

Р. А. Григорьев, Ш. Джеффри, Г. Н. Марченко

Роль линейки времени при тестировании причинности по Гранжеру в условиях несинхронности дневных данных

Фактор позднего/раннего закрытия рынков, проявляющийся в парах временных рядов с несинхронностью дневных данных, может предопределять результаты теста причинности по Гранжеру в классической форме. В то же время смещение линейки времени приводит к реверсу факторов раннего/позднего закрытия, что может менять результаты теста причинности по Гранжеру. Эмпирические данные показали, что рынок США, будучи переведенным из-под фактора позднего закрытия под фактор раннего закрытия, теряет свое доминирование (в тесте причинности по Гранжеру) по отношению к другим рынкам.

Ключевые слова: взаимозависимость; межрыночные связи; переключения; несинхронность; синхронизация; асинхронность; параллельная динамика; причинность по Гранжеру; GMT линейка времени; одновременное предшествование; мгновенное предшествование.

JEL classification: C32; C58; F36; F37; F39.

1. Введение

Сравнение результатов теста причинности по Гранжеру (Григорьев и др., 2012), принятого в классической форме и с учетом корректировки (Bessler, Yang, 2003), показало, что использование классической формы тестирования на базе дневных данных для рынков с ранним закрытием неприемлемо, т. к. причинность по Гранжеру во многом недооценивает их значимость, скрывая внутрисуточную (одновременный) эффект на индексы с поздним закрытием. В частности, стало очевидным, что тестирование причинности по Гранжеру в значительной степени зависит от временных интервалов между значениями закрытия индексов из рассматриваемых пар. В свою очередь, длительность временных интервалов между значениями закрытия индексов внутри рассматриваемой пары зависит от расположения закрытия индекса внутри рабочего дня (ближе к началу или к концу дня). Это местоположение закрытия индекса предопределяется линейкой времени (GMT линейкой). Так, GMT линейка ставит индекс Японии в начало рабочего дня, а индекс США — в его конец. Поэтому можно заключить, что результаты теста причинности по Гранжеру могут стать другими при изменении в GMT линейке.

Исходя из выводов статьи (Григорьев и др., 2012), закономерным является предположение, что любой рынок, поставленный в конец рабочего дня, будет переоценен в отношении причинности по Гранжеру (в классической форме). Аналогично можно утверждать, что любой рынок в начале рабочего дня будет недооценен в отношении причинности по Гранжеру. Таким образом, установив (Григорьев и др., 2012) наличие диспропорции в классическом тесте причинности, ассоциированной с диспропорцией временных интервалов между ин-

дексами с ранним закрытием и поздним закрытием, можно задаться вопросом: «Как будет меняться причинность по Гранжеру 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 и др., 2012), полным доминированием (в классической форме причинности по Гранжеру) над всеми другими участвующими индексами. Если при изменении фактора позднего закрытия на фактор раннего закрытия рынок США не будет опровергать гипотезу причинности по Гранжеру в направлении большинства индексов, то можно будет утверждать, что смена факторов имеет предопределяющее влияние на тестирование причинности, и это подтвердит мысль о том, что изменение в линейке времени может менять результаты теста причинности по Гранжеру в классической форме. Таким образом, классический тест причинности по Гранжеру будет предвзятым¹ для рынка с поздним закрытием (переоценивая его значимость).

Однако вполне резонным может показаться и вопрос о том, что время открытия и закрытия торговых сессий неизбежно в течение длительного периода времени работы бирж, сама же торговая сессия повторяется каждый рабочий день. Именно поэтому становится очевидной невозможность установления закрытий торговых сессий в одном моменте внутри рабочего дня только в угоду их полной синхронности для целей паритетного тестирования² гипотезы причинности по Гранжеру.

И все же, не претендуя на изменение границ торговых сессий в угоду их полной синхронности, в данном исследовании делается попытка, следуя Chendroyaregumal (2008), утверждать, что стандартная GMT линейка времени, хотя и является традиционной и общепринятой, вместе с тем носит достаточно условный, «субъективный» характер.

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. Кроме того, как будет показано ниже, сдвиг приводит к реверсу временных интервалов, а значит велика вероятность изменения результатов тестирования гипотезы причинности по Гранжеру, проведенного в классической форме.

Таким образом, данное исследование призвано рассмотреть результаты тестирования гипотезы причинности по Гранжеру для рынка США, когда последний поставлен в условие фактора раннего закрытия рынка.

Для этой цели здесь, как и в статье (Григорьев и др., 2012), рассмотрены рынки, для которых проблема несинхронности стоит наиболее остро, в частности, те из них, которые находятся в разных временных зонах и представлены в дневной динамике. В ходе тестирования использовались индексы стран, входящих в группу БРИК, и стран, имеющих развитые рынки: российский RTS index (RU), китайский SHANGHAI SE Composite (CH), индийский BSE

¹ Предвзятость для рынков с ранним закрытием (недооценивая его значимость) была показана в (Григорьев и др., 2012).

² Под паритетным тестированием подразумевается, что длительности временных интервалов между закрытиями индексов всех рассматриваемых пар равны между собой.

100 National (IN), бразильский BOVESPA (BR), американский NYSE Composite (US), японский NIKKEI 225 Stock Average (JP), немецкий DAX 30 performance (GE), французский CAC 40 (FR), английский FTSE All Share (UK). Все временные ряды представлены в виде значения закрытий торговых сессий из расчета пятидневной рабочей недели. Данные были получены с Datastream.

Значения временных рядов представлены за период с 01.01.1996 г. по 31.12.2007 г. Начало периода совпадает с первым полным годом работы российского рынка RTS, а конец периода был выбран перед годом, когда начался долговой кризис в США. Общее число наблюдений значений закрытия составляет 3131. Все временные ряды переведены в доллары США с использованием спотового обменного курса Reuters того же дня (также получены с Datastream).

В анализе используется первая логарифмическая разность значений индекса закрытия (называемая далее доходностью), рассчитываемая по формуле: $\Delta Y_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$, где P_t — значение (цена) индекса закрытия в день t .

Указав основные вопросы исследования и данные, участвующие в анализе, перейдем к методологической ее части.

2. Методология. Классическая форма причинности по Гранжеру и ее корректировка

Причинность по Гранжеру является наиболее популярным методом определения зависимостей между временными рядами. В общем виде она подразумевает следующее определение: временной ряд X предшествует временному ряду Y , если значения Y могут быть лучше предсказаны с использованием значений X , чем без них.

