

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

Несинхронность дневных данных в анализе межрыночных взаимосвязей (на примере БРИК и развитых стран)

В работе сравниваются результаты теста причинности по Гранжеру, основанные на уравнениях в классической форме и уравнениях с коррекцией несинхронности, для пары биржевых индексов (группы БРИК и развитых стран) с несинхронностью дневных данных. Показано, что в отличие от скорректированной формы уравнения классический тест причинности по Гранжеру приводит к недооценке/переоценке предшествования от рынков с ранним/поздним закрытием.

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

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

1. Введение

На современном этапе анализа межрыночных взаимосвязей проблема несинхронности дневных данных в большинстве статей по этой тематике лишь упоминается. Этот достаточно сложный вопрос является сопутствующим для эконометрических моделей, использующих дневные данные бирж (например, значения индексов на момент окончания торговой сессии), чьи торговые сессии расположены в разных временных зонах. При этом считается (Eun, Shim, 1989; Bessler, Yang, 2003), что проблема может существенно нарушать обоснованность стандартных эконометрических моделей и тестов на их основе.

Так, наиболее распространена и общепризнана подневная форма записи рыночных индикаторов, а именно, значение индекса (цены) на момент закрытия рынка. В этом случае время окончания торговой сессии известно, но в базах данных временных рядов (например, DataStream) для каждого значения закрытия есть лишь дата проведения сессии, что создает иллюзию синхронности мировых индексов в указанный день. Обсуждая вопросы причинности в экономике, Chendroyaperumal (2008) указывает, что дата в календаре есть не что иное, как имя-идентификатор некоторого кванта времени. И тогда вполне справедливо возникает вопрос: «Как исследователь воспринимает этот квант: как момент или как период?» Если квант воспринимается как момент, то исследователь подразумевает полную синхронизацию между временными рядами, и любая несинхронность воспринимается лишь как незначительное расхождение. Если же квант рассматривается как период, то исследователь понимает, что временные ряды не синхронизированы, и на основе этого пытается устранить проблему несинхронности или обойти ее. Вместе с тем, по мнению (Koch, Koch, 1991; Malliaris, Urrutia, 1992; Bessler, Yang, 2003), проблема несинхронности может привести к неправильной спецификации модели и, как следствие, предвзятости таких тестов, как причинность по Гранжеру (Granger, 1969).

Анализ литературы по данной тематике позволил выделить следующие возможные способы устранения проблемы несинхронности дневных данных. Во-первых, снизить частоту временных рядов, выбирая значения закрытия среды (четверга) в недельных данных для минимизации эффекта конца недели (Hodgson, Nicholls, 1991; Smith et al., 1993). Во-вторых, усреднять значения закрытия рынков по понедельно или помесячно (Longin, Solnik, 1995; Ramchand, Susmel, 1998; Forbes, Rigobon, 2002). В-третьих, воспользоваться синхронными данными вместо синхронизированных, как показано в работе (Kleimeier et al., 2003). В-четвертых, применить дневные данные для индексов, торговые сессии которых перекрывают друг друга (Chaudhuri, 1997; Bekiros, Diks, 2008). В-пятых, использовать первую логарифмическую разность между значениями индексов «открытие–закрытие» (open-to-close returns) и «закрытие–открытие» (close-to-open returns) (Hamao et al., 1990; Koutmos, Booth, 1995). В-шестых, употребить синхронизированную корреляцию, построенную на базе несинхронизированных дневных данных, как было предложено в (Burns et al., 1998). В-седьмых, интерпретировать модели с учетом последовательности времени закрытия торговых сессий, как показано для модели векторной авторегрессии (VAR) в работе (Eun, Shim, 1989). И наконец, проводить корректировку уравнений изменения лагов внутри модели (Malliaris, Urrutia, 1992; Cheung, Ng, 1996), которая является одним из наиболее распространенных подходов в литературе, анализирующей межрыночные взаимосвязи.

Как видно, проблема несинхронности состоит в том, что рынки, закрывающиеся раньше, имеют возможность влиять на другие рынки внутри одного дня. Поэтому для подобных случаев необходимо перестроить спецификацию уравнения и, как следствие, изменить тестируемые переменные в тесте причинности по Гранжеру. Эти переменные в классической форме отражают лишь эффект предыдущего дня, тогда как для рынков, закрывающихся раньше, необходимо тестировать эффект текущего дня.

Отметим, что аналогичные корректировки могут быть применимы в моделях с одним уравнением (Malliaris, Urrutia, 1992) или с системой уравнений (Koch, Koch, 1991). Однако, как указывается в работах (Gjerde, Settem, 1995; Singh et al., 2010), ее возможности чаще всего ограничены для многофакторных моделей, например, векторной авторегрессии (Sims, 1980).

Несмотря на то что в различных исследованиях межрыночных взаимосвязей отмечается существование проблемы несинхронности, все же в ряде работ (Wang et al., 2005; Aktan et al., 2009; Yoshida, 2010) уравнение и результаты тестов рассматриваются без учета несинхронности дневных данных. Поэтому обоснованность полученных в них выводов можно поставить под сомнение.

