряда в наборе данных (Grigoryev, 2010; Resnick & Shoemsmith, 2017) – являются попыткой переосмыслить механизм взаимодействия несинхронных временных рядов и показать их отличительные особенности относительно синхронных временных рядов. Попыткой показать, что они есть нечто иное и требуют иного подхода в понимании организации процесса тестирования причинности и формировании спецификации уравнений. Но, более того, каждая из указанных работ прямо или косвенно подразумевает роль линейки времени (Григорьев, Джеффри & Марченко, 2012b) и нулевого меридиана (Григорьев, 2018b), квантующего времени на наблюдения.

Коль скоро авторы используют классические модели совместно с их модифицированными формами для более точной оценки причинности между несинхронными временными рядами, следует сформировать некоторое теоретическое обобщение, что в условиях несинхронности данных и при выборе произвольной точки отсчета времени (нулевого меридиана) может существовать множество решений классических моделей с авторегрессионными лаговыми переменными и классического уравнения Грейнджера для теста причинности, в частности. В этой связи следует представить теорему о множественности решений классического уравнения для теста Грейнджера и показать наличие нескольких решений на авторегрессионных моделях с экзогенными лаговыми переменными.

Таким образом, дальнейшее изложение статьи состоит из следующих секций: секция 2 дает пояснение о спецификации уравнений для устранения проблемы несинхронности данных; секция 3 представляет генезис тестируемых гипотез и выявляемых закономерностей; секция 4 представляет теорему о наличии двух решений классического уравнения Грейнджера в условиях несинхронности данных и смещении точки отсчета наблюдений и тестирует ее на моделях; секция 5 – заключение.

2. 0 спецификации моделей для устранения проблемы несинхронных временных рядов

Несинхронные временные ряды – это отдельный класс данных, свойства которого проявляются только при совместном использовании двух и более рядов. Если для синхронных временных рядов запись значения внутри наблюдения происходит одновременно, то в случае с несинхронными временными рядами она происходит не одновременно, и, таким образом, следует говорить, что моменты записи разнесены внутри наблюдения. Однако этот класс также может быть охарактеризован жесткой периодичностью появления моментов записи значения в наблюдениях (квантах линейки времени), что значительно отличает его от класса временных рядов Экнера (Ескнер, 2014), когда моменты записи могут происходить нерегулярно, что приводит к необходимости экстраполяции значений ряда для последующего анализа причинности. Очевидно, несинхронные временные ряды, взятые по отдельности, сохраняют все свойства синхронных (например, проверка на стационарность Д. Дики и В. Фуллера (Dickey & Fuller, 1979) покажет те же результаты), также взятых по отдельности. Очевидно также и то, что наблюдение как ячейка записи в случае несинхронных данных более не воспринимается как момент, а воспринимается как период (Chendroyaregumal, 2008: 2), а «[в базах данных] для каждого значения закрытия есть лишь дата проведения сессии, что создает иллюзию синхронности мировых индексов в указанный день» (Григорьев et al., 2012a: 92). Именно эта иллюзия заставляет некоторых исследователей моделировать несинхронные временные ряды, используя модели, которые изначально предполагалось использовать для синхронных временных рядов.

После становления методологии грейнджеровской причинности (Granger, 1969; 1988) совместно с развитием теории коинтеграции¹: коинтеграций двухшаговым методом К. Грейнджера (Granger, 1986) и репрезентационной теоремы для VAR-моделей (Engle & Granger, 1987; Sims, 1980; Энгл & Грэйнджер, 2015) – стало появляться множество работ по анализу межбиржевых взаимосвязей именно с использованием грейнджеровской парадигмы тестирования. При этом для исследователей стало неважно, где локализована используемая лаговая переменная: в уравнении средней (например, классическая регрессия Грейнджера: *causality-in-mean*) или уравнении дисперсии (*causality-in-variance*) (Bollerslev, 1986; Bollerslev, Engle & Nelson, 1994) обсуждают вопросы корректного выставления лагов для тестирования одновременной причинности в уравнении дисперсии GARCH-модели (Cheung & Ng, 1996: 44), исследователи лишь указывают, что тестирование взаимосвязей (переключений – *spillover*, связей – *linkages*, взаимозависимости – *interdependence*) происходит в грейнджеровском смысле.

Становление данного аппарата исследования финансовых временных рядов позволило открыть большое разнообразие модификаций моделей, часть из которых поспешно была использована на несинхронных данных. И, хотя проблема финансовых временных рядов ввиду их несинхронности исследователями обсуждалась, переход и обобщение наработок для несинхронных временных рядов практически не проводились. По факту ученые признавали и признают, что данные несинхронны, однако многие ученые делают попытки выделить указанный тип рядов как отдельный класс данных в эконометрике и выработать для них некий понятийный аппарат, алгоритмы и подходы в их моделировании. Между тем проблема для финансовых временных рядов уже стоит достаточно остро, хотя реальные выводы о масштабах предвзятости эконометрических оценок, по-видимому, удастся сделать гораздо позже.

¹ В данной статье вопросы коинтеграции не затрагиваются напрямую, но следует говорить, что последняя также подвержена проблеме несинхронности данных (Григорьев, 2019). Вместе с тем следует упомянуть исследования, моделирующие стохастический тренд в условиях несинхронности (Grigoryeva, Ortega & Peresetsky, 2018; Korhonen & Peresetsky, 2013; Peresetsky & Yakubov, 2017; Дурдыев & Пересецкий, 2014).

Стоит упомянуть ряд работ², которые на данный момент являются ключами к пониманию комплексной проблемы несинхронности (non-synchronism problem) и предпосылками к формированию некоего обобщенного видения проблемы несинхронности данных. Обобщение релевантной научной литературы по теме несинхронности дано в табл. 1, мы также постараемся выделить значимость каждого из вкладов исследователей в общее развитие теории оценки взаимосвязей (причинности) для данных несинхронной природы.

Таблица 1

Моделирование одновременной и лага 2 причинности финансов несинхронных временных рядов

Исследования	Уравнение корректировки на несинхронность данных или правило построения спецификации
Моделирование одновременной/текущей причинности – Lag 0	
Дж. Фурстенберг и Джеон (Furstenberg et al., 1989: 134)	<p>Уравнения (3–6) в статье авторов:</p> $\Delta J = \nu_1 g_{-1} + \nu_2 b_{-1} + \nu_3 a_{-1} + j, \quad j = j^* + e_j;$ $\Delta G = \gamma_1 b_{-1} + \gamma_2 a_{-1} + \gamma_3 j + g, \quad g = g^* + e_g;$ $\Delta B = \beta_1 a_{-1} + \beta_2 j + \beta_3 g + b, \quad b = b^* + e_b;$ $\Delta A = \alpha_1 j + \alpha_2 g + \alpha_3 b + a, \quad a = a^* + e_a.$ <p>В системе из четырех уравнений в качестве зависимых переменных используется разность логарифмов бирж Японии, Германии, Великобритании и США, соответственно: ΔJ, ΔG, ΔB, ΔA. Индекс –1 выставляется в зависимости от очередности появления торговых сессий бирж в течение дня, для доходностей индексов соответствующих стран после реакции на новость (переменные j, g, b; a – доходность американского рынка предыдущего дня). Таким образом, отсутствие индекса –1 соответствует индексу 0, что используется для выявления внутрисуточной одновременной причинности, если параметр при переменной оказывается значимым</p>
Коч и Коч (Koch & Koch, 1991: 234, 236)	<p>Уравнение (1) в статье авторов:</p> $r_{1t} = \sum_{i=1}^{M_1} a_{1i} r_{1t-i} + \sum_{i=0}^{M_2} a_{2i} r_{2t-i} + \sum_{i=0}^{M_3} a_{3i} r_{3t-i} + \sum_{i=0}^{M_4} a_{4i} r_{4t-i} + \sum_{i=1}^{M_5+1} a_{5i} r_{5t-i} + \sum_{i=1}^{M_6+1} a_{6i} r_{6t-i} + \sum_{i=1}^{M_7+1} a_{7i} r_{7t-i} + \sum_{i=1}^{M_8+1} a_{8i} r_{8t-i} + u_{1t},$ <p>Уравнение с объясняемой переменной r_{1t}, являющейся доходностью биржи Японии. Уравнение решалось в системе с несколькими другими уравнениями, построенными для других рынков. Уравнение было ответом на модель VAR Ч. Юна и С. Шима (Eun & Shim, 1989), которая игнорировала несинхронность временных рядов. Переменные авторегрессионные лаговые переменных доходностей бирж, имеющих пересечения своих торговых сессий с биржей Японии, могут быть протестированы с $i = 0$ для выявления внутрисуточной одновременной причинности: доходности индексов бирж Австралии (r_{2t-i}), Гонконга (r_{3t-i}), Сингапура (r_{4t-i}), соответственно. Для всех остальных бирж авторы предусматривают тестирование с лага 1 ($i = 1$)</p>

² К сожалению, во многих случаях авторы, говоря о несинхронности финансовых временных рядов, забывают включить хотя бы какое-либо упоминание об этом в ключевые слова своих работ, таким образом, единственно верным способом поиска релевантных статей по многогранной проблеме несинхронности временных рядов является сквозной скрининг по тексту статей с использованием группы ключевых слов, упоминаемых в некоторых работах совместно со словом «stock market»: «**проблема несинхронизма/problem of nonsynchronism**» (Bessler & Yang, 2003: 269; Eun & Shim, 1989: 243; Grigoryev, 2010); «**problem of nonsynchronous data**» (Gjerde & Sættem, 1995: 169); «**daily data non-synchronism/closing time non-synchronism**» (Grigoryev, 2010: 73, 80); «**nonsynchronous trading**» (Baumöhl & Lyócsa, 2014; Olbrys, 2013; Olbrys & Majewska, 2013); «**non-synchronicity problem**» (Martens & Poon, 2001: 1806); «**(return) synchronization**» (Martens & Poon, 2001); «**временная зона/time zone**» (Dornau, 1999), «**prime meridian**», «**time zone**», «**Greenwich meridian/meridian**» (Billio & Caporin, 2006; 2010).