Таким образом, можно утверждать, что использование X при объяснении Y способствует снижению дисперсии. Тест причинности по Гранжеру может быть представлен в виде уравнения (1), упоминающегося далее как классическая форма тестирования причинности по Гранжеру:

$$y_t = \delta_0 + \sum_{q=1}^k \alpha_q y_{t-q} + \sum_{z=1}^k \beta_z x_{t-z} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

где временные ряды y_t и x_t представляют собой логарифмические разности значений индексов, δ_0 — константа, α_q и β_z — параметры, ε_t — случайные ошибки наблюдения, независимые между собой, имеющие нормальное распределение с нулевым математическим ожиданием. Гипотеза причинности по Гранжеру представлена в виде:

$$H_0 : \beta_z = 0, \quad z = 1, 2, \dots, k.$$

Таким образом, если β_z совместно значительно отличается от нуля (т. е. H_0 отклонена), то утверждается, что X является причиной Y по Гранжеру.

Перед тем как непосредственно перейти к моделированию сдвига, необходимо рассмотреть чувствительность временных интервалов между рынками Японии и США к сдвигам разной длительности. Рынки Японии и США были выбраны для сохранения преемственности изложения данной работы со статьей (Григорьев и др., 2012).

Таблица 1 показывает чувствительность временных интервалов к сдвигу длительностью от 0 (стандартная GMT линейка) до 23 часов. Строка 1 представляет собой стандартный рабочий

день, когда рынок США закрывается в 21:00 по GMT (столбец II), что ставит его в условие позднего закрытия. В то же время рынок Японии закрывается в 6:00 часов по GMT (столбец IV), что ставит его в условие раннего закрытия. Таким образом, сумма столбцов III и IV дает временной интервал между временем закрытия США и Японии (столбец VI), тогда как сумма столбцов V и II дает временной интервал между закрытием Японии и США (столбец VII).

Увеличение длительности сдвига (столбец I) позволяет отследить изменение в длительности временных интервалов между индексами. Сдвиг в -3 часа (строка 4, столбец I) влечет радикальное изменение во временных интервалах. Рынок США при этом будет закрываться раньше других рынков. Это заставляет рынок США иметь временной интервал к Японии примерно в 4 раза больше, чем при сдвиге -2 часа (строка 3, столбец I) и в случае без сдвигов (0, т.е. стандартное GMT). Тот же сдвиг в -3 часа заставляет Японию уменьшить временной интервал от США с 39 часов (строка 1, столбец VII) до 15 часов (строка 4, столбец VII).

Отметим, что временной интервал возвращается к первичному значению при сдвиге, равном -18 часов (строка 19), и это возвращает рынок Японии в условие раннего закрытия, а рынок США — в условие позднего закрытия. Подобный реверс во временных интервалах позволяет утверждать, что временные интервалы между индексами меняются при изменении GMT линейки, следовательно, текущая временная линейка предопределяет, какой рынок будет подвержен факторам раннего/позднего закрытия.

Таким образом, используя сдвиг в GMT линейке, становится возможным проследить, как рынок США будет влиять на другие рынки, находясь под воздействием фактора раннего закрытия. Виртуальное смещение границ дня на 4 часа назад, как показано на рис. 1б, меняет структуру временных интервалов, т.к. закрытие рынка США в новой GMT линейке происходит раньше закрытия рынка Японии. Однако, даже после сдвига (-4 часа), временной интервал от США к Японии составляет 33 часа (рис. 1б) против 39 часов от Японии к США в GMT линейке без сдвигов³ (рис. 1а).

Роль линейки времени при тестировании причинности по Гранжеру...

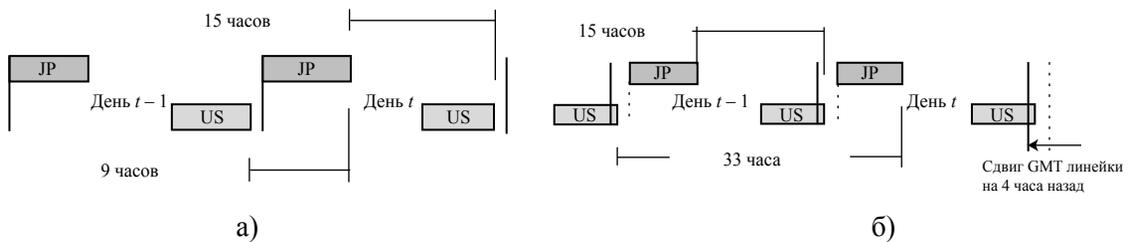


Рис. 1. Продолжительность временных интервалов между рынками Японии и США в классической схеме тестирования причинности по Гранжеру в GMT линейке: а) без сдвига; б) со сдвигом назад на 4 часа

³ Предположим наличие процесса, построенного на лагах стандартной GMT линейки, предполагая при этом, что временные ряды US и JP будут стационарными:

- 1) $US_t = JP_{t-1} + \varepsilon_t$, временной интервал между JP_{t-1} и US_t составляет 39 часов;
- 2) $JP_t = US_{t-2} + \varepsilon_t$, временной интервал между US_{t-2} и JP_t составляет 33 часа.

Из (Григорьев и др., 2012) известно, что рынок с коротким временным лагом имеет более выгодную позицию. Более того, использование US_{t-2} в отношении к JP_t по-прежнему показывает временной интервал ниже 39 часов, тогда как использование одновременного предшества по (Gebka, Serwa, 2007) также показывает диспропорцию в длительности временных интервалов между значениями закрытий рассматриваемых индексов:

- 1) $US_t = JP_t + \varepsilon_t$, временной интервал между JP_t и US_t составляет 15 часов;
- 2) $JP_t = US_{t-1} + \varepsilon_t$, временной интервал между US_{t-1} и JP_t составляет 9 часов.