В целом, большое количество существующих методов устранения проблемы несинхронности лишней раз подтверждает то обстоятельство, что данный вопрос по-прежнему остается еще не до конца изученным. Именно этим немаловажным фактором обусловлено стремление дать анализ последствий игнорирования несинхронности дневных данных. В настоящей статье представлено сравнение результатов теста причинности по Гранжеру, предпринятого на уравнениях в классической спецификации и уравнениях с корректировкой несинхронности.

В ходе исследования проводилось сравнение результатов теста причинности по Гранжеру для уравнений в классической спецификации и уравнений с корректировкой несинхронности, с применением метода регрессии, использованного в статьях (Koch, Koch,

1991; Malliaris, Urrutia, 1992; Peiró et al., 1993, 1995), обсуждавших несинхронность дневных данных.

Как уже отмечалось, проблема несинхронности наиболее остро стоит для рынков, находящихся в разных временных зонах. Поскольку страны, участвующие в анализе, должны в полной мере удовлетворять данному требованию, были выбраны индексы стран, входящих в группу БРИК, и стран, имеющих развитые рынки. Это российский RTS Index (RU), китайский SHANGHAI SE Composite (CH), индийский BSE 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 значений закрытия торговых сессий из расчета пятидневной рабочей недели. Источник данных — 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 его 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 является константой, 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.

Для того чтобы рассмотреть влияние несинхронности дневных данных на выявляемые межрыночные взаимосвязи, необходимо провести сравнение результатов теста причинности по Гранжеру в классической спецификации и в спецификации лагов, организованной с помощью ограничения (Bessler, Yang, 2003). Однако перед тем, как непосредственно приступить к формулировке уравнений, необходимо наглядно представить торговые сессии рынков всех участвующих в исследовании стран на отдельной схеме (рис. 1).

Отметим, что страны расположены в том порядке, в котором проходят торговые сессии в течение одного рабочего дня: от стран с рынками, закрывающимися раньше всех (Япония), до тех, чьи рынки закрываются последними. Рисунок 1 показывает, что торговые сессии некоторых пар стран не имеют общих временных зон и, таким образом, можно утверждать, что результаты тестирования гипотезы причинности по Гранжеру, проведенного на уравнениях в классической форме, могут быть искажены наличием проблемы несинхронности дневных данных.

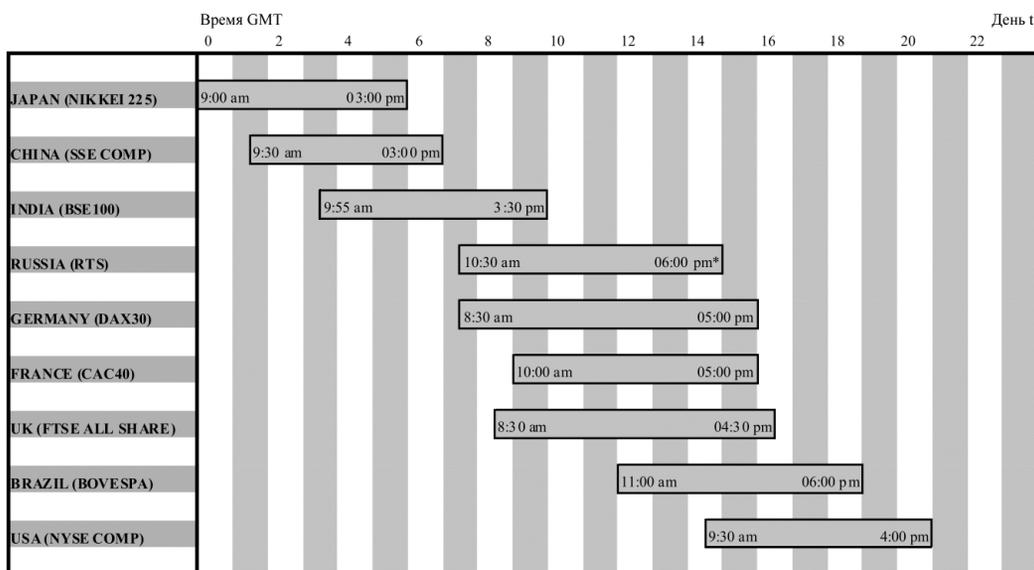


Рис. 1. Расположение торговых сессий исследуемых рынков

Источник: (Grigoryev, 2010).

Примечание. Время открытия и закрытия рынков — 1 декабря 2008 года.

*Отметим, что российский рынок в период с 25.07.2005 по 23.03.2007 закрывался на 45 минут позже обычного времени.

На рисунке представлены три группы стран с большим количеством общих временных зон, среди которых условно выделяются: азиатско-тихоокеанская (Япония, Китай, Индия), европейская (Россия, Германия, Франция, Англия) и американская (Бразилия, США). Кроме того, отметим наличие общих временных зон для стран, которые входят в разные группы. Подобная классификация встречается и в работе (Gebka, Serwa, 2007) для 12 стран с развивающимися рынками.