Продолжение табл. 1

Исследования	Уравнение корректировки на несинхронность данных или правило построения спецификации
А. Пеиро и соавторы (Peiró et al., 1993: 13)	Уравнения (1–3) в статье авторов: $T_t = \alpha_T + \beta_{NT}N_{t-1} + \gamma_{FT}F_{t-1} + u_{1t}$ $F_t = \alpha_F + \delta_{TF}T_t + \beta_{NF}N_{t-1} + u_{2t}$ $N_t = \alpha_N + \gamma_{FN}F_t + \delta_{TN}T_t + u_{3t}$ Доходности бирж Японии, Германии и США показаны как T_t , F_t , N_t и выступают в качестве объясняемых переменных в левой части уравнения. В правой части уравнения все переменные доходностей с индексом не $t - 1$ являются тестируемыми на внутридневную одновременную причинность в грейнджеровском смысле
И. Чунг и Л. Нг (Cheung & Ng, 1996: 43)	Уравнения (17) в статье авторов представляют собой GARCH-модель Т. Боллслера (Bollerslev, 1986) с добавлением экзогенной лаговой переменной: $R_t = \phi_0 + u_t + \xi_1 R_t^*$ $h_t = \varphi_0 + \varphi_1 h_{t-1} + \varphi_2 u_{t-1}^2$ где R_t^* доходность биржи Японии используется для тестирования одновременной причинности к бирже США (R_t)
Д. Бесслер и Дж. Янг (Bessler & Yang, 2003: 270)	Предложено правило корректировки индексов переменных для оценки одновременной причинности: «Рынок А не может влиять на рынок Б “одновременно”, если Б закрыт до того, как А открылся (внутри одного календарного дня)» . Правило может нарушать концепцию причинно-следственных связей Юма, в частности причина может влиять на следствие из будущего
Б. Гебка и Д. Серва (Geßka & Serwa, 2007: 208)	Уравнения (1–3) в статье авторов представляют собой GARCH-модель Т. Боллслера (Bollerslev, 1986) с добавлением экзогенной лаговой переменной: $R_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i R_{t-i} + \sum_{i=0}^n \phi_i X_{t-i} + \lambda C_{t-1} + z_t$ $z_t = \varepsilon_t h_t^{1/2}, \quad \varepsilon_t \sim \text{NID}(0, 1),$ $h_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} + \sum_{i=1}^q \delta_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^v \eta_i X_{t-i}^2$ X_t является мерой внешних глобальных шоков в отношении доходностей индексов бирж развивающихся стран. Эти шоки представлены доходностью индекса одного или нескольких развитых рынков и тестируются в контексте одновременной причинности как в уравнении средней (causality-in-mean: X_{t-i}), так и в уравнении дисперсии (causality-in-variance: X_{t-i}^2)
Р.А. Григорьев (Grigoryev, 2010: 120, 121)	Уравнения (25, 26) в диссертации: $\Delta US_{t-1} = \delta_{US,0} + \sum_{j=2}^{k+1} \alpha_{US,j} \Delta US_{t-j} + \sum_{i=1}^k \beta_{US,i} \Delta JP_{t-i} + \varepsilon_{US,t}$ $\Delta US_t = \delta_{US,0} + \sum_{j=1}^k \alpha_{US,j} \Delta US_{t-j} + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{US,i} \Delta JP_{t-i} + \varepsilon_{US,t}$ Уравнение (26) создано виртуальным сдвигом линейки времени GMT, приводящим к сдвигу временного ряда биржи США на одно наблюдение в будущее. Спецификация уравнения была перестроена с учетом данного сдвига и соответствует спецификации тестирования одновременной причинности в работах предшественников. Алгоритм получения данного уравнения также описан в исследовании (Григорьев et al., 2012b: 9). Таким образом, сдвиг одного из несинхронных временных рядов может дать возможность тестировать одновременную причинность от биржи с ранним закрытием в классической модели для теста Грейнджера

Окончание табл. 1

Исследования	Уравнение корректировки на несинхронность данных или правило построения спецификации
Моделирование причинности с лага 2 (виртуального лага 2)	
А. Маллиарис и Дж. Уррутиа (Malliaris & Urrutia, 1992: 357)	Уравнение (2а) в статье авторов: $R_{t+1}^T = \delta_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i R_{t-i}^{NY} + \sum_{j=0}^m \beta_j R_{t-j}^T + \mu_t.$ Наряду с моделированием одновременной причинности впервые был смоделирован виртуальный эффект лага 2 для рынка позднего закрытия: R_{t+1}^T против R_{t-1}^{NY} (виртуальный лаг 2 эффект биржи с поздним закрытием), что соответствует R_t^T против R_{t-2}^{NY} (лаг 2 эффект), при этом лаг 1 эффект рынка с поздним закрытием авторы не тестируют вовсе. Авторы не дают пояснений о предпосылках к построению подобной модели и механизму причинности с лага 2. Других подобных уравнений в исследованиях предшественников, к сожалению, найти не удалось
Б. Гебка и Д. Серва (Gebka & Serwa, 2007: 214):	Важнейшая догадка Б. Гебки и Д. Сервы, являющаяся ключом к пониманию тестирования причинности с лага 2: «...исследователь должен осознавать, что переключение (spillover) с Европы и Америки на Азию с лагом 1 есть одновременная причинность [одновременный эффект], и оно эквивалентно тому, что идет от Азии к Европе с Америкой с лагом 0» . Она делает границы наблюдения виртуальными и устраняет привязку одновременной причинности исключительно к лагу 0. Как было показано в работах предшественников, рынок США в классических моделях при использовании лага 1 тестируется на эффект одновременной причинности, что гораздо чаще подтверждает значимость в эконометрических моделях. Данная мысль, к сожалению, не была развита авторами в дальнейшем, но именно она показывает, что рынок с поздним закрытием пользуется значительными предпочтениями в классических моделях, использующих в качестве первого лага именно лаг 1. Следующим шагом для понимания уравнения 2а (Malliaris & Urrutia, 1992: 357) является развитие этого правила. Если рынок раннего закрытия тестируется с лага 1, то его эквивалентом для рынка позднего закрытия должен стать лаг 2, и именно с него следует начать тестирование (Григорьев et al., 2012b: 9)
Р.А. Григорьев (Grigoryev, 2010: 120, 121)	Уравнение (24) в диссертации: $\Delta J P_t = \delta_{y,0} + \sum_{q=1}^k \alpha_{y,q} \Delta J P_{t-q} + \sum_{z=2}^{k+1} \beta_{y,z} \Delta U S_{t-z} + \varepsilon_{y,t}$ Уравнение создано виртуальным сдвигом линейки времени GMT, приводящим к сдвигу временного ряда биржи США на одно наблюдение в будущее. Спецификация уравнения была перестроена с учетом данного сдвига. Алгоритм получения данного уравнения также описан в исследовании (Григорьев et al., 2012b: 9). Таким образом, сдвиг временного ряда, находящегося ближе к концу наблюдения, может дать возможность тестировать причинность с лага 2 от биржи с поздним закрытием в классической модели для теста Грейнджера
Б. Резник и Г. Шусмит (Resnick & Shoensmith, 2017: 131)	Смоделирован сдвиг временного ряда индекса биржи США на одно значение в будущее. Описан виртуальный эффект оценки причинности с лага 2, идущего от биржи США к биржам других стран

Примечание: для экономии пространства статьи в таблице представлены только пояснения по переменным для тестирования одновременной причинности и причинности с лага 2, для всех остальных переменных уравнения пояснение можно найти в оригинальных работах.