Таблица 1. Распределение временных интервалов между рынками Японии и США в зависимости от сдвига в GMT линейке

№.№ строк	Сдвиг в GMT линейке в ча- сах (-1 есть сдвиг в прошлое)	Час закры- тия US рын- ка в GMT линейке со сдвигом	Количество ча- сов до конца дня после за- крытия рынка US (24-II)	Час закры- тия рынка JP в GMT линейке со сдвигом	Количество ча- сов до конца дня после за- крытия рынка JP (24-IV)	Длительность интервала в направле- нии от US к JP (III+IV)	Длительность интервала в на- правлении от JP к US (V+II)
	I	II	III	IV	V	VI	VII
1	0	21	3	6	18	9	39
2	-1	22	2	7	17	9	39
3	-2	23	1	8	16	9	39
4	-3	0	24	9	15	33	15
5	-4	1	23	10	14	33	15
6	-5	2	22	11	13	33	15
7	-6	3	21	12	12	33	15
8	-7	4	20	13	11	33	15
9	-8	5	19	14	10	33	15
10	-9	6	18	15	9	33	15
11	-10	7	17	16	8	33	15
12	-11	8	16	17	7	33	15
13	-12	9	15	18	6	33	15
14	-13	10	14	19	5	33	15
15	-14	11	13	20	4	33	15
16	-15	12	12	21	3	33	15
17	-16	13	11	22	2	33	15
18	-17	14	10	23	1	33	15
19	-18	15	9	0	24	9	39
20	-19	16	8	1	23	9	39
21	-20	17	7	2	22	9	39
22	-21	18	6	3	21	9	39
23	-22	19	5	4	20	9	39
24	-23	20	4	5	19	9	39

Подобная разница может быть найдена для рынка Японии с поздним закрытием (в GMT линейке со сдвигом), т. к. временной интервал от США к Японии без сдвига составляет 9 часов (рис. 1а), а от Японии к США со сдвигом — 15 часов (рис. 1б).

Смена фактора позднего закрытия на раннее закрытие для США ведет к перестройке переменных US_t , как показано на рис. 2. Сдвиг по GMT линейке позволяет рынку США закрываться раньше Японии, заставляя US_{t-1} в стандартной GMT линейке становиться US_t в GMT линейке со сдвигом (стрелка А на рис. 2). Следовательно, изменение в индексировании (по

Р. А. Григорьев, Ш. Джеффри, Г. Н. Марченко

моменту времени) значений US с $t-1$ на t влечет за собой изменение индексирования первых разностей логарифмических значений с ΔUS_{t-1} на ΔUS_t в GMT линейке со сдвигом (стрелка В на рис. 2). По аналогии, ΔUS_{t-2} (стрелка С на рис. 2) становится ΔUS_{t-1} , и так далее для более высоких лагов. В то же время структура переменных Японии остается неизменной, т. к. сдвиг не переносит закрытия рынка Японии на другой день.

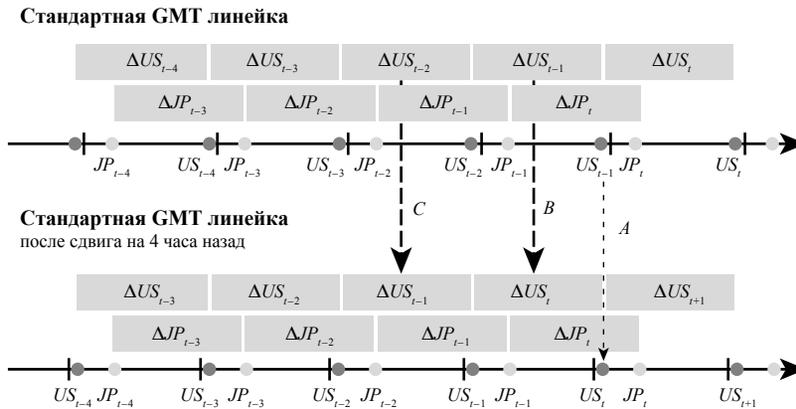


Рис. 2. Изменение в переменных US и JP после смещения стандартной GMT линейки на 4 часа назад

Данная операция ставит позднее закрытие рынка США в положение рано закрывающейся Японии, подменяя фактор позднего закрытия фактором раннего закрытия. Наблюдение за подобным сдвигом дает возможность провести анализ того, как меняются результаты теста гипотезы причинности по Гранжеру. Кроме того, оно также может показать, как доминирующая позиция рынка США в тесте причинности по Гранжеру, принятая многими авторами, зависит от фактора позднего закрытия рынка.

Для построения новой формы уравнения и анализа эффекта сдвига GMT линейки на результаты тестирования причинности по Гранжеру воспользуемся следующими уравнениями, взятыми из статьи (Григорьев и др., 2012), которые используются в классической форме тестирования по Гранжеру:

$$\Delta JP_t = \delta_{JP,0} + \sum_{q=1}^k \alpha_{JP,q} \Delta JP_{t-q} + \sum_{z=1}^k \beta_{JP,z} \Delta US_{t-z} + \varepsilon_{JP,t}, \quad (2)$$

$$\Delta US_t = \delta_{US,0} + \sum_{j=1}^k \alpha_{US,j} \Delta US_{t-j} + \sum_{i=1}^k \beta_{US,i} \Delta JP_{t-i} + \varepsilon_{US,t}. \quad (3)$$

Представим, что данные уравнения решаются для GMT линейки со сдвигом, тогда переменные GMT линейки со сдвигом заменяются на переменные GMT линейки без сдвига, эквивалентные им. В этом случае (ΔJP_t) уравнения (2) должна быть рассмотрена в отношении к собственным предыдущим лагам ΔJP_{t-1} и лагам ΔUS_{t-1} GMT линейки после сдвига, которые соответствуют ΔUS_{t-2} стандартной GMT линейки (рис. 2). Таким образом, перестроенные уравнения (2) и (3) могут быть представлены в виде следующих уравнений:

Роль линейки времени при тестировании причинности по Гранжеру...

$$\Delta JP_t = \delta_{JP,0} + \sum_{q=1}^k \alpha_{JP,q} \Delta JP_{t-q} + \sum_{z=2}^{k+1} \beta_{JP,z} \Delta US_{t-z} + \varepsilon_{JP,t}, \quad (4)$$

$$\Delta US_{t-1} = \delta_{US,0} + \sum_{j=2}^{k+1} \alpha_{US,j} \Delta US_{t-j} + \sum_{i=1}^k \beta_{US,i} \Delta JP_{t-i} + \varepsilon_{US,t}. \quad (5)$$

Таким образом, после сдвига в GMT линейке рынок США в классической форме причинности по Гранжеру вынужден влиять на рынок Японии, начиная с момента $t - 2$ вместо $t - 1$. Изменение моментов времени было произведено использованием $z = 2, \dots, k + 1$ вместо $z = 1, 2, \dots, k$ в классической форме. В этом случае сдвиг в GMT линейке вынуждает рынок к переходу из состояния позднего закрытия в состояние раннего закрытия, и этот факт перестраивает уравнение для США. Это означает, что гипотеза несинхронности будет опровергаться реже, т. к. спецификация лагов в уравнении (4) заменена с обычного $t - 1$ на менее выгодный для США лаг $t - 2$.