Рассмотрим в качестве примера взаимодействие биржевых индексов Японии и США, представив переменные уравнения (1) в виде переменных US (индекс США, NYSE composite) и JP (Nikkei 225) в двух вариантах взаимодействия: US к JP (2) и JP к US (3):

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

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

где ΔJP и ΔUS — 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 с нулевым математическим ожиданием. Тестирование гипотезы причинности по Гранжеру для уравнений (2) и (3) может быть проведено с использованием нулевых гипотез $H_0 : \beta_{JP,z} = 0$ при $z = 1, 2, \dots, k$ и $H_0 : \beta_{US,i} = 0$ при $i = 1, 2, \dots, k$.

Уравнения (2) и (3) представляют собой стандартную структуру лагов для классического уравнения (Granger, 1969) с целью тестирования гипотезы причинности по Гранжеру с эффектом предыдущего дня: ΔUS_{t-1} влияет на ΔJP_t в уравнении (2), и ΔJP_{t-1} влияет на ΔUS_t в уравнении (3).

Отметим, что подобная структура тестирования приемлема лишь для тех рынков, торговые сессии которых находятся в одних временных зонах. Однако применение подобной спецификации переменных для рынков, чьи торговые сессии распределены в разных временных зонах, влечет за собой недооценку уровня межрыночных связей, идущих от рынков с ранним закрытием.

Рисунок 2 наглядно показывает диспропорцию в длительности временных интервалов между закрытием торговых сессий в классической схеме тестирования, где значение закрытия одного из индексов в день $t - 1$ влияет на значение закрытия другого индекса в день t . В паре JP_{t-1} к US_t можно видеть, что должно пройти 39 часов, чтобы сигнал закрытия Японии в предыдущий день повлиял на значение США в текущий день. Напротив, значение закрытия индекса США в предыдущий день может иметь эффект на значение закрытия индекса Японии уже через 9 часов. Таким образом, временной интервал направления JP на US в четыре раза превосходит временной интервал направления US на JP, что может привести к недооценке влияния индекса Японии на США.

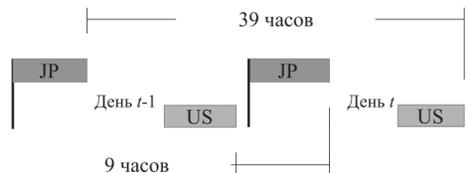


Рис. 2. Продолжительность временных интервалов между рынками Японии и США в классической схеме тестирования причинности по Гранжеру

Несинхронность дневных данных в анализе межрыночных взаимосвязей (на примере БРИК и развитых стран)

Необходимо отметить, что выводы об интервалах, сделанные по значениям закрытия индексов, апеллируют к уравнениям, использующим логарифмы значений закрытия индексов¹. Однако доходности ΔJP и ΔUS , являясь первыми логарифмическими разностями абсолютных значений закрытия индексов, так же, как и значения закрытия индексов, подвержены последствиям, которые несут с собой диспропорции временных интервалов анализируемой пары индексов между днем $t - 1$ и t .

Очевидно, что случай Японии и США не является единственным примером подобной диспропорции в интервале между временами закрытия торговых сессий. Как можно видеть из табл. 1, подобным диспропорциям подвержены все страны, чьи торговые сессии закрываются раньше. Например, Бразилия в классической схеме тестирования причинности по Гранжеру (эффект предыдущего дня) может влиять на Китай уже через 12 часов, тогда как Китай в этой же схеме тестирования может влиять на Бразилию лишь через 36 часов. Очевидно, что ни о каком паритете условий при проверке гипотезы по Гранжеру в такой схеме речь идти не может.

Таблица 1. Продолжительность интервалов между временами закрытия биржевых индексов в причинности по Гранжеру с дня $t - 1$ на день t

	JP	CH	IN	RU	GE	FR	UK	BR	US
JP	24	23	20	15	14	14	13.5	11	9
CH	25	24	21	16	15	15	14.5	12	10
IN	28	27	24	19	18	18	17.5	15	13
RU	33	32	29	24	23	23	22.5	20	18
GE	34	33	30	25	24	24	23.5	21	19
FR	34	33	30	25	24	24	23.5	21	19
UK	34.5	33.5	30.5	25.5	24.5	24.5	24	21.5	19.5
BR	37	36	33	28	27	27	26.5	24	22
US	39	38	35	30	29	29	28.5	26	24

Примечание. Значения в ячейках таблицы показывают количество часов между временем закрытия биржевого индекса, расположенного в столбце, и временем закрытия биржевого индекса, расположенного в строке, при эффекте предыдущего дня (X_{t-1} на Y_t). При эффекте от Японии (в столбце) к США (в строке) количество часов равно 39. При эффекте от США (в столбце) к Японии (в строке) количество часов равно 9. Значение на диагонали есть разность между значением закрытия предыдущего и текущего дней одного и того же рынка, и она составляет 24 часа.

Возвращаясь к паре Япония–США, необходимо отметить, что значение закрытия индекса Японии в день t сохраняет возможность влияния на значение закрытия индекса США в тот же день. И данный факт не может быть проигнорирован. Наличие межрыночных эффектов внутри одного дня подтверждается исследованиями (Eun, Shim, 1989; Koch, Koch, 1991). Кроме того, для них используется понятие «одновременное предшествование по Гранжеру» (contemporaneous causality, (Bessler, Yang, 2003)), что во многом соответствует «Гранжеровскому мгновенному предшествованию»². В этой связи Gebka и Serwa (2007) указыва-

¹ Применимость логарифмов значений и их первых разностей в тесте причинности по Гранжеру обсуждалась в работе (Kleimeier, Sander, 2002).