Можно осторожно заявить, что работа Дж. Фурстенберга и Б. Джеона (Furstenberg et al., 1989) была одной из первых, популяризирующих эффекты текущей каузальности, однако авторы не предполагали, насколько комплексный процесс может скрываться за выявленной закономерностью. Проведя моделирование, Дж. Фурстенберг и Б. Джеон делают обобщение в виде специфической закономерности для рынков Британии и США: «Очевидно, что последняя [ΔB] объяснительная переменная, как ожидается, будет самой сильной для ΔA , в то время как “более ранние”, хотя и все более перегружены обработанной ранее информацией, как если бы имел место возврат во времени, будут лишь частично коллинеарны с ней» (Furstenberg et al., 1989: 147). Переменная ΔB – это доходности временного ряда индекса биржи Великобритании, переменная ΔA – доходности биржи США, соответственно. Стоит отметить, что классические модели регрессии и VAR не предусматривают форму тестирования с лага 0, а предложенные Ф. Фурстенбергом и Б. Джеоном уравнения как раз таки и указывают, что рынки, закрывающиеся раньше, имеют право на тестирование одновременной причинности внутри одного дня. Если предположить, что под рынком США в конце дня может быть любой рынок и под рынком Великобритании и ранее закрывающимися рынками может быть любой рынок, то стоит говорить, что обобщение данной конструкции приводит к некоторому правилу, которое впоследствии было оформлено в правило Д. Бесслера и Дж. Янга (Bessler & Yang, 2003).

Таким образом, авторы открыли направление анализа межбиржевых взаимосвязей за счет использования модифицированных спецификаций уравнений, в дальнейшем эти модификации появлялись у авторов: в рамках концепции одновременной причинности – здесь среди многих необходимо выделить работы Т. Коч и П. Коч (Koch & Koch, 1991), П. Бесслера и Дж. Янга (Bessler & Yang, 2003; Dornau, 1999). Модификации уравнений с внутрисуточными причинностями показаны в табл. 1.

Вторая группа работ часто была лишена корректного пояснения причины, почему авторы использовали лаг 2 экзогенной лаговой переменной в качестве начального при анализе грейнджеровской причинности. Следует отметить: А. Маллиариса и Дж. Уррутиа (Malliaris & Urrutia, 1992), которые впервые применили лаг 2; Биллио и Капорале (Billio & Caporin, 2010), предложивших ввести матрицу дистанций в модели DCC-GARCH; Р. Григорьева и Григорьева с соавторами (Grigoryev, 2010; Григорьев et al., 2012a; 2012b), указавших на явное участие дистанции временных интервалов в оценке грейнджеровской причинности, а также ключевую роль линейки времени в предопределении результатов теста причинности по Грейнджеру; Б. Резника и Г. Шусмита (Resnick & Shoesmith, 2017), которые на VAR-моделях показали, что очередность моментов записи внутри наблюдения предопределяет результаты теста причинности по Грейнджеру.

Все упомянутые выше работы указывают на наличие альтернативных оценок причинности по Грейнджеру, значительно отличающихся от классического.

В работе Р. Григорьева (Grigoryev, 2010) показано, что с помощью сдвигов линейки времени может происходить смещение значений одного из временных рядов в соседние наблюдения (было показано на примере временного ряда индекса американской биржи NYSE относительно временного ряда индекса NIKKEU токийской биржи). Таким образом, смещая значения биржи США на одно значение в будущее, два классических уравнения Грейнджера превращаются в два уравнения, при которых: 1) тестируется текущая причинность от биржи Японии (биржи с ранним закрытием) (уравнения 25, 26 – Grigoryev, 2010: 120, 121), что полностью соответствует концепции спецификации Дж. Фурстенберга и Б. Джеона (Furstenberg et al., 1989), а также П. Коча и Т. Коча (Koch & Koch, 1991) и правила Д. Бесслера и Дж. Янга (Bessler & Yang, 2003); 2) тестируется причинность для биржи с поздним закрытием, начиная с лага 2, где подобная схема тестирования полностью соответствует уравнению А. Маллиариса и Дж. Уррутиа (Malliaris & Urrutia, 1992). Таким образом, смещенная линейка (или меридиан

в другой локации) могут создавать новые уравнения, результаты решения которых будут отличаться от решения классического уравнения Грейнджера и тестирования гипотезы не причинности Грейнджера на их основе.

Таким образом, обе группы исследователей, обсуждая разные спецификации уравнений: 1) текущая причинность бирж с ранним закрытием и 2) причинность с лага 2 (виртуального лага 2), по факту анализируют грани одного и того же процесса – это уравнения, созданные смещением линейки времени. Линейка времени, квантуемая континуум на наблюдения, согласно статье (Григорьев, 2018b), может быть выбрана любая. Таким образом, несинхронные временные ряды не могут быть проанализированы в рамках лишь классических уравнений тестирования грейнджевской причинности (созданной исключительно для синхронных временных рядов), где экзогенная переменная тестируется на влияние только с лага 1 (Granger, 1969: 431). И если решение о текущей причинности для бирж с ранним закрытием по факту было продиктовано здравым смыслом и наблюдением за рациональностью трейдеров, то решение о тестировании американского рынка с виртуального лага 2 не является тривиальным и по факту является догадкой А. Маллиариса и Дж. Уррутиа (Malliaris & Urrutia, 1992) и развитием мысли Б. Гебки и Д. Сервы (Gebka & Serwa, 2007): о выходящем за границы дня текущей причинности, к сожалению, не получившем распространения в исследованиях других авторов. Переход от мнения Б. Гебки и Д. Сервы к механизму соответствий индексов лаговых переменных между биржами с ранним и поздним закрытием показан в работе Григорьева (Grigoryev, 2010: 121). А тот факт, что нулевой меридиан является участником процесса тестирования и, более того, его смещения и может приводить к разным результатам решения классических уравнений Грейнджера, и вовсе не обсуждался в работах исследователей до 2010 года, за исключением работ (Billio & Caporin, 2006; 2010), которые даны без пояснений.

Появление механизмов корректировки классических уравнений развивает новые гипотезы классических уравнений для теста Грейнджера, открывая закономерности межбиржевых взаимодействий. Рассмотрим обобщение подобных закономерностей и гипотез в следующем разделе.

3. Эволюция выявленных закономерностей и тестируемые гипотезы

По мере становления базовых уравнений тестирования причинности следует отдельно упомянуть генезис формирования закономерностей и гипотез для финансовых рынков.

Классическая гипотеза эффективного рынка, представленная Ю. Фама (Fama, 1970), изначально разрабатываемая для одного рынка, проходит красной линией в работах по моделированию межбиржевых взаимосвязей. При этом флуктуации индексов бирж разных временных зон объясняются попыткой рынков стабилизировать дисбаланс, создаваемый потоком инноваций новостного фона, влияющего как напрямую, так и опосредованно, через динамику индексов других бирж. В этой связи стоит упомянуть некоторые ранние высказывания отдельных исследователей относительно возможности межбиржевого арбитража, например, Ч. Гудхарт (Goodhart, 1988: 85): *«...практикующие трейдеры обычно следят, особенно при установлении первоначальной цены во время открытия биржи, за тем, какие оценки уже сделаны на зарубежных фондовых рынках. Эта тенденция становится особенно заметной, когда “новости” изначально пришли с другой фондовой биржи или были интерпретированы ею»*. То есть рациональный трейдер руководствуется не только информацией о флуктуациях самого рынка, но и флуктуациях остальных рынков. Таким образом, вопрос о межбиржевых взаимосвязях в значительной степени актуализируется для целей трейдинга, превращаясь в задачу замеров магнитуды и значимости лаговых за-

висимостей (причинности)³ между индексами бирж. На сегодняшний день анализ лаговых переменных во взаимозависимости между индексами оформился в отдельную самостоятельную тему исследования и насчитывает десятки тысяч работ без учета анализа, непосредственно связанного с трейдингом. Если факт наличия причинности установлен и он стабилен во времени, то ученые говорят об устойчивой взаимосвязи лидирования – отставания (lead-lag) между двумя биржами. Таким образом, процесс изучения причинности между рынками состоит в выборе группы рыночных показателей (таких как курс акций, рыночный индекс и т.д.) за определенный период времени с последующим их моделированием попарно или в форме множественной регрессии (multivariate form).

Подтвержденный факт наличия множественных отклонений гипотезы непричинности в направлении других бирж в контексте выявления ведущих бирж воспринимается как паттерн доминирования/лидерства. В некотором смысле каскад тестов причинности по Грейнджеру используется как гипотеза *доминирования* (при подтверждении причинности ко всем остальным рынкам) или *подчиненности* (при подтверждении причинности от всех остальных рынков). Ярким примером использования подобной схемы тестирования является исследование Ч. Юна и С. Шима (Eun & Shim, 1989).

Большинство закономерностей было выявлено в процессе модификации классических моделей для целей моделирования несинхронных временных рядов, так как они более качественно описывают реальность. Под термином «более качественно» здесь понимается наблюдение исследователей за процессом взаимодействия между рынками и поведением самих трейдеров. Первая закономерность применения концепции одновременной причинности, которая не высказывалась авторами в 80-х и 90-х гг. XX в., но которую смело можно вывести из табл. 1, – это гипотеза о том, что *порядок появления бирж имеет прямое значение при тестировании причинности (одновременная/текущая причинность или причинность более высоких лагов)*. И действительно, выстраивая порядок появления переменных в виде корректировки индексов переменных внутри спецификации модели с учетом их появления внутри дня (наблюдения), исследователи начали модифицировать классические модели, обладающие полной симметрией лагов (например, уравнения для теста Грейнджера), так как новые модификации лучше описывают реальность межбиржевых взаимосвязей. И все это происходило и происходит в обязательном соответствии с концепцией причинно-следственных связей, когда причина предшествует следствию.