Структура уравнения (4) соответствует понятию одновременной (contemporaneous) структуры: «Исследователь должен осознавать, что переключение (spillover) с Европы и Америки на Азию с лагом 1 есть одновременное предшествование, и оно эквивалентно тому, что идет от Азии к Европе с Америкой с лагом 0»⁴ (Gebka, Serwa, 2007). Опираясь на сказанное, можно считать, что рынки Европы и США с лагом 1, являясь рынками с поздним закрытием, принимаются как одновременное предшествование, т. к. они находятся в более выгодной позиции по сравнению с рынками с лагом 1 с ранним закрытием (Singh et al., 2010). Таким образом, предшествование во времени $t - 1$ в стандартной GMT линейке для США означает то же, что предшествование во времени t для Японии.

Более того, развивая дискуссию в (Gebka, Serwa, 2007) для более высоких лагов, можно констатировать, что лаг 1 для предшества от рано закрывающейся Японии соответствует лагу 2 в предшестве от поздно закрывающихся США. Отметим, что в литературе по исследованиям межрыночных взаимосвязей структура лагов, начиная с $t - 2$ и выше, при одновременном игнорировании переменных с лагом t и $t - 1$ для рынка США или любого другого рынка с поздним закрытием, встречается редко. К таким работам можно отнести (Malliaris, Urrutia, 1992; Peiró et al., 1993, 1995). Другие исследования используют более традиционный $t - 1$, в том числе и для США (Agmon, 1972; Eun, Shim, 1989; Cheung, Mak, 1992).

Уравнение (5) необходимо преобразовать в более удобный вид:

$$\Delta US_t = \delta_{US,0} + \sum_{j=1}^k \alpha_{US,j} \Delta US_{t-j} + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{US,i} \Delta JP_{t-i} + \varepsilon_{US,t}. \quad (6)$$

Уравнение (6) представляет собой одновременную форму причинности по Гранжеру, см. (Григорьев и др., 2012), но в данном случае она организована с помощью сдвига в GMT линейке. Последствия перехода в одновременную форму выражены изменением ΔJP_{t-1} (уравнение (5)) на ΔJP_t (уравнение (6)).

Отметим, что в большинстве подобных исследований, в которых также используется метод причинности по Гранжеру с одновременной структурой, отмечается, что частота от-

⁴ «... one should keep in mind that spillovers from Europe and America to Asia at lag 1 indicate ‘contemporaneous’ causality and are equivalent to those from Asia and from Europe to America at lag 0».

клонения гипотезы причинности по Гранжеру при ней выше (Gjerde, Sættem, 1995; Bessler, Yang, 2003; Singh et al., 2010), тогда как более высокие лаги отклоняют ту же гипотезу значительно реже.

Завершая обсуждение уравнений (4) и (6), можно отметить, что тестирование причинности с Японией и других рынков, начиная с лага 0 и выше, к США, и тестирование причинности с США, начиная с лага 2 и выше, будет означать, что рынок США находится в условиях рынка с ранним закрытием. Отметим, что тестирование причинности по Гранжеру в подобных условиях для рынка с поздним закрытием было предложено в качестве основного положения, рассматриваемого в данной статье.

Следуя этому утверждению, можно воспользоваться таблицей корректировки лагов, использованной в (Григорьев и др., 2012). Использование корректирующего параметра лагов $l_{X,Y}$ позволяет выписать следующее обобщенное уравнение для тестирования причинности по Гранжеру:

$$\Delta Y_t = \delta_{Y,0} + \sum_{q=1}^k \alpha_{Y,q} \Delta Y_{t-q} + \sum_{z=l_{X,Y}}^{k-1+l_{X,Y}} \beta_{Y,z} \Delta X_{t-z} + \varepsilon_{Y,t}. \quad (7)$$

Сдвиг в GMT линейке переводит индекс США в начало последовательности индексов (табл. 2). Корректировка лагов затрагивает тесты причинности в тех парах индексов, где присутствует индекс США. Для всех индексов (кроме США) $l_{X,Y} = 1$, т. к. сдвиг в GMT линейке не изменяет их переменных. При этом предшествование с других индексов к индексу США идет при $l_{X,Y} = 0$, в то же время при предшествовании от США к другим индексам $l_{X,Y} = 2$, как это объяснялось на примере с JP-US со сдвигом в GMT линейке.

Таблица 2. Значения корректирующего параметра $l_{X,Y}$ в стандартном тесте причинности по Гранжеру, включая новую структуру лагов, когда рынок США находится в условиях рынка с ранним закрытием

	US	JP	CH	IN	RU	GE	FR	UK	BR
US	–	0	0	0	0	0	0	0	0
JP	2	–	1	1	1	1	1	1	1
CH	2	1	–	1	1	1	1	1	1
IN	2	1	1	–	1	1	1	1	1
RU	2	1	1	1	–	1	1	1	1
GE	2	1	1	1	1	–	1	1	1
FR	2	1	1	1	1	1	–	1	1
UK	2	1	1	1	1	1	1	–	1
BR	2	1	1	1	1	1	1	1	–

Примечание. С использованием параметра $l_{X,Y}$ предполагается тестирование причинности по Гранжеру в классической форме, учитывая эффект только предыдущего дня между всеми индексами. Параметр $l_{X,Y}$ для рынка США имеет значения, изменившиеся в результате гипотетического сдвига (уравнения (4) и (6)). Например, проверяется причинность в направлении от индекса JP в столбце к индексу US в строке с лагом 0 ($l_{JP,US} = 2$), и направления от индекса US в столбце к индексу JP в строке с лагом 2 ($l_{US,JP} = 2$).

Итак, выбрав уравнения и условившись о параметрах тестирования, перейдем к анализу эмпирических результатов.

Роль линейки времени при тестировании причинности по Гранжеру...