² «Granger’s instantaneous causality» (Granger, 1969).

ют: «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 и Америке с лагом 0»³.

Бесслер и Янг (Bessler, Yang, 2003), базируясь на исследованиях (Eun, Shim, 1989; Koch, Koch, 1991), ввели ограничение при формулировке спецификаций переменных для уравнений, подверженных проблеме несинхронности, и данная спецификация лагов переменных не противоречит подходу, использованному в работе (Gebka, Serwa, 2007). Ограничение Бесслера и Янга сформулировано следующим образом: «Рынок А не может влиять на рынок Б “одновременно”, если Б закрыт до того, как А открылся (внутри одного календарного дня)»⁴.

Поскольку рынок Японии закрывается раньше, чем рынок США, то это дает возможность рынку Японии влиять на рынок США внутри одного дня. Напротив, рынок США лишен такой возможности, так как рынок Японии закрывается до того, как рынок США открывается. Таким образом, уравнение (2) не претерпевает изменений в связи с использованием ограничения (Bessler, Yang, 2003). Вместе с тем, уравнение (3) подлежит корректировке, при которой для рынка Японии допускается возможность влиять на рынок США внутри одного дня. Уравнение (3) с подобной корректировкой может быть представлено в виде следующего уравнения (4):

$$\Delta US_t = \delta_{US,0} + \sum_{j=1}^k \alpha_{US,j} \Delta US_{t-j} + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{US,i} \Delta JP_{t-i} + \varepsilon_{US,t}. \quad (4)$$

Отметим также, что подобное преобразование схемы взаимодействия переменных ведет к уменьшению временного интервала между Японией и США до 15 часов (рис. 3). И тогда можно утверждать, что хотя после корректировки несинхронности диспропорция по-прежнему присутствует, но корректировка уравнения дает возможность выявлять межрыночные связи, идущие от Японии внутри одного дня.

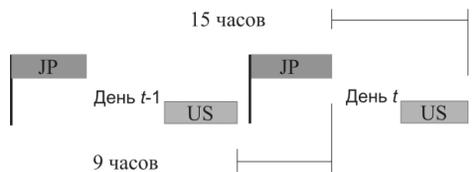


Рис. 3. Продолжительность временных интервалов между рынками Японии и США в схеме тестирования причинности по Гранжеру с учетом корректировки (Bessler, Yang, 2003)

С учетом ограничения (Bessler, Yang, 2003), можно представить общий вид уравнения для тестирования причинности по Гранжеру:

$$\Delta Y_t = \delta_{Y,0} + \sum_{q=1}^k \alpha_{Y,q} \Delta Y_{t-q} + \sum_{z=l_{X,Y}}^{k-1+l_{X,Y}} \beta_{Y,z} \Delta X_{t-z} + \varepsilon_{Y,t}. \quad (5)$$

³ «...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» (Gebka, Serwa, 2007).

⁴ «Market A cannot influence market B in contemporaneous time, if the latter (B) is closed before the former (A) opens (on the same calendar day)» (Bessler, Yang, 2003).

При этом корректирующий параметр $l_{x,y}$ будет задаваться таблицей 1 для стандартной формы и таблицей 2 для формы с коррекцией несинхронности. При этом нулевой гипотезой причинности будет $H_{y,0} : \beta_{y,z} = 0$, при $z = l_{x,y}, \dots, k - 1 + l_{x,y}$. Необходимо отметить, что в табл. 2 корректирующий параметр $l_{x,y}$ во всех ячейках имеет значение 1, подразумевая эффект предыдущего дня, т. е. 1 берется в качестве начального лага. В таблице 3, следуя ограничению (Bessler, Yang, 2003), корректирующий параметр $l_{x,y}$ имеет значение 0, что позволяет проверить гипотезу отсутствия причинности по Гранжеру эффекта текущего дня для рынков, закрывающихся раньше, т. е. 0 берется в качестве начального лага.

Таблица 2. Значения корректирующего параметра $l_{x,y}$ для стандартной формы теста причинности по Гранжеру (только эффект предыдущего дня)

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

Примечание. Предполагается тестирование причинности по Гранжеру в классической форме, используя параметр $l_{x,y}$. Например, проверяется причинная связь в направлении от индекса JP в столбце к индексу US в строке с лагом 1 ($l_{JP,US} = 1$), и в направлении от индекса US в столбце к индексу JP в строке с лагом 1 ($l_{US,JP} = 1$). Оба направления подразумевают эффект только предыдущего дня.

Таблица 3. Значения корректирующего параметра $l_{x,y}$ для причинности по Гранжеру с ограничением (Bessler, Yang, 2003) (эффект текущего дня для рынков с ранним закрытием)

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

Примечание. Предполагается тестирование причинности по Гранжеру на базе уравнений в скорректированной форме, используя параметр $l_{x,y}$. Например, проверяется причинная связь в направлении от индекса JP в столбце к индексу US в строке с лагом 0 ($l_{JP,US} = 0$), подразумевая эффект текущего дня. Направления от индекса US в столбце к индексу JP в строке подразумевает тестирование с лагом 1 ($l_{US,JP} = 0$) как и в классической форме, потому что по ограничению (Bessler, Yang, 2003) рынок US не может влиять на рынок JP внутри одного дня, поскольку JP уже закрыт.