Кроме того, авторы реабилитировали биржи с ранним закрытием (в частности биржу Японии), так как в классических моделях, где любое тестирование начинается с лага 1, последняя явным образом недооценивается (не наблюдается множественных подтверждений причинности к другим рынкам). Таким образом, исследователи, начав использовать лаг 0 для рынков с ранним закрытием (см. табл. 1), привели модели к лучшему описанию реальности, но также реабилитировали оценку причинности бирж

³ В контексте тестирования причинности между биржевыми показателями наиболее часто встречающимися объектами для моделирования являются именно биржевые индексы. И, хотя методики формирования индексов слабо подвержены изменению с течением времени, они могут отличаться от биржи к бирже. Несмотря на потенциальные различия в подходах к формированию индексов, не следует отвергать принципы кибернетического подхода и концепцию механизма работы черного ящика. В соответствии с кибернетическим подходом каждая биржа является неким черным ящиком, который генерирует сигналы (индексы, представляющие собой временные ряды). Р. Эшби (1961: 89) характеризует черный ящик как генерирующий последовательность значений в двухкомпонентном векторе (значения на входе и значения на выходе). Таким образом, при анализе межбиржевых взаимосвязей подразумевается, что значениями на входе анализируемой биржи будут значения на выходе другой биржи. Следует говорить о «линейной входа-выхода модели черного ящика» (“Linear Input-output Black-box models”) (Keesman, 2011: 113–115; Ljung, 2001: 142), называемой ARX-моделью в трактовке Л. Льюнга: 1) прошлые значения другой биржи – экзогенные лаговые переменные с лагом 1 и выше – есть классическая грейнджеровская причинность (Granger, 1969: 431); 2) текущие значения другой биржи – экзогенные лаговые переменные с лагом 0 – есть классическая мгновенная (instantaneous) причинность по Грейнджеру (Granger, 1969: 429). Если данные несинхронны, то мгновенную причинность Грейнджера называют одновременной причинностью (contemporaneous causality); 3) предыдущие значения самой биржи – в эконометрическом смысле это авторегрессия.

с ранним закрытием, которые стали отклонять гипотезу непричинности Грейнджера значительно чаще. Что должно было быть высказано авторами, но высказано не было: *множественная причинность, наблюдаемая от рынков США и европейских стран (Великобритании и США), является не только прерогативой исключительных финансовых позиций отдельных рынков или их роли как основных генераторов инноваций (финансовых новостей) в мире, но и фактором удачной локализации торговой сессии биржи внутри наблюдения – ближе к концу дня. Важным в этой связи является совершенствование высказывания Дж. Фурстенберга и Б. Джеона (Furstenberg et al., 1989) с учетом замечания Б. Гебки и Д. Сервы (Geřbka & Serwa, 2007) относительно нового видения границ понятия одновременной причинности:*

«Очевидно, что последняя [ΔB – доходность биржи Великобритании] объясняющая переменная, как ожидается, будет самой сильной для ΔA [доходность биржи США], в то время как “более ранние”, хотя и все более перегружены обработанной ранее информацией, как если бы имел место возврат во времени, будут лишь частично коллинеарны⁴ с ней» (Furstenberg et al., 1989: 147).

«...исследователь должен осознавать, что переключение (spillover) с Европы и Америки на Азию с лагом 1 есть одновременная причинность [одновременный эффект], и оно эквивалентно тому, что идет от Азии к Европе с Америкой с лагом 0» (Geřbka & Serwa, 2007: 214).



Развитие закономерности Фурстенберга – Джеона с учетом высказывания Б. Гебки и Д. Сервы получаем: *«...рынок, открывающийся раньше, коллинеарен рынку, закрывающемуся позже всех в предыдущий день, и лишь частично коллинеарен тем, что закрывались ранее в предыдущий день».*

Данная последовательность высказываний с легкостью становится гипотезой для тестирования причинности в грейнджеровской парадигме. Предположение, которое можно сделать относительно рынка позднего закрытия, состоит в следующем: *рынок позднего закрытия в классической модели Грейнджера имеет множественные подтвержденные эффекты причинности (доминирование) лишь потому, что он пользуется расположением в конце планетарного дня (наблюдения; кванта времени), т.е. всего-навсего пользуется преимуществом одновременной причинности, которое, согласно Б. Гебке и Д. Серве (Geřbka & Serwa, 2007), более не привязано к рамкам наблюдения. Предположительно любой рынок, поставленный в конец дня в классическом уравнении для теста Грейнджера, будет иметь множественную подтвержденную причинность к другим рынкам, т.е. иметь доминирование над другими рынками следующего дня (Григорьев et al., 2012a: 101, 102).*

В развитие этой закономерности применительно к доминирующей позиции биржи США был оформлен следующий вопрос исследования: *«Как будет меняться причинность по Грейнджеру у индекса с поздним закрытием, если этот индекс поставить в условие индекса с ранним закрытием? Если предположить, что рынок США расположен в конце рабочего дня, то он будет находиться под воздействием фактора позднего закрытия и пользоваться при этом, как показано в (Григорьев et al., 2012a), полным доминированием (в классической форме причинности по Грейнджеру) над всеми другими участвующими индексами. Если при изменении фактора позднего закрытия на фактор раннего закрытия [осуществляется виртуальным сдвигом линейки времени GMT] рынок США не будет опровергать гипотезу причинности по Грейнджеру в направлении большинства индексов, то можно будет утверждать, что смена факторов имеет предопределяющее влияние на тестирование причинности...*

⁴ Здесь вместо слова *коллинеарны* можно поставить слово *коррелированы*, так как автор, кроме обычных регрессионных моделей, показывает факт одновременного предшествования, в том числе на результатах кросс-корреляций (Furstenberg et al., 1989: 148).

Ситуация, когда рынок США становится рынком раннего закрытия, может быть смоделирована, если произвести “виртуальный сдвиг” стандартной линейки GMT. Считается, что сдвиг GMT-линейки назад на определенное количество часов может изменить местоположение закрытия индекса относительно границ дня и, как следствие, поставить индекс с поздним закрытием в положение индекса с ранним закрытием, и наоборот» (Григорьев et al., 2012b: 4). Проверка гипотезы подтвердила, что биржа США, поставленная в условия биржи раннего закрытия, не может отклонить гипотезу причинности к другим рынкам (не влияет на другие рынки в грейндже-ровском смысле) (Григорьев et al., 2012b). Стабильность выявленной закономерности была подтверждена дополнительно методомдвигающегося окна на множестве выборок временных рядов разного размера (Григорьев, 2018с).

Примечательно, что тестирование происходило за счет использования метода виртуального сдвига линейки времени, который отражается на наборе данных как сдвиг одного из временных рядов в будущее на одно значение⁵ (Григорьев et al., 2012b: 8). Именно указанный сдвиг создает непреодолимые условия для биржи США отклонить гипотезу непричинности к другим рынкам, именно этот сдвиг создает столь редкий у исследователей виртуальный лаг 2 эффект (Grigoryev, 2010; Malliaris & Urrutia, 1992; Resnick & Shoesmith, 2017), уравнивающий биржу США с биржами раннего закрытия классических моделей за счет сокращения различия в интервалах между лаговыми переменными и объясняемой переменной. Данный эффект частично устраняет диспаритет дистанций между лаговыми переменными (Япония лаг 1 к США – 39 часов примерно соответствует США лаг 2 к Японии – 33 часа). Условно данная задача составляет гипотезу о мнимом доминировании⁶ (Григорьев et al., 2012b), реплицированную в дальнейшем в работе Б. Резника и Г. Шусмита (Resnick & Shoesmith, 2017), где по тексту авторы высказывают следующее: «...только кажется, что США управляют другими фондовыми рынками по всему миру...». Таким образом, ее также можно назвать «кажущимся лидерством»⁷.

Используя метод временного сдвига (иницирующий смещение одного и временных рядов) для тестирования гипотезы о мнимом доминировании, постараемся проиллюстрировать в теоретической форме факт множественности решений и результатов теста Грейнджера в ответ на смещение одного из временных рядов.

4. Теорема о наличии двух решений классического уравнения Грейнджера в условиях несинхронности данных и смещении точки отсчета наблюдений

Как было показано выше, точка отсчета (нулевой меридиан в случае дневных данных) может быть выбрана любая, а это, в свою очередь, означает, что для некоторых временных рядов момент записи значения может переходить в соседние наблюдения и это будет приводить к смещению несинхронных временных рядов друг относительно друга.

В этой связи на примере регрессий для теста причинности по Грейнджеру теоретически покажем в общем виде, что смещения наблюдений, вызванные смещением точки

⁵ Допускается использование в классической модели авторегрессионного типа с экзогенными лаговыми переменными набора данных со сдвигом одного из временных рядов либо использование оригинального набора данных без сдвига, но с модифицированной спецификацией уравнения, например, показанные в табл. 1 уравнения были решены без сдвига данных.