3. Результаты

Поскольку данная статья использует те же данные, что и предыдущая (Григорьев и др., 2012), ограничимся лишь констатацией результатов тестов на нестационарность временных рядов, уже предпринятых ранее. Так, результаты тестов ADF (Dickey, Fuller, 1979) и PP (Phillips, Perron, 1988) показали, что логарифмы значений закрытия индексов интегрированы с порядком 1, а их первые разности стационарны. Это дает возможность использовать последние в уравнениях регрессии.

Отметим, что коинтеграционные характеристики между индексами в ходе анализа не изучались в статьях, обсуждавших вопросы несинхронности дневных данных (Григорьев и др., 2012; Furstenberg et al., 1989; Malliaris, Urrutia, 1992; Peiró et al., 1993, 1995).

Данное исследование предполагает использование регрессионной модели, без учета коинтеграционных параметров внутри пар индексов. Таким образом, для девяти исследуемых стран необходимо рассмотреть 36 пар комбинаций стран в классической форме после сдвига в GMT линейке.

Перед тем как перейти к обсуждению результатов тестирования, остановимся на параметрах построения модели и дополнительных процедурах.

Определение лагов производилось минимизацией критерия Шварца (Schwarz, 1978) для $k = l_{x,y}, l_{x,y} + 1, \dots, l_{x,y} + 9$, где максимальный найденный лаг был равен 2 (см. Приложение). Кроме того, для всех уравнений в ходе решения использовались тесты Бреуша–Пагана (Breusch, Pagan, 1980) и Годффри (Godfrey, 1978) на наличие гетероскедастичности в ошибках. Если наличие гетероскедастичности не подтверждалось, то уравнение регрессии не менялось. При наличии гетероскедастичности регрессионная модель пересчитывалась с помощью метода (Newey, West, 1987) с матрицей ковариации, устойчивой к гетероскедастичности и автокорреляции.

Результаты решения уравнения (7) с учетом $l_{x,y}$, взятых из табл. 2, показаны в Приложении, а результаты тестов причинности по Гранжеру представлены в табл. 3, данные которой позволяют увидеть, что рынок США, поставленный в условие рынка с ранним закрытием, показывает результаты по тесту причинности по Гранжеру, схожие с результатами других рынков. Гипотеза отсутствия причинности по Гранжеру в целом не была отклонена, исключая случай, при котором США предшествовал Японии.

Результаты исследования в целом соответствуют общим выводам работы (Furstenberg et al., 1989, p. 149) о том, что рынки слабо коррелированы с лагом, отличным от 0 и 1. Похожие результаты можно найти в исследовании (Malliaris, Urrutia, 1992), где авторы не нашли отклонения гипотезы отсутствия причинности по Гранжеру для рынков с ранним закрытием с лагом 1 и выше и для рынков с поздним закрытием с лагами 2 и выше. В целом, эти данные показывают необходимость тщательного подбора последовательности закрытий рынков для формирования спецификации, учитывающей факторы раннего/позднего закрытия рынков, а также несинхронность дневных данных.

Кроме того, результаты предшества по Гранжеру в классической форме полностью коррелируют с теми, что были приведены в статье (Григорьев и др., 2012), и при этом результат по рынку США не нарушает (в целом) разделения табл. 3 на области с принятием гипотезы отсутствия причинности по Гранжеру (половина ниже диагонали), и области, где гипотеза отсутствия причинности по Гранжеру была в основном отклонена (половина выше диагонали). Таким образом, поведение рынка США, поставленного в условие рынка с ранним закрытием,

Таблица 3. Результаты тестирования причинности по Гранжеру, проведенного в классической форме, с фактором раннего закрытия рынка, организованного только для США

	US	JP	CH	IN	RU	GE	FR	UK	BR
US	–	Откл. **		Откл. **					
JP	Откл. **	–		Откл. **					
CH			–			Откл. **	Откл. **	Откл. **	Откл. **
IN				–	Откл. **				
RU		Откл. *			–			Откл. *	Откл. **
GE						–	Откл. **		Откл. **
FR						Откл. **	–		Откл. **
UK						Откл. **	Откл. *	–	Откл. **
BR									–

Примечание. Гипотеза отсутствия причинности по Гранжеру тестировалась на основе уравнения (7), где параметр $l_{x,y}$ брался из табл. 2 для каждого возможного направления предшества для всех возможных комбинаций рассматриваемых индексов. Совместный тест гипотезы отсутствия причинности по Гранжеру осуществлялся для $H_{y,0} : \beta_{y,z} = 0$, где $z = l_{x,y}, \dots, k-1 + l_{x,y}$. «Откл. **» и «Откл. *» означает отклонение гипотезы $H_{y,0}$ об отсутствии влияния по Гранжеру страны в столбце на страну в строке на 1 и 5%-ном уровне соответственно.

не отличается от поведения любого другого рынка, исследованного в данной статье. А это означает, что рынок США под воздействием фактора раннего закрытия, который был смоделирован с помощью сдвига в GMT линейке, не демонстрирует какого-либо сверхнормального доминирования, обычно ассоциированного с множественным отклонением гипотезы отсутствия причинности по Гранжеру к другим рынкам, всегда встречающимся в исследованиях межрыночных взаимосвязей с участием рынка США (например, (Eun, Shim, 1989; Cheung, Mak, 1992; Balios, Xanthakis, 2003)). Иными словами, можно утверждать, что доминирование рынка США отчасти вызвано тем, что рынок пользуется фактором позднего закрытия, т. е. это доминирование есть всего лишь следствие позднего закрытия рынка, тогда как фактор раннего закрытия для США аннулирует наличие подобного феномена (Grigoryev, 2010).

Наличие фактора позднего/раннего закрытия рынка видно из сравнения табл. 3 данной статьи и табл. 5 из (Григорьев и др., 2012). В условиях фактора раннего закрытия рынок США едва ли отклоняет гипотезы отсутствия причинности по Гранжеру (табл. 3), тогда как в условиях фактора позднего закрытия он имеет предшествование (по Гранжеру) ко всем другим исследованным рынкам (Григорьев и др., 2012, табл. 5). Это и подтверждает наличие факторов раннего/позднего закрытия, которые определяют результаты теста причинности по Гранжеру. Вместе с тем, факторы раннего и позднего закрытия рынка в свою очередь определяют GMT линейкой. Таким образом, данная статья показывает, что изменение в GMT линейке определяет результаты тестирования гипотезы отсутствия причинности по Гранжеру через жесткую привязку каждого из рынков⁵ к фактору раннего/позднего закрытия.