Обозначив параметры построения модели, перейдем непосредственно к анализу эмпирических результатов.

3. Анализ результатов исследования

Перед тем как перейти к анализу результатов тестирования причинности по Гранжеру в классической форме и с корректировкой (Bessler, Yang, 2003), необходимо провести ряд предварительных тестов. И в первую очередь — подтвердить стационарность временных рядов для их применения в уравнении регрессии, для чего воспользуемся наиболее распространенными в литературе тестами ADF (Dickey, Fuller, 1979) и PP (Phillips, Perron, 1988).

Известно, что финансовые временные ряды обычно интегрированы с порядком 1. Результаты обоих тестов приведены в табл. 4, и они показывают, что гипотеза о наличии единичного корня не отвергнута на логарифмах значений участвующих временных рядов, но отвергнута с высоким уровнем значимости на их первой разности. В таком случае ряды логарифмических значений считаются интегрированными первого порядка, а их первые разности являются стационарными. Стационарность первой разности логарифмических значений временных рядов дает возможность использовать ее в уравнениях регрессии, описанных выше.

Таблица 4. Результаты тестирования гипотезы нестационарности тестами ADF и PP

Индекс	Логарифмические значения		Логарифмические разности	
	ADF <i>t</i> -статистика	PP <i>t</i> -статистика	ADF <i>t</i> -статистика	PP <i>t</i> -статистика
JP	-1.631 (0)	-1.503	-58.092 (0) **	-58.274 **
CH	-0.543 (0)	-0.583	-56.238 (0) **	-56.241 **
IN	-0.462 (1)	-0.439	-50.377 (0) **	-50.419 **
RU	-1.476 (1)	-1.547	-49.740 (0) **	-49.872 **
GE	-1.076 (0)	-1.042	-56.190 (0) **	-56.210 **
FR	-1.654 (0)	-1.497	-54.399 (0) **	-54.660 **
UK	-1.444 (0)	-1.299	-55.168 (0) **	-55.469 **
BR	-0.929 (1)	-0.829	-51.273 (0) **	-51.147 **
US	-2.184 (0)	-2.070	-55.528 (0) **	-55.778 **

Примечание. Длина лагов (показана в скобках) для теста ADF была выбрана с помощью критерия Шварца (Schwarz, 1978). Тесты включают в себя наличие константы и тренда в спецификации.

** означает отклонение гипотезы на 1%-ном уровне значимости.

Для определения корректной спецификации уравнения для теста причинности по Гранжеру обычно предлагается учитывать имеющиеся между временными рядами коинтеграционные характеристики. Вместе с тем, наиболее распространенный тест коинтеграции (Johansen, 1991) предполагает использование модели VAR. Однако, как отмечалось ранее, использование VAR с дневными данными для рынков в разных временных зонах является некорректным (Gjerde, Sættem, 1995; Singh et al., 2010). В то же время использование двухшагового метода определения наличия коинтеграции (Engle, Granger, 1987) может вы-

Несинхронность дневных данных в анализе межрыночных взаимосвязей (на примере БРИК и развитых стран)

звать вопросы при вычислении линейной комбинации логарифмов значений двух индексов, т. к. с ними также может возникнуть проблема несинхронности дневных данных. По этой же причине стандартная спецификация теста коинтеграции (Pesaran et al., 2001) может не согласовываться с несинхронностью временных рядов. Кроме того, ряд исследователей, в частности, (Furstenberg et al., 1989; Malliaris, Urrutia, 1992; Peiró et al., 1993, 1995), анализировавшие несинхронность, использовали только уравнение регрессии, не рассматривая более сложные модели.

Не принимая во внимание коинтеграционные параметры внутри пар индексов, в данном исследовании предлагается использовать регрессионную модель, а именно: для девяти анализируемых стран рассмотреть 36 пар комбинаций стран, как в классической форме, так и с корректировкой уравнения.

Прежде всего, представим параметры построения модели и дополнительные процедуры к ней.

Временные ряды состоят из 3130 наблюдений, представленных в виде первых логарифмических разностей значений закрытия индекса в период с 02.01.1996 по 31.12.2007. Решенные уравнения, участвовавшие в тесте причинности по Гранжеру, представлены в Приложениях 1 и 2. В ходе анализа определение числа лагов производилось посредством минимизации критерия Шварца (Schwarz, 1978) для $k = l_{X,Y}, l_{X,Y} + 1, \dots, l_{X,Y} + 9$, где максимальный найденный лаг был равен 3. Кроме того, все уравнения в ходе решения тестировались с помощью тестов Бреуша–Пагана (Breusch, Pagan, 1980) и Годфрея (Godfrey, 1978) на наличие гетероскедастичности в ошибках. Если гетероскедастичность не подтверждалась, 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 тестирования причинности по Гранжеру для обеих форм показаны в табл. 5 и 6.