⁶ В этой связи постулирование глобального доминирования рынка США на основе множественного отклонения гипотезы непричинности Грейнджера, проведенное Ч. Юном и С. Шимом (Eun & Shim, 1989), может считаться, мягко говоря, опрометчивым. Заявленная закономерность нейтрализуется тем фактом, что модель VAR (VECM), которую они использовали на несинхронных данных, не может корректно отобразить взаимосвязи несинхронных временных рядов (подробнее о проблеме модели в (Григорьев, 2019)).

⁷ В статье Б. Резника и Г. Шусмита используется термин «ценовое лидерство» – *price leadership* (Resnick & Shoesmith, 2017: 131), подразумевающий, что динамика значения индекса биржи США влияет на динамику индексов остальных бирж мира. И далее авторы заключают: «... есть основание сделать вывод, что [исследователям] только кажется, что США управляют другими фондовыми рынками по всему миру, тогда как оценочные модели просто отражают несинхронную отчетность [внутридневных] данных» (Resnick & Shoesmith, 2017: 132). В этой связи можно осторожно назвать этот процесс «кажущимся лидерством». Процесс тестирования в работе исследователей соответствует гипотезе, методы подготовки данных и выявленных закономерностей могут быть найдены в работе (Григорьев, 2018а; 2018d).

отсчета, могут приводить к альтернативным результатам решения и, как следствие, другому вердикту теста Грейнджера (показано эмпирически (Resnick & Shoemith, 2017; Григорьев et al., 2012b)).

Теорема 1. Классическая модель Грейнджера для несинхронных временных рядов приводит к альтернативным результатам.

Пусть, однако, в паре объектов несинхронность времени проявляется сдвигом шкалы несинхронного времени относительно линейки времени на γ тактов (наблюдений), который не приводит к изменению порядка появления индексов по времени. Тогда теорема Грейнджера сохраняет свою справедливость.

Доказательство

Пусть рассматривается классическая модель Грейнджера для несинхронных временных рядов (рынки Японии и США): $t = 0, 1, \dots, \tau = -\gamma, -\gamma + 1, \dots$

$$\Delta JP_t = \delta_{JP,0} + \sum_{q=1}^k \alpha_{JP,q} \Delta JP_{t-q} + \sum_{z=1}^k \beta_{JP,z} \Delta US_{\tau-z} + \varepsilon_{JP,t} \quad (1)$$

$$\Delta US_t = \delta_{US,0} + \sum_{j=1}^k \alpha_{US,j} \Delta US_{\tau-j} + \sum_{i=1}^k \beta_{US,i} \Delta JP_{t-i} + \varepsilon_{US,t}, \quad (2)^8$$

Допустим, что $\tau = t - \gamma$. Тогда непосредственно видно, что в общем случае гипотеза $H_0: \{\beta_{JP,z} = 0, z = 1, 2, \dots, k\}$ может нарушаться для несинхронных временных рядов. Пусть, однако, сдвиг на γ тактов (наблюдений) относительно линейки времени не приводит к изменению порядка индексов. Тогда введем обозначение $\Delta US(\gamma) = \Delta US'(0)$ и получим, что ряды $\Delta US'_t$ и ΔJP_t являются синхронными.

Использование теоремы для объектов, генерирующих временные ряды не одновременно, гарантирует наличие альтернативных решений уравнений и вердиктов теста Грейнджера, обусловленных несинхронностью данных без каких-либо допущений, а значит, подтверждает, что локация точки отсчета через нарезку наблюдений участвует в результатах решения уравнений и моделей для теста Грейнджера в качестве одного из факторов.

Выбор точки отсчета, осуществленного отдельным исследователем для целей анализа несинхронных временных рядов в часовых, минутных или секундных квантах или группой дипломатических лиц на Международной меридианной конференции для кванта продолжительностью в универсальный день, является предопределяющим фактором для решений классических эконометрических моделей с авторегрессионными компонентами и тестов на их основе. Выбор какой-то одной точки отсчета времени (какого-то одного нулевого меридиана) для целей тестирования гипотезы непричинности в условиях несинхронности данных при одновременном игнорировании других вариантов размещения точки отсчета приводит к односторонним (фрагментированным) результатам, не анализирующим весь спектр грейнджеровской причинности комплексно. В этом смысле стоит утверждать о наличии проблемы предвзятости выбора точки отсчета в общем виде и предвзятости нулевого меридиана в частном случае (проблема упоминалась также в (Григорьев, 2018b)).

Проверим теорему эмпирически на несинхронных временных рядах, индексах бирж, записанных неодновременно. Воспользуемся временными рядами значений биржевых индексов фондовых рынков России и США на момент закрытия: российский RTS Index (RU), американский NYSE Composite (US) – в период с 02.01.2006 по 30.12.2016 (при смещении 02.01.2017) общим числом наблюдений⁹, равным 2869. Оба

⁸ Где ΔJP и ΔUS есть доходности индекса Японии и США, $\delta_{JP,0}$ и $\delta_{US,0}$ – константы уравнений, $\alpha_{JP,q}$, $\beta_{JP,z}$ и $\alpha_{US,j}$, $\beta_{US,i}$ – параметры уравнений, $\varepsilon_{JP,t}$ и $\varepsilon_{US,t}$ – случайные ошибки, независимые между собой, имеющие нормальное распределение, нулевое математическое ожидание.

⁹ Значения индексов на момент закрытия торговых сессий были получены из базы данных DataStream от компании Thomson Reuters. Все временные ряды переведены в доллары США с использованием спотового обменного курса Reuters того же дня (также получены с DataStream).

временных ряда являются нестационарными, интегрированными¹⁰ с порядком 1, их логарифмические разности интегрированы с порядком 0. Стационарность первых логарифмических разностей дает возможность использовать данные временные ряды в уравнениях регрессии для теста Грейнджера. Представим классические уравнения для теста Грейнджера, решенные для оригинального набора данных (I, IV) и для смещенного набора данных (II, V). Но, кроме этого, решим модифицированные уравнения: (III) по правилу Д. Бесслера и Дж. Янга (Bessler & Yang, 2003: 270), но ужесточив правило с учетом того, что момент закрытия биржи России наступает раньше, чем момент закрытия биржи США, создавая невозможность применения лага 0 для переменной США; (VI, VII), моделируя виртуальный и прямой лаг 2 по схеме А. Маллиариса и Дж. Уррутиа (Malliaris & Urrutia, 1992: 357) и Р.А. Григорьева (Grigoryev, 2010: 120, 121; Григорьев et al., 2012b: 9), соответственно.

Таким образом:

1) если результаты решения уравнений будут отличаться между уравнениями (I и II) и (IV и V), то следует говорить о том, что смещения одного временного ряда¹¹ в наборе данных могут предлагать альтернативные решения классических моделей. Но, кроме этого, другие решения моделей могут приводить и к другим вердиктам гипотез, которые можно будет отследить в различиях результатов тестирования гипотез;

2) если результаты уравнений (II) и (III) будут одинаковыми и результаты гипотез будут идентичными, а также если результаты уравнений (V) и (VI и VII) будут идентичными, то это будет означать, что все модифицированные уравнения классических авторов, обсуждаемые в табл. 1, так или иначе могут быть сформированы с помощью метода временного сдвига (Grigoryev, 2010; Григорьев et al., 2012b), приводящего к смещению значений одного из временных рядов в соседнее наблюдение¹², подтверждая, что классические авторы, создавая отдельные модифицированные уравнения, оперировали гранями одного и того же явления – возможностью размещения меридиана в других локациях.

Результаты решения уравнения и теста гипотезы непричинности Грейнджера (табл. 2) убедительно показывают, что смещение временного ряда США дает альтернативные варианты решения классических моделей: результаты решения I отличаются от результатов решения II, хотя модель идентичная, и результаты решения IV отличаются от результатов решения V, хотя модель не изменялась.

Важным следствием данного решения являются результаты теста гипотезы непричинности Грейнджера, проведенного с помощью оценки значимости переменной по *p*-value. Как можно видеть, результаты гипотез меняются на противоположные. Таким образом, линейка времени, а именно точка отсчета наблюдений, является непосредственным участником расчетов моделей через данные, которые подставляются в модель. В несмещенной модели биржа США отклоняет гипотезу непричинности к бирже России, Россия не может отклонить гипотезу непричинности Грейнджера к США. К слову, при множественной подтвержденной причинности этого было бы достаточно для постулирования доминирования США по схеме Ч. Июна и С. Шима (Eun & Shim, 1989), однако в модели, решенной на основе смещенных данных, биржа России отклоняет гипотезу непричинности к бирже США, а США не отклоняет ее к бирже России, тогда, согласно схеме Ч. Июна и С. Шима (Eun & Shim, 1989), биржа России становится доминирующей по отношению к бирже США. Парадокс состоит в том, что выбор «отклонить» или «не отклонять» (вердикт гипотезы непричинности Грейнджера) находится в зависимости от выбранной линейки времени, т.е. от субъективного выбора внешнего наблюдателя, который и определяет, где поставить точку отсчета времени (под внешним наблюдателем может быть сам исследователь или группа лиц на Международной меридианной конференции 1884 г.).

¹⁰ Результаты теста Д. Дики и В. Фуллера (Dickey & Fuller, 1979) не приводятся для экономии места.