⁵ Еще раз отметим, что для наличия факторов раннего/позднего закрытия данные должны быть дневными, а рынки не должны иметь общих временных зон, что ведет к обсуждаемой в (Григорьев и др., 2012) проблеме несинхронности.

Роль линейки времени при тестировании причинности по Гранжеру...

В заключение необходимо отметить, что использование дневных данных на рынках без общих временных зон в условиях стандартной GMT линейки в классической форме причинности по Гранжеру приведет к предвзятости результатов. Для рынка США это будет означать высокую вероятность отклонения гипотезы, т. к. в стандартной GMT линейке рынок США всегда будет пользоваться фактором позднего закрытия, который с высокой долей вероятности будет опровергать гипотезу непредшества по Гранжеру ко всем остальным рынкам. Таким образом, использование стандартной GMT линейки времени ведет к «мнимому» доминированию рынка США в межрыночных взаимосвязях. Тогда как изменение в GMT линейке (в данной статье — четырехчасовой сдвиг назад) может заставить рынок США проявлять поведение, схожее с поведением других рынков без доминирования, которое обычно ему приписывается.

4. Выводы

Основной задачей данного исследования является рассмотрение роли GMT линейки в предопределении результатов тестирования причинности по Гранжеру для пары рынков, сессии которых не имеют общих временных зон, а временные ряды представлены в виде значений индексов на дату закрытия рынков. Данное исследование является продолжением проверки предположений, выдвинутых в статье (Григорьев и др., 2012), о том, что рынок с поздним закрытием отвергает гипотезу отсутствия причинности чаще, чем рынок с ранним закрытием. В связи с этим было принято решение рассмотреть результаты теста причинности по Гранжеру с участием рынка США, поставленного в условия раннего закрытия рынка. Для этой цели в ходе исследования пары Япония–США был смоделирован гипотетический сдвиг в GMT линейке на 4 часа назад, и рассмотрены его последствия для результатов тестирования гипотезы причинности по Гранжеру для рынка США. При этом классическая форма тестирования, где США пытается предшествовать Японии с лагом 1 и наоборот, была изменена на предшествование от США к Японии с лагом 2 и выше, а от Японии к США с лагом 0.

Результаты данного исследования можно представить в виде следующей логической цепочки.

1. Длительность временных интервалов между индексами предопределяет результаты тестов причинности по Гранжеру в классической схеме. Чем короче временной интервал, тем больше вероятность отклонить гипотезу отсутствия причинности по Гранжеру.

2. Длительность временных интервалов зависит от местоположения индексов анализируемой пары стран внутри рабочего дня. Индекс ближе к концу рабочего дня подвержен фактору позднего закрытия, а индекс ближе к началу рабочего дня — фактору раннего закрытия. При этом временной интервал в классической модели тестирования по Гранжеру короче от рынка с поздним закрытием к рынку с ранним закрытием на следующий день, и длиннее от рынка с ранним закрытием к рынку с поздним закрытием на следующий день.

3. Близость к началу или к концу рабочего дня определяется сложившейся GMT линейкой.

4. Смещение границ рабочего дня может создать условия, при которых рынок, находящийся под влиянием фактора позднего закрытия, будет находиться под влиянием фактора раннего закрытия, и наоборот. Так, промоделированное смещение в GMT линейке (в данной

работе — на 4 часа назад) привело к смене фактора раннего закрытия на фактор позднего закрытия для Японии, и к смене фактора позднего закрытия на фактор раннего закрытия для США.

5. Из пп. 4 и 2 следует, что при смене фактора раннего закрытия на фактор позднего закрытия и наоборот, у рынков из рассматриваемой пары создается реверс длительности временных интервалов.

6. Из пп. 5 и 1 следует, что смена длительности временных интервалов ведет к изменению результатов тестирования причинности по Гранжеру, поскольку рынок с коротким интервалом после реверса будет иметь длинный интервал, а тот, который имел длинный интервал — короткий.

7. Из пп. 6 и 1 можно заключить, что реверс интервалов будет менять результаты теста причинности по Гранжеру.

8. Из пп. 7, 3 и 4 следует, что смещение в GMT линейке предопределяет результаты причинности по Гранжеру.

Отметим, что результаты данного исследования могут оказать влияние на анализ межрыночных взаимосвязей, т. к. большинство эконометрических моделей базируется на лагах.

Ввиду того, что рынки имеют разную длину временных интервалов между собой, достигнуть паритетного тестирования гипотезы отсутствия причинности по Гранжеру на дневных данных не представляется возможным. В таком случае есть необходимость для каждого рынка из пары рассматривать тест причинности по Гранжеру отдельно для факторов как раннего, так и позднего закрытия. Данная операция позволит оценить реальный эффект причинности. В противном случае при классической форме тестирования причинности по Гранжеру рынок США подвергается фактору позднего закрытия, а рынок Японии — фактору раннего закрытия. Ввиду этого рынок США всегда будет переоценен, а рынок Японии, соответственно, недооценен.

В целом, подверженность рынков факторам раннего и позднего закрытия может привести к предвзятости теста причинности по Гранжеру. Отметим, что корректировка с помощью ограничения (Bessler, Yang, 2003) может перевести рынок от фактора раннего закрытия к фактору позднего закрытия, как это сделано с Японией. Однако подобная операция неприменима по отношению к рынку США. В нашем случае перевод США под воздействие фактора раннего закрытия был организован с помощью гипотетического сдвига в GMT линейке.

Таким образом, результаты исследования позволяют поднять вопрос о том, что факторы раннего/позднего закрытия несинхронных данных в стандартной GMT линейке потенциально могут влиять на данные с более низкой частотой обновления. Эффект может возникнуть для неагрегированных данных, например, недельных («значение закрытия рынка в среду») или месячных («значение закрытия рынка в последний день месяца»). Хотя в (Furstenberg et al., 1989) при обсуждении этой проблемы было высказано предположение, что более низкие частоты обновления данных, скорее всего, не подвержены проблеме несинхронности дневных данных.