Таблица 5 представляет собой классическую форму, предполагающую наличие причинной связи (по Гранжеру) между предыдущим днем и днем текущим. Последовательность ее индексов расположена так же, как и в табл. 1, начиная с индекса Японии и заканчивая индексом США. Результаты тестирования гипотезы по Гранжеру верхней половины таблицы (выше диагонали), за редким исключением, склонны отклонять гипотезу отсутствия причинности по Гранжеру, т. е. показывают наличие причинной связи. Например, все индексы (кроме Китая) предшествуют индексу Японии. Индексу Китая, в свою очередь, предшествуют все индексы, кроме Японии, Индии и России. С другой стороны, Бразилия и США предшествуют всем индексам, при этом ни один индекс не предшествует им. Таким образом, США вместе с Бразилией выглядят самыми доминирующими рынками в обследуемый период при условии использования классической формы тестирования по Гранжеру.

Сравнив результаты тестирования причинности по Гранжеру в классической форме (табл. 5) с таблицей временных интервалов (табл. 1), внесем некоторое пояснение. Результаты в указанных таблицах коррелируют между собой, т. к. половина матрицы табл. 5, расположенная ниже диагонали, представляет собой интервалы длительностью более 24 часов в табл. 1. Таким образом, временные интервалы между закрытиями индексов, по сути, являются предопределяющими факторами в классической форме причинности по Гранжеру, в том числе при использовании первой разности логарифмов значений закрытия рынков.

Таблица 5. Результаты теста причинности по Гранжеру для классического уравнения

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

Примечание. Гипотеза отсутствия причинности по Гранжеру тестировалась на основе уравнения (5), где параметр $l_{x,y}$ брался из табл. 2 для каждого возможного направления зависимости и 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 $H_{y,0}$ о наличии влияния по Гранжеру страны в столбце на страну в строке на 1%- и 5%-ном уровнях.

И тогда становится вполне очевидным, что чем меньше временной интервал, тем более вероятно, что сигнал предшествующего рынка будет сохранен без искажений перед тем, как быть поглощенным принимающим рынком, подтверждая тем самым, что число искажающих сигнал инноваций обычно меньше в коротком интервале (Furstenberg et al., 1989). Рынки, закрытие которых синхронно во времени, имеют наикратчайший интервал и, следовательно, с высокой долей вероятности имеют «мгновенное предшествование по Гранжеру», т.к. сигнал не успевает смешиваться с другими инновациями в течение дня и доставляется неискаженным. Хорошим примером в этом смысле являются рынки Германии, Франции и Великобритании. Они с высокой вероятностью демонстрируют высокий уровень корреляции и большую магнитуду переключений (Gjerde, Sættem, 1995; Bessler, Yang, 2003; Gebka, Serwa, 2007; Singh et al., 2010).

Таким образом, временной интервал между закрытиями торговых сессий неизбежно влияет на значимость отклонения гипотезы отсутствия причинности по Гранжеру и на диспропорции в интервалах между двумя направлениями возможных зависимостей внутри одной пары индексов, ставя рынок (закрывающийся позже) с коротким интервалом в более выгодное положение, тогда как влияние рынка (закрывающегося раньше) с большим временным интервалом незначительно в классической схеме тестирования причинности по Гранжеру.

Вместе с тем, закрытие рынков США и Бразилии позже остальных частично может быть объяснено традиционно сложившейся системой измерения времени GMT (Greenwich Mean Time), которая фиксирует эти рынки в конце дня. Таблица 5, по сути, показывает, что размещение рынков внутри рабочего дня (при классической схеме тестирования) является значимым фактором, который предопределяет продолжительность временных интервалов, и, следовательно, процесс измерения взаимозависимости между рынками, проведенный в классической форме. Рынки, закрывающиеся позже всех в течение дня, с боль-

Несинхронность дневных данных в анализе межрыночных взаимосвязей (на примере БРИК и развитых стран)

шой вероятностью склонны к отклонению гипотезы отсутствия причинности по Гранжеру по отношению к рынкам с ранним закрытием. Можно также предположить, что в принципе любой рынок, закрывающий день, скорее всего с высокой долей вероятности будет отклонять гипотезу отсутствия причинности по Гранжеру на рынки следующего дня, т. к. он вбирает в себя все значимые инновации предыдущего дня с рынков, закрывшихся раньше него. Именно поэтому, будучи аккумулятором всех значимых инноваций предыдущего дня, значения этого индекса являются основной значимой инновацией для других индексов в текущий день, что дает ему возможность отклонения гипотезы отсутствия причинности по Гранжеру в классической форме тестирования. Последовательность закрытий торговых сессий в течение дня есть продукт традиционной структуры измерения времени, и изменения в традиционной системе измерения времени будут влиять на результаты теста причинности по Гранжеру, проведенного в классической форме (Grigoryev, 2010).

Таблица 6. Результаты теста причинности по Гранжеру для уравнений с ограничением (Bessler, Yang, 2003)

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

Примечание. Гипотеза отсутствия причинности по Гранжеру тестировалась на основе уравнения (5), где параметр $l_{x,y}$ брался из табл. 3 для каждого возможного направления зависимости и 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 $H_{y,0}$ о наличии влияния по Гранжеру страны в столбце на страну в строке на 1%- и 5%-ном уровнях.