¹¹ Для моделей с числом участвующих временных рядов большим, чем два, сдвигу могут подвергаться несколько временных рядов одновременно.

¹² Направление смещения зависит от того, где сторонний наблюдатель (исследователь) поставит точку отсчета времени.

Таблица 2
Эмпирическая проверка гипотезы непричинности Грейнджера для классических уравнений в условиях стандартных данных и со смещением и модифицированных уравнений в работах классических авторов на примере бирж России и США

№	Исследования	Набор данных	Уравнение корректировки на несинхронность данных или правило построения спецификации	Решение уравнения и результаты теста гипотезы непричинности Грейнджера	Вердикт
I. Рынок раннего закрытия влияет на рынок позднего закрытия					
I.	Классическое уравнение Грейнджера	Оригинальный	$\Delta US_t = \delta_{US,0} + \sum_{j=1}^k \alpha_{US,j} \Delta US_{t-j} + \sum_{i=1}^k \beta_{US,i} \Delta RU_{t-i} + \varepsilon_{US,t}$ $H_0: \beta_{US,i} = 0; i = 1, \dots, k.$	$\Delta US_t = 0,001 - 0,101 * \Delta US_{t-1} + 0,021 * \Delta RU_{t-1} + \varepsilon_{US,t}$ <p>(0,058) (0,001) (0,088)</p> <p>Гипотеза RU \neq US отклонена при 10% уровня значимости (при коррекции В. Ньюи и К. Веста гипотеза не отклоняется)</p>	Смещенный набор данных в классическом уравнении (II) Дает решение, отличное от уравнения (I)
		Смещенный¹³			
I.I. Модифицированное уравнение одновременной/текущей причинности – Lag 0					
III.	Уравнение с модифицированными переменными по правилу Д, Бесслера и Дж. Янга (2003). См. Григорьев Р.А. (Grigoriev, 2010: 120, 121)	Оригинальный	$\Delta US_t = \delta_{US,0} + \sum_{j=1}^k \alpha_{US,j} \Delta US_{t-j} + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{US,i} \Delta RU_{t-i} + \varepsilon_{US,t}$ $H_0: \beta_{US,i} = 0; i = 0, \dots, k - 1.$	$\Delta US_t = 0,001 - 0,221 * \Delta US_{t-1} + 0,274 * \Delta RU_t + \varepsilon_{US,t}$ <p>(0,498) (0,001) (0,001)</p> <p>Гипотеза RU \neq US отклонена при 1% уровня значимости</p>	Результаты решения уравнения (III) соответствуют результатам уравнения (II)
		Оригинальный			

¹³ Значения индекса биржи позднего закрытия (США) смещаются в будущее в соседнее наблюдение, согласно методике виртуального сдвига (см. Григорьев, 2012).

Окончание табл. 2

№	Исследования	Набор данных	Уравнение корректировки на несинхронность данных или правило построения спецификации	Решение уравнения и результаты теста гипотезы непричинности Грейнджера	Вердикт
2. Индекс биржи позднего закрытия тестируется в направлении биржи раннего закрытия					
IV.	Классическое уравнение Грейнджера	Оригинальный	$\Delta RU_t = \delta_{RU,0} + \sum_{q=1}^k \alpha_{RU,q} \Delta RU_{t-q} + \sum_{z=1}^k \beta_{RU,z} \Delta US_{t-z} + \varepsilon_{RU,t}$ H ₀ : $\beta_{RU,z} = 0; z = 1, \dots, k.$	$\Delta RU_t = -0,001 - 0,01 * \Delta RU_{t-1} + 0,496 * \Delta US_{t-1} + \varepsilon_{RU,t}$ (0,893) (0,629) (0,001) Гипотеза US \neq RU отклонена при 1% уровня значимости	Смещенный набор данных в классическом уравнении (V) дает решение, отличное от уравнения (IV)
		Смещенный		$\Delta RU_t = 0,001 + 0,106 * \Delta RU_{t-1} + 0,01 * \Delta US_{t-1} + \varepsilon_{RU,t}$ (0,988) (0,001) (0,751) Гипотеза US \neq RU не отклоняется (при коррекции В. Ньюби и К. Веста гипотеза также не отклоняется)	
2.1. Модифицированное уравнение причинности с лага 2 (виртуального лага 2)					
VI.	Уравнение с модифицированными переменными по схеме А. Маллиариса и Дж. Уррутия (Malliaris & Urrutia, 1992: 357)	Оригинальный	$\Delta RU_{t+1} = \delta_{RU,0} + \sum_{q=0}^{k-1} \alpha_{RU,q} \Delta RU_{t-q} + \sum_{z=1}^k \beta_{RU,z} \Delta US_{t-z} + \varepsilon_{RU,t}$ H ₀ : $\beta_{RU,z} = 0; z = 1, \dots, k.$	$\Delta RU_{t+1} = 0,001 + 0,106 * \Delta RU_t + 0,01 * \Delta US_{t-1} + \varepsilon_{RU,t}$ (0,988) (0,001) (0,751) Гипотеза US \neq RU не отклоняется (при коррекции В. Ньюби и К. Веста гипотеза также не отклоняется)	Результаты решения уравнений (VI) и (VII) соответствуют результатам уравнения (V)
		Оригинальный	$\Delta RU_t = \delta_{RU,0} + \sum_{q=1}^k \alpha_{RU,q} \Delta RU_{t-q} + \sum_{z=2}^{k+1} \beta_{RU,z} \Delta US_{t-z} + \varepsilon_{RU,t}$ H ₀ : $\beta_{RU,z} = 0; z = 2, \dots, k + 1.$	$\Delta RU_t = 0,001 + 0,106 * \Delta RU_{t-1} + 0,01 * \Delta US_{t-2} + \varepsilon_{RU,t}$ (0,988) (0,001) (0,751) Гипотеза US \neq RU не отклоняется (при коррекции В. Ньюби и К. Веста гипотеза также не отклоняется)	

Примечание: определение числа лагов производилось посредством минимизации критерия Г. Шварца (Schwarz, 1978; Магнус, Катъшев, & Пересецкий, 2004) для $k = 3$. Уравнения без коррекции на гетероскедастичность и серийную корреляцию в остатках. Варианты решения уравнений с помощью метода В. Ньюби и К. Веста (Newey & West, 1987; Магнус et al., 2004) с матрицей ковариации, устойчивой к гетероскедастичности и автокорреляции, не показали значительных отклонений в результатах значимости лаговых переменных. В скобках даны значения вероятности (p-value).

Дополнительным результатом являются решения модифицированных уравнений по методу Д. Бесслера и Дж. Янга (результаты решения III соответствуют результатам решения II) и исследований А. Маллиариса и Дж. Уррутиа (Malliaris & Urrutia, 1992) (результат VI соответствует V) и исследования Р. Григорьева (Grigoryev, 2010; Григорьев et al., 2012b) (результат VII соответствует V). Таким образом, классические авторы изначально пытались уйти от проблемы несинхронности, изменяя классические уравнения Грейнджера. Каждое из этих уравнений может быть выведено путем смещения одного из временных рядов. В этой связи следует говорить, что авторы оперировали гранями одного и того же комплексного явления, а именно эффектами размещения нулевого меридиана (точки отсчета) в других локациях, но, к сожалению, не смогли корректно обобщить данный процесс в 1990 и 2000-х гг.

5. Заключение

Целью данного исследования является обобщение наработок исследователей в области несинхронности временных рядов. Данное исследование, во-первых, обобщает наработки классических исследований, моделирующих несинхронные временные данные, показывая разнообразие уравнений с моделированием одновременной причинности и причинности, начиная с лага 2; работа показывает, что оба типа модификаций уравнения могут быть получены с помощью метода временного сдвига, смещающего один из временных рядов относительно других участвующих; во-вторых, показывая эволюцию моделей и выявляемых гипотез, подводит к одной из ключевых гипотез несинхронных временных рядов, – это участие линейки времени в результатах решения уравнений в условиях несинхронности данных; в-третьих, дает схематичное обобщение эффекта смещения временного ряда в условиях временного сдвига точки отсчета времени, демонстрируя, что квантом времени может выступать не только универсальный день; в-четвертых, предлагает теоретическое обоснование наличия двух решений каждого из уравнений Грейнджера (Granger, 1969: 431) в условиях несинхронности на примере гипотезы непричинности по Грейнджеру; очевидно, что рост числа несинхронных временных рядов в модели, каждый из которых имеет свой уникальный момент записи внутри наблюдения, будет приводить к росту числа решений при переборе вариантов локаций точек отсчета времени, создающих новые комбинации наборов данных для моделирования.

Субъективизм выбора нулевого меридиана, как субъективный выбор, осуществленный индивидом или группой индивидов, непременно рождает вопросы об относительности закономерностей, выявляемых исключительно на классических моделях с использованием несинхронных данных, которые сформированы одной точкой отсчета, при одновременном игнорировании моделей на альтернативных наборах данных, созданных альтернативными точками отсчета времени.