Однако, как показано выше, рынки с поздним закрытием всегда находятся в более выгодном положении, вбирая в себя все изменения прошедшего дня. Вместе с тем, подверженность данных с более низкой частотой обновления проблеме несинхронности можно проверить, создавая гипотетический сдвиг, где рынок США будет занимать позицию рынка Японии, т. е. будет переведен из-под влияния фактора позднего закрытия рынка под влияние фактора раннего закрытия. При этом значения индекса закрытия в предыдущий день $t - 1$

должны заменить значение индекса закрытия в текущем дне t , игнорируя реальное значение закрытия индекса в день t . В таком случае значения недельных временных рядов, основанных для всех индексов на значениях закрытия среды, для индекса США должны быть построены на основе значения закрытия рынка во вторник, тогда как значения последнего дня месяца для США должны быть заменены значениями индекса США предпоследнего торгового дня месяца. Если результаты теста причинности по Гранжеру значительно изменятся, это будет указывать на то, что и несинхронность дневных данных, и факторы раннего/позднего закрытия рынков влияют на временные ряды с более низкими частотами обновления.

Список литературы

- Григорьев Р. А., Джеффри Ш., Марченко Г. Н. (2012). Несинхронность дневных данных в анализе межрыночных взаимосвязей (на примере БРИК и развитых стран). *Прикладная эконометрика*, 26 (2), 92–112.
- Agmon T. (1972). The relations among equity markets: A study of share price co-movements in the United States, United Kingdom, Germany and Japan. *The Journal of Finance*, 27 (4), 839–855.
- Balios D., Xanthakis M. (2003). International interdependence and dynamic linkages between developed stock markets. *South Eastern Europe Journal of Economics*, 1, 105–130.
- Bessler D. A., Yang J. (2003). The structure of interdependence in international stock markets. *Journal of International Money and Finance*, 22 (2), 261–287.
- Breusch T. S., Pagan A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47 (1), 239–253.
- Chendroyaperumal C. (2008). Hicks' contemporaneous causality in economics: An evaluation. *The Manager*, 3 (1), 19–25.
- Cheung Y.-L., Mak S.-C. (1992). The international transmission of stock market fluctuation between the developed markets and the Asian–Pacific markets. *Applied Financial Economics*, 2 (1), 43–47.
- 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.
- Eun C. S., Shim S. (1989). International transmission of stock market movements. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24 (02), 241–256.
- 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*, 1989 (1), 125–179.
- Gebka 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.
- Gjerde O., Sættem F. (1995). Linkages among European and world stock markets. *The European Journal of Finance*, 1 (2), 165–179.
- Godfrey L. G. (1978). Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, 46 (6), 1303–1310.
- Granger C. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37 (3), 424–438.
- 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. <http://eprints.port.ac.uk/4143/>.

Malliaris A. G., Urrutia J. L. (1992). The international crash of October 1987: Causality tests. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27 (3), 353–364.

Newey W. K., West K. D. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55 (3), 703–708.

Peiró A., Quesada J., Uriel E. (1993). Transmission of information between stock markets. *Working paper 93–07*. Inst. Valenciano de Investigaciones Economicas (IVIE), Valencia (Spain).

Peiró A., Quesada J., Uriel E. (1995). Temporal links between price indices of stock markets with overlapping business hours. *Working paper 95–02*. Inst. Valenciano de Investigaciones Economicas (IVIE), Valencia (Spain).

Phillips P. C. B., Perron P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. Oxford University Press.

Schwarz G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics*, 6 (2), 461–464.

Singh P., Kumar B., Pandey A. (2010). Price and volatility spillovers across North American, European and Asian stock markets. *International Review of Financial Analysis*, 19 (1), 55–64.

Приложение
Результаты решения уравнений в классической форме тестирования, включая новую структуру лагов,
где рынок US находится в условиях рынка с ранним закрытием

Направление	Зависимость	Отл. лаг	Константа	α_1	α_2	β_0	β_1	β_2	Гетероскедаст.	Корректир.	Тест: все $\beta = 0$
CH→JP	P. d.	1	-0.0106*	-0.0376		-0.0047					
JP→CH	P. d.	1	0.079	-0.0069		0.0364			Reject	NW	
IN→JP	P. d.	1	-0.0158**	-0.0527**		0.0753**			Reject	NW	Reject 1%
JP→IN	P. d.	1	0.0550**	0.1096		-0.0242			Reject	NW	
IN→CH	P. d.	1	0.0757	-0.0067		0.0295			Reject	NW	
CH→IN	P. d.	1	0.0555**	0.1054		0.0003			Reject	NW	
RU→JP	P. d.	1	-0.0171**	-0.0530**		0.0554**			Reject	NW	Reject 1%
JP→RU	P. d.	1	0.0924**	0.1219		-0.0626			Reject	NW	Reject 5%
RU→CH	P. d.	1	0.0756	-0.0053		0.0172			Reject	NW	
CH→RU	P. d.	1	0.0985**	0.1167		-0.0638			Reject	NW	
RU→IN	P. d.	1	0.0529**	0.0967**		0.0302**			Reject	NW	Reject 1%
IN→RU	P. d.	1	0.0939**	0.117		-0.0051			Reject	NW	
GE→JP	P. d.	1	-0.0232**	-0.0859**		0.2651**			Reject	NW	Reject 1%
JP→GE	P. d.	1	0.0431	-0.0008		-0.0192			Reject	NW	
GE→CH	P. d.	1	0.0745	-0.0053**		0.0648**			Reject	NW	Reject 1%
CH→GE	P. d.	1	0.0438	-0.0047		-0.0053			Reject	NW	
GE→IN	P. d.	1	0.0503**	0.0883**		0.1419**			Reject	NW	Reject 1%
IN→GE	P. d.	1	0.043	-0.006		0.0082			Reject	NW	
GE→RU	P. d.	1	0.0923**	0.1092		0.0488			Reject	NW	
RU→GE	P. d.	1	0.0427	-0.0093		0.0089			Reject	NW	
FR→JP	P. d.	1	-0.0234**	-0.0916**		0.3085**			Reject	NW	Reject 1%
JP→FR	P. d.	1	0.0356	0.0366		-0.0365			Reject	NW	
FR→CH	P. d.	1	0.075	-0.0046**		0.0622**			Reject	NW	Reject 1%
CH→FR	P. d.	1	0.0373	0.0275		-0.0122			Reject	NW	
FR→IN	P. d.	1	0.0517**	0.0891**		0.1256**			Reject	NW	Reject 1%