В таблице 6 представлены результаты тестирования гипотезы причинности по Гранжеру на уравнениях, которые допускают возможность влияния внутри одного дня по правилу Бесслера и Янга. В скорректированной форме все индексы предшествуют друг другу с высоким уровнем значимости. Данные результаты коррелируют с теми, что были представлены в работе (Gjerde, Sættem, 1995), где использовалась схожая техника корректировки уравнений. Однако при этом нельзя не учитывать изолированной позиции Китая, индекс которого предшествует индексам стран лишь из своего региона (Японии и Индии), влияя на них в текущем дне. При этом индексы всех стран, за исключением России и США, предшествуют индексу Китая. Изолированная позиция Китая также была отмечена и в других исследованиях (Huang et al., 2000; Bahng, Shin, 2003; Baur, Fry, 2009; Wang, Lee, 2009).

4. Выводы

В данном исследовании рассматривались последствия игнорирования несинхронности дневных данных рынков, которые находятся в разных временных зонах. Анализ проводился на уравнениях регрессии с помощью сравнения результатов теста причинности по Гранжеру в классической форме и с корректировкой (Bessler, Yang, 2003). Обнаруженные в ходе этого анализа различия между классической и скорректированной формами причинности по Гранжеру показали, что использование классической формы с несинхронным типом данных приводит к значительной недооценке значимости причинности (переключений) рынков с ранним закрытием, скрывая их влияние внутри текущего дня.

В то же время подобное игнорирование ведет к переоценке значимости влияния рынков, закрывающихся позже, на фоне отсутствия предшественний от рынков с ранним закрытием в классической схеме тестирования гипотезы причинности по Гранжеру. В связи с этим использование корректировки несинхронности является значимым инструментом при определении реальных взаимозависимостей между рынками. Отметим также, что результаты данного исследования могут быть распространены не только на финансовые временные ряды, но и на другие типы данных.

Список литературы

Aktan B., Mandaci P. E., Kopurlu B. S., Ersener B. (2009). Behaviour of emerging stock markets in the global financial meltdown: Evidence from bric-a. *African Journal of Business Management*, 3 (9), 396–404.

Bahng J. S., Shin S.-M. (2003). Do stock price indices respond asymmetrically?: Evidence from China, Japan, and South Korea. *Journal of Asian Economics*, 14 (4), 541–563.

Baur D. G., Fry R. A. (2009). Multivariate contagion and interdependence. *Journal of Asian Economics*, 20 (4), 353–366.

Bekiros S. D., Diks C. G. H. (2008). The nonlinear dynamic relationship of exchange rates: Parametric and nonparametric causality testing. *Journal of Macroeconomics*, 30 (4), 1641–1650.

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.

Burns P., Engle R. F., Mezrich J. J. (1998). Correlations and volatilities of asynchronous data. *The Journal of Derivatives*, 5 (4), 7–18.

Chaudhuri K. (1997). Cointegration, error correction and Granger causality: An application with Latin American stock markets. *Applied Economics Letters*, 4 (8), 469–471.

Chendroyaperumal C. (2008). Hicks' contemporaneous causality in economics: An evaluation. *The Manager*, 3 (1), 19–25.

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.

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.

Engle R. F., Granger C. W. J. (1987). Cointegration 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 (2), 241–256.

Forbes K. J., Rigobon R. (2002). No contagion, only interdependence: Measuring stock market comovements. *The Journal of Finance*, 57 (5), 2223–2261.

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/>.

Hamao Y., Masulis R. W., Ng V. (1990). Correlations in price changes and volatility across international stock markets. *The Review of Financial Studies*, 3 (2), 281–307.

Hodgson A., Nicholls D. (1991). The impact of index futures markets on Australian sharemarket volatility. *Journal of Business Finance & Accounting*, 18 (2), 267–280.

Huang B.-N., Yang C.-W., Hu J. W.-S. (2000). Causality and cointegration of stock markets among the United States, Japan and the South China Growth Triangle. *International Review of Financial Analysis*, 9 (3), 281–297.

Johansen S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59 (6), 1551–1580.

Kleimeier S., Lehnert T., Verschoor W. F. C. (2003). Contagion versus interdependence: A re-examination of Asian-crisis stock market comovements. http://papers.ssrn.com/sol3/Delivery.cfm/SSRN_ID424524_code030721440.pdf?abstractid=424524&mirid=1.

Kleimeier S., Sander H. (2002). Contagion and causality: An empirical investigation of four Asian crisis episodes: Maastricht University. FdEWB. METEOR.

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.

Koutmos G., Booth G. G. (1995). Asymmetric volatility transmission in international stock markets. *Journal of International Money and Finance*, 14 (6), 747–762.

Longin F., Solnik B. (1995). Is the correlation in international equity returns constant: 1960–1990? *Journal of International Money and Finance*, 14 (11), 3–26.

Malliari 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).

Pesaran M. H., Shin Y., Smith R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16 (3), 289–326.

Phillips P. C. B., Perron P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, 335–346.

Ramchand L., Susmel R. (1998). Variances and covariances of international stock returns: the international capital asset pricing model revisited. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 8 (1), 39–57.

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.

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.