Эконометрика несинхронных временных рядов пока пребывает в жесткой привязке к гринвичскому времени, а модели несинхронных временных рядов для менее продолжительных квантов времени не рассматривают никаких альтернативных виртуальных вариантов точек отсчета времени. Однако сложение: 1) опыта и эмпирического контекста прошлых лет в виде множества модифицированных моделей, лучше описывающих окружающую нас реальность; 2) исторического контекста: субъективизма выбора нулевого меридиана из множества альтернативных; 3) теоретического контекста эконометрики, его эмпирической проверки – может родить достаточно парадоксальные идеи о множестве альтернативных сценариев развития финансовой эконометрики как дисциплины. Так, закономерности, которые были выявлены без принятия во внимание несинхронности временных рядов, исключительно в гринвичской линейке времени, могут не быть подтверждены в условиях других линеек времени, созданных точками отсчета других локаций. Абстрагируясь от линейки дневной частотности, также следует говорить и о линейках с меньшими квантами времени: ча-

совыми, минутными, секундными и т.п. Стоит подчеркнуть, что выбор точки отсчета линейки времени, осуществленного отдельным исследователем для целей анализа несинхронных временных рядов в часовых, минутных или секундных квантах или группой дипломатических лиц на Международной меридианной конференции для кванта продолжительностью в универсальный день, является предопределяющим фактором для решений классических эконометрических моделей с авторегрессионными компонентами и тестов на их основе.

В этой связи, исследователю перед началом моделирования стоит удостовериться, являются ли временные ряды, входящие в набор данных, записанными в разные моменты внутри продолжительности наблюдения. Если это так, то вариантами проверки гипотезы непричинности могут быть множества решений, которые следует также проверить для выстраивания полной картины оценки причинности, а не только лишь ее гринвичского фрагмента.

ЛИТЕРАТУРА

- Григорьев, Р. А. (2018а). Несинхронность временных рядов – основная причина лидерства бирж США в классических эконометрических моделях // *Актуальные проблемы экономики и права*, 12(2), 241–255.
- Григорьев, Р. А. (2018b). Нулевой меридиан: последствия для моделирования финансовых несинхронных временных рядов // *Terra Economicus*, 16(3), 16–34.
- Григорьев, Р. А. (2018с). Оценка стабильности отклонения гипотезы в методе движущегося окна с заданными размерами // *Управление финансовыми рисками*, 55(3), 202–216.
- Григорьев, Р. А. (2018d). Репликация исследования Григорьева в статье Б. Резника и Г. Шусмита: идентичность в гипотезе, методе подготовки данных, результатах. Препринт # WP/2018/326. М.: ЦЭМИ РАН.
- Григорьев, Р. А. (2019). Одновременные эффекты несинхронных временных рядов: проблемы VAR-модели // *Экономика и математические методы*, 55(2), 141–152.
- Григорьев, Р. А., Джеффри, Ш., & Марченко, Г. Н. (2012а). Несинхронность дневных данных в анализе межрыночных взаимосвязей (на примере БРИК и развитых стран) // *Прикладная эконометрика*, 26(2), 92–112.
- Григорьев, Р. А., Джеффри, Ш., & Марченко, Г. Н. (2012b). Роль линейки времени при тестировании причинности по Гранжеру в условиях несинхронности дневных данных // *Прикладная эконометрика*, 27(3), 3–19.
- Дурдыев, Р. И., & Пересецкий, А. А. (2014). Автокорреляция в глобальном стохастическом тренде // *Прикладная эконометрика*, 35(3), 39–58.
- Лебедев, С. А. (2004). *Философия науки: Словарь основных терминов*. М.: Академический Проект.
- Магнус, Я. Р., Катъшев, П. К., & Пересецкий, А. А. (2004). *Эконометрика. Начальный курс*. М.: Дело.
- Энгл, Р. Ф., & Грэнджер, К. У. Д. (2015). Коинтеграция и коррекция ошибок: представление, оценивание и тестирование // *Прикладная эконометрика*, 39(3), 106–135.
- Ashby, W. R. (1961). *An introduction to cybernetics*. Chapman & Hall Ltd.
- Baumöhl, E., & Lyócsa, Š. (2014). Volatility and dynamic conditional correlations of worldwide emerging and frontier markets // *Economic Modelling*, 38, 175–183.
- Bessler, D. A., & Yang, J. (2003). The structure of interdependence in international stock markets // *Journal of international money and finance*, 22(2), 261–287. DOI: 10.1016/S0261-5606(02)00076-1.

- Billio, M., & Caporin, M. (2006). *Market linkages, variance spillovers and correlation stability: empirical evidence of financial contagion*. Working paper 06.02. GRETA Associati.
- Billio, M., & Caporin, M. (2010). Market linkages, variance spillovers, and correlation stability: Empirical evidence of financial contagion // *Computational statistics & data analysis*, 54(11), 2443–2458.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity // *Journal of econometrics*, 31(3), 307–327. DOI: 10.1016/0304-4076(86)90063-1.
- Bollerslev, T., Engle, R. F., & Nelson, D. B. (1994). ARCH models // *Handbook of econometrics*, 4, 2959–3038.
- Chendroyaperumal, C. (2008). Hicks' contemporaneous causality in economics: An evaluation. *SSRN Library*.
- Cheung, Y.-W., & Ng, L. K. (1996). A causality-in-variance test and its application to financial market prices // *Journal of econometrics*, 72(1-2), 33–48. DOI:10.1016/0304-4076(94)01714-x.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root // *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431.
- Dornau, R. (1999). Shock around the clock – on the causal relations between international stock markets, the strength of causality and the intensity of shock transmission: an econometric analysis // *Intelligent Systems in Accounting, Finance & Management*, 8(4), 253–270.
- Eckner, A. (2014). *A framework for the analysis of unevenly spaced time series data*. Preprint. (http://www.eckner.com/papers/unevenly_spaced_time_series_analysis.pdf).
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing // *Econometrica*, 55(2), 251–276.
- Eun, C. S., & Shim, S. (1989). International transmission of stock market movements // *Journal of financial and quantitative Analysis*, 24(02), 241–256.
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work // *The Journal of Finance*, 25(2), 383–417.
- Furstenberg, G. M., Jeon, B. N., Mankiw, N. G., & Shiller, R. J. (1989). International stock price movements: links and messages // *Brookings papers on economic activity*, (1), 125–179.
- Gębka, B., & Serwa, D. (2007). Intra- and inter-regional spillovers between emerging capital markets around the world // *Research in International Business and Finance*, 21(2), 203–221. DOI: 10.1016/j.ribaf.2006.03.005.
- Gjerde, Ø., & Sættem, F. (1995). Linkages among European and world stock markets // *The European Journal of Finance*, 1(2), 165–179.
- Goodhart, C. (1988). *The international transmission of asset price volatility*. Symposium on Financial Market Volatility sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole, Wyoming, August 1988, 41 p.
- Granger, C. J. (1986). Developments in the study of cointegrated economic variables // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48(3), 213–228.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods // *Econometrica*, 37(3), 424–438.
- Granger, C. W. J. (1988). Some recent development in a concept of causality // *Journal of econometrics*, 39(1-2), 199–211. DOI:10.1016/0304-4076(88)90045-0.
- Grigoryev, R. A. (2010). *The interdependence between stock markets of BRIC and developed countries and the impact of oil prices on this interdependence*. PhD thesis, University of Portsmouth.

- Grigoryeva, L., Ortega, J.-P., & Peresetsky, A. (2018). Volatility forecasting using global stochastic financial trends extracted from non-synchronous data // *Econometrics and Statistics*, 5, 67–82.
- International conference held at Washington for the purpose of fixing a Prime Meridian and a Universal Day, October, 1884: Protocols and Proceedings* (1884). (<http://www.gutenberg.org/files/17759/17759-h/17759-h.htm>).
- Keesman, K. J. (2011). *System identification: an introduction*. Springer Science & Business Media, 351 p.
- Koch, P. D., & Koch, T. W. (1991). Evolution in dynamic linkages across daily national stock indexes // *Journal of international money and finance*, 10(2), 231–251.
- Korhonen, I., & Peresetsky, A. (2013). Extracting global stochastic trend from non-synchronous data // *SSRN Electronic Journal*. DOI: 10.2139/ssrn.2289790.
- Ljung, L. (2001). *Black-box models from input-output measurements*. Paper presented at the Instrumentation and Measurement Technology Conference, 2001. Proceedings of the 18th IEEE.
- Malliaris, A. G., & Urrutia, J. L. (1992). The international crash of October 1987: causality tests // *Journal of financial and quantitative Analysis*, 27(03), 353–364.
- Martens, M., & Poon, S.-H. (2001). Returns synchronization and daily correlation dynamics between international stock markets // *Journal of Banking & Finance*, 25(10), 1805–1827.
- Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix // *Econometrica*, 55(3), 703–708.
- Olbrys, J. (2013). Price and volatility spillovers in the case of stock markets located in different time zones // *Emerging Markets Finance and Trade*, 49(sup 2), 145–157.
- Olbrys, J., & Majewska, E. (2013). Granger causality analysis of the CEE stock markets including nonsynchronous trading effects // *Argumenta Oeconomica*, 31(2), 151–172.
- Peiró, A., Quesada, J., & Jiménez, E. U. (1993). *Transmission of information between stock markets*. Inst. Valenciano de Investigaciones Economicas (IVIE), Valencia (Spain).
- Peiró, A., Quesada, J., & Jiménez, E. U. (1995). *Temporal Links Between Price Indices of Stock Markets with Overlapping Business Hours*. Inst. Valenciano de Investigaciones Economicas (IVIE), Valencia (Spain).
- Peresetsky, A. A., & Yakubov, R. I. (2017). Autocorrelation in an unobservable global trend: does it help to forecast market returns? // *International Journal of Computational Economics and Econometrics*, 7(1-2), 152–169.
- Resnick, B. G., & Shoesmith, G. L. (2017). A note on modeling world equity markets with nonsynchronous data // *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 51, 125–132.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the Dimension of a Model // *The annals of statistics*, 6(2), 461–464.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality // *Econometrica*, 48(1), 1–48.
- Zerubavel, E. (1982). The standardization of time: A sociohistorical perspective // *American journal of sociology*, 88(1), 1–23.