Р. А. Григорьев, Ш. Джеффри, Г. Н. Марченко

Продолжение Приложения

Направление	Зависимость	Отл. лаг	Константа	α_1	α_2	β_0	β_1	β_2	Гетероскедаст.	Корректир.	Тест: все $\beta = 0$
IN→FR	P. d.	1	0.0366	0.0285		-0.004			Reject	NW	
FR→RU	P. d.	1	0.0922**	0.1082		0.0616			Reject	NW	
RU→FR	P. d.	1	0.0362	0.0264		0.0021			Reject	NW	
FR→GE	P. d.	1	0.0426**	-0.0927**		0.1223**			Reject	NW	Reject 1%
GE→FR	P. d.	1	0.0352**	-0.0814*		0.1219**			Reject	NW	Reject 1%
UK→JP	P. d.	1	-0.0216**	-0.0884**		0.3662**				NW	Reject 1%
JP→UK	P. d.	1	0.0261	0.021		-0.0238			Reject	NW	
UK→CH	P. d.	1	0.075	-0.0052**		0.0889**			Reject	NW	Reject 1%
CH→UK	P. d.	1	0.0274	0.0134		-0.0107			Reject	NW	
UK→IN	P. d.	1	0.0517**	0.0850**		0.1855**			Reject	NW	Reject 1%
IN→UK	P. d.	1	0.0273	0.0171		-0.0129			Reject	NW	
UK→RU	P. d.	1	0.0918**	0.1043**		0.1152*			Reject	NW	Reject 5%
RU→UK	P. d.	1	0.0261	0.0085		0.0063			Reject	NW	
UK→GE	P. d.	1	0.0432	-0.0274		0.047			Reject	NW	
GE→UK	P. d.	1	0.0252*	-0.0683**		0.0821**			Reject	NW	Reject 1%
UK→FR	P. d.	1	0.0364	0.0386		-0.0182			Reject	NW	
FR→UK	P. d.	1	0.0259	-0.0509*		0.0647*			Reject	NW	Reject 5%
BR→JP	P. d.	1	-0.0200**	-0.0617**		0.1300**				NW	Reject 1%
JP→BR	P. d.	1	0.0602**	0.0873		-0.0075			Reject	NW	
BR→CH	P. d.	1	0.0751	-0.0054**		0.0336**			Reject	NW	Reject 1%
CH→BR	P. d.	1	0.0625**	0.0869		-0.0278			Reject	NW	
BR→IN	P. d.	1	0.0504**	0.0877**		0.0927**			Reject	NW	Reject 1%
IN→BR	P. d.	1	0.0609**	0.0876		-0.0104			Reject	NW	
BR→RU	P. d.	2	0.0847**	0.0778**		0.1934**			Reject	NW	Reject 1%
RU→BR	P. d.	1	0.0604**	0.0868		-0.0004			Reject	NW	
BR→GE	P. d.	1	0.0397*	-0.0573**		0.0894**			Reject	NW	Reject 1%
GE→BR	P. d.	1	0.0600**	0.0842		0.0125			Reject	NW	

Окончание Приложения

Направление	Зависимость	Опт. лаг	Константа	α_1	α_2	β_0	β_1	β_2	Гетероскедаст.	Корректир.	Тест: все $\beta = 0$
BR→FR	P. d.	1	0.033	-0.0253**			0.0792**		Reject	NW	Reject 1%
FR→BR	P. d.	1	0.0603**	0.0866			0.0005		Reject	NW	Reject 1%
BR→UK	P. d.	1	0.0234*	-0.0482**			0.0724**		Reject	NW	Reject 1%
UK→BR	P. d.	1	0.0608**	0.0905			-0.027		Reject	NW	Reject 1%
US→JP	Lag2	1	-0.0136**	-0.0517**				0.0763**	Reject	NW	Reject 1%
JP→US	S. d.	1	0.034	-0.0211**		0.0620**			Reject	NW	Reject 1%
US→CH	Lag2	1	0.0766	-0.0052				0.0165	Reject	NW	Reject 1%
CH→US	S. d.	1	0.0328	0.0073		-0.0061			Reject	NW	Reject 1%
US→IN	Lag2	1	0.0541**	0.1002				0.0601	Reject	NW	Reject 1%
IN→US	S. d.	1	0.0298	-0.0047**		0.0473**			Reject	NW	Reject 1%
US→RU	Lag2	1	0.0953**	0.1211				-0.0639	Reject	NW	Reject 1%
RU→US	S. d.	1	0.0271	-0.0271**		0.0598**			Reject	NW	Reject 1%
US→GE	Lag2	1	0.0424	-0.0083				0.0213	Reject	NW	Reject 1%
GE→US	S. d.	2	0.0209**	-0.1731*		0.3667**	0.0767**		Reject	NW	Reject 1%
US→FR	Lag2	1	0.0367	0.0333				-0.0301	Reject	NW	Reject 1%
FR→US	S. d.	2	0.0223**	-0.1922*		0.3986**	0.0847**		Reject	NW	Reject 1%
US→UK	Lag2	1	0.0265	0.0129				0.0012	Reject	NW	Reject 1%
UK→US	S. d.	2	0.0247**	-0.1876*		0.4864**	0.0962**		Reject	NW	Reject 1%
US→BR	Lag2	1	0.0617**	0.0893				-0.1056	Reject	NW	Reject 1%
BR→US	S. d.	1	0.0208	-0.0315**		0.1936**			Reject	NW	Reject 1%

Примечание. «Зависимость» — учет влияния разных дней (P. d. — предыдущий день, классическая форма; S. d. — текущий день; Lag2 — лаг, равный 2); «Опт. лаг» — оптимальный лаг (по критерию Шварца); «Reject» — отклонение гипотезы отсутствия гетероскедастичности (Breusch, Pagan, 1980; Godfrey, 1978) на 5%-ном уровне; «NW» — наличие корректировки (Newey, West, 1987); «Тест: все $\beta = 0$ » — результаты совместного теста причинности по Гранжеру для всех $\beta_{i,t}$; ** и * — значимость коэффициентов в t -статистике на 1 и 5%-ном уровне соответственно.

Р. А. Григорьев, Ш. Джеффри, Г. Н. Марченко