REFERENCES

- Ashby, W. R. (1961). *An introduction to cybernetics*. Chapman & Hall Ltd.
- Baumöhl, E., & Lyócsa, Š. (2014). Volatility and dynamic conditional correlations of worldwide emerging and frontier markets. *Economic Modelling*, 38, 175–183.

- Bessler, D. A., & Yang, J. (2003). The structure of interdependence in international stock markets. *Journal of international money and finance*, 22(2), 261–287. DOI: 10.1016/S0261-5606(02)00076-1.
- Billio, M., & Caporin, M. (2006). *Market linkages, variance spillovers and correlation stability: empirical evidence of financial contagion*. Working paper 06.02. GRETA Associati.
- Billio, M., & Caporin, M. (2010). Market linkages, variance spillovers, and correlation stability: Empirical evidence of financial contagion. *Computational statistics & data analysis*, 54(11), 2443–2458.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 31(3), 307–327. DOI: 10.1016/0304-4076(86)90063-1.
- Bollerslev, T., Engle, R. F., & Nelson, D. B. (1994). ARCH models. *Handbook of econometrics*, 4, 2959–3038.
- Chendroyaperumal, C. (2008). Hicks' contemporaneous causality in economics: An evaluation. *SSRN Library*.
- Cheung, Y.-W., & Ng, L. K. (1996). A causality-in-variance test and its application to financial market prices. *Journal of econometrics*, 72(1-2), 33–48. DOI: 10.1016/0304-4076(94)01714-x.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431.
- Dornau, R. (1999). Shock around the clock – on the causal relations between international stock markets, the strength of causality and the intensity of shock transmission: an econometric analysis. *Intelligent Systems in Accounting, Finance & Management*, 8(4), 253–270.
- Durdyev, R. I., & Peresetsky, A. A. (2014). Autocorrelation in the Global Stochastic Trend. *Applied Econometrics*, 35(3), 39–58. (In Russian.)
- Eckner, A. (2014). *A framework for the analysis of unevenly spaced time series data*. Preprint (http://www.eckner.com/papers/unevenly_spaced_time_series_analysis.pdf).
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (2015). Co-Integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Applied Econometrics*, 39(3), 106–135. (In Russian.)
- Eun, C. S., & Shim, S. (1989). International transmission of stock market movements. *Journal of financial and quantitative Analysis*, 24(02), 241–256.
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383–417.
- Furstenberg, G. M., Jeon, B. N., Mankiw, N. G., & Shiller, R. J. (1989). International stock price movements: links and messages. *Brookings papers on economic activity*, (1), 125–179.
- Gejbka, B., & Serwa, D. (2007). Intra- and inter-regional spillovers between emerging capital markets around the world. *Research in International Business and Finance*, 21(2), 203–221. DOI: 10.1016/j.ribaf.2006.03.005.
- Gjerde, Ø., & Sættem, F. (1995). Linkages among European and world stock markets. *The European Journal of Finance*, 1(2), 165–179.
- Goodhart, C. (1988). *The international transmission of asset price volatility*. Symposium on Financial Market Volatility sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole, Wyoming, August, 41 p.
- Granger, C. J. (1986). Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48(3), 213–228.

- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424–438.
- Granger, C. W. J. (1988). Some recent development in a concept of causality. *Journal of econometrics*, 39(1-2), 199–211. DOI: 10.1016/0304-4076(88)90045-0.
- Grigoryev, R. A. (2010). *The interdependence between stock markets of BRIC and developed countries and the impact of oil prices on this interdependence*. PhD thesis, University of Portsmouth.
- Grigoryev, R. A. (2018a). Non-synchronous time series is the main reason of US stock exchanges leadership in classic econometric models. *Actual problems of economics and law*, 12(2), 241–255. (In Russian.)
- Grigoryev, R. A. (2018b). Prime meridian: Consequences for modeling financial nonsynchronous time series. *Terra Economicus*, 16(3), 16–34. (In Russian.)
- Grigoryev, R. A. (2018c). Evaluation of hypothesis rejection frequency stability for the rolling window method with the specified window size. *Financial Risk Management (Upravlenie finansovymi riskami)*, 55(3), 202–216.
- Grigoryev, R. A. (2018d). *A replication of Grigoryev's research in the article by Resnik and Shoesmith: identical hypothesis, method of data preparation, results*. Preprint # WP/2018/326. Moscow, CEMI RAS, 43 p. (In Russian.)
- Grigoryev, R. A. (2019). Contemporaneous Effects of Non-Synchronous Time Series: VAR Model Problems. *Economics and the Mathematical Methods*, 55(2), 141–152.
- Grigoryev, R., Jaffry, Sh., & Marchenko, G. (2012a). Investigation of the consequences of ignoring daily data non-synchronism in cross-market linkages: BRIC and developed countries. *Applied Econometrics*, 26(2), 92–112. (In Russian.)
- Grigoryev, R., Jaffry, Sh., & Marchenko, G. (2012b). The role of the timeline in Granger causality test in the presence of daily data non-synchronism. *Applied Econometrics*, 27(3), 3–19. (In Russian.)
- Grigoryeva, L., Ortega, J.-P., & Peresetsky, A. (2018). Volatility forecasting using global stochastic financial trends extracted from non-synchronous data. *Econometrics and Statistics*, 5, 67–82.
- International conference held at Washington for the purpose of fixing a Prime Meridian and a Universal Day, October, 1884: Protocols and Proceedings (1884)*. (<http://www.gutenberg.org/files/17759/17759-h/17759-h.htm>).
- Keesman, K. J. (2011). *System identification: an introduction*. Springer Science & Business Media, 351 p.
- Koch, P. D., & Koch, T. W. (1991). Evolution in dynamic linkages across daily national stock indexes. *Journal of international money and finance*, 10(2), 231–251.
- Korhonen, I., & Peresetsky, A. (2013). Extracting global stochastic trend from non-synchronous data. *SSRN Electronic Journal*. DOI: 10.2139/ssrn.2289790.
- Lebedev, S. A. (2004). *Philosophy of science: Dictionary of main terms*. Moscow: Academic Project Publ., 320 p. (In Russian.)
- Ljung, L. (2001). *Black-box models from input-output measurements*. Paper presented at the Instrumentation and Measurement Technology Conference, 2001. Proceedings of the 18th IEEE.
- Magnus, Y. R., Katyshev, P., & Peresetskii, A. (2004). *Ekonometrics. Basic course*. Moscow: Delo Publ. (In Russian.)
- Malliaris, A. G., & Urrutia, J. L. (1992). The international crash of October 1987: causality tests. *Journal of financial and quantitative Analysis*, 27(03), 353–364.

- Martens, M., & Poon, S.-H. (2001). Returns synchronization and daily correlation dynamics between international stock markets. *Journal of Banking & Finance*, 25(10), 1805–1827.
- Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 55(3), 703–708.
- Olbrys, J. (2013). Price and volatility spillovers in the case of stock markets located in different time zones. *Emerging Markets Finance and Trade*, 49(sup 2), 145–157.
- Olbrys, J., & Majewska, E. (2013). Granger causality analysis of the CEE stock markets including nonsynchronous trading effects. *Argumenta Oeconomica*, 31(2), 151–172.
- Peiró, A., Quesada, J., & Jiménez, E. U. (1993). *Transmission of information between stock markets*. Inst. Valenciano de Investigaciones Economicas (IVIE), Valencia (Spain).
- Peiró, A., Quesada, J., & Jiménez, E. U. (1995). *Temporal Links Between Price Indices of Stock Markets with Overlapping Business Hours*. Inst. Valenciano de Investigaciones Economicas (IVIE), Valencia (Spain).
- Peresetsky, A. A., & Yakubov, R. I. (2017). Autocorrelation in an unobservable global trend: does it help to forecast market returns? *International Journal of Computational Economics and Econometrics*, 7(1-2), 152–169.
- Resnick, B. G., & Shoesmith, G. L. (2017). A note on modeling world equity markets with nonsynchronous data. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 51, 125–132.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the Dimension of a Model. *The annals of statistics*, 6(2), 461–464.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48(1), 1–48.
- Zerubavel, E. (1982). The standardization of time: A sociohistorical perspective. *American journal of sociology*, 88(1), 1–23.