Smith K. L., Brocato J., Rogers J. E. (1993). Regularities in the data between major equity markets: evidence from Granger causality tests. *Applied Financial Economics*, 3 (1), 55–60.

Wang K.-M., Lee Y.-M. (2009). The stock market spillover channels in the 1997 Asian financial crisis. *International Research Journal of Finance and Economics*, 26, 105–133.

Wang Y., Gunasekarage A., Power D. M. (2005). Return and volatility spillovers from developed to emerging capital markets: the case of South Asia. *Contemporary Studies in Economic and Financial Analysis*, 86, 139–166.

Yoshida Y. (2010). Is this time different for Asia?: Evidence from stock markets. *Discussion Paper 40*. Kyushu Sangyo University.

Приложение 1
Результаты решения уравнений в классической форме тестирования
(влияние только предыдущего дня)

Направление	Оптимальный лаг	Константа	α_1	α_2	α_3	β_1	β_2	β_3	Гетероскедаст.	Корректировка	Тест: все $\beta = 0$
CH → JP	1	-0.0106*	-0.0376			-0.0047					
JP → CH	1	0.0779	-0.0069			0.0364			Reject	NW	
IN → JP	1	-0.0158**	-0.0527**			0.0753**			Reject		Reject 1%
JP → IN	1	0.0550**	0.1096			-0.0242			Reject	NW	
IN → CH	1	0.0757	-0.0067			0.0295			Reject	NW	
CH → IN	1	0.0555**	0.1054			0.0003			Reject	NW	
RU → JP	1	-0.0171**	-0.0530**			0.0554**			Reject		Reject 1%
JP → RU	1	0.0924**	0.1219			-0.0626			Reject	NW	Reject 5%
RU → CH	1	0.0756	-0.0053			0.0172			Reject	NW	
CH → RU	1	0.0985**	0.1167			-0.0638			Reject	NW	
RU → IN	1	0.0529**	0.0967**			0.0302**			Reject	NW	Reject 1%
IN → RU	1	0.0939**	0.117			-0.0051			Reject	NW	
GE → JP	1	-0.0232**	-0.0859**			0.2651**			Reject		Reject 1%
JP → GE	1	0.0431	-0.0008			-0.0192			Reject	NW	
GE → CH	1	0.0745	-0.0053**			0.0648**			Reject	NW	Reject 1%
CH → GE	1	0.0438	-0.0047			-0.0053			Reject	NW	
GE → IN	1	0.0503**	0.0883**			0.1419**			Reject	NW	Reject 1%
IN → GE	1	0.043	-0.006			0.0082			Reject	NW	
GE → RU	1	0.0923**	0.1092			0.0488			Reject	NW	
RU → GE	1	0.0427	-0.0093			0.0089			Reject	NW	
FR → JP	1	-0.0234**	-0.0916**			0.3085**			Reject		Reject 1%
JP → FR	1	0.0356	0.0366			-0.0365			Reject	NW	
FR → CH	1	0.075	-0.0046**			0.0622**			Reject	NW	Reject 1%

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

Несинхронность дневных данных в анализе межрыночных взаимосвязей (на примере БРИК и развитых стран)

Продолжение Приложения 1

Направление	Оптим. лаг	Константа	α_1	α_2	α_3	β_1	β_2	β_3	Гетероскедаст.	Корректировка	Тест: все $\beta = 0$
CH → FR	1	0.0373	0.0275			-0.0122			Reject	NW	
FR → IN	1	0.0517**	0.0891**			0.1256**			Reject	NW	Reject 1%
IN → FR	1	0.0366	0.0285			-0.004			Reject	NW	
FR → RU	1	0.0922**	0.1082			0.0616			Reject	NW	
RU → FR	1	0.0362	0.0264			0.0021			Reject	NW	
FR → GE	1	0.0426**	-0.0927**			0.1223**			Reject	NW	Reject 1%
GE → FR	1	0.0352*	-0.0814**			0.1219**			Reject	NW	Reject 1%
UK → JP	1	-0.0216**	-0.0884**			0.3662**			Reject	NW	Reject 1%
JP → UK	1	0.0261	0.021			-0.0238			Reject	NW	
UK → CH	1	0.075	-0.0052**			0.0889**			Reject	NW	Reject 1%
CH → UK	1	0.0274	0.0134			-0.0107			Reject	NW	
UK → IN	1	0.0517**	0.0850**			0.1855**			Reject	NW	Reject 1%
IN → UK	1	0.0273	0.0171			-0.0129			Reject	NW	
UK → RU	1	0.0918**	0.1043*			0.1152*			Reject	NW	Reject 5%
RU → UK	1	0.0261	0.0085			0.0063			Reject	NW	
UK → GE	1	0.0432	-0.0274			0.047			Reject	NW	
GE → UK	1	0.0252*	-0.0683**			0.0821**			Reject	NW	Reject 1%
UK → FR	1	0.0364	0.0386			-0.0182			Reject	NW	
FR → UK	1	0.0259	-0.0509*			0.0647*			Reject	NW	Reject 5%
BR → JP	1	-0.0200**	-0.0617**			0.1300**			Reject	NW	Reject 1%
JP → BR	1	0.0602**	0.0873			-0.0075			Reject	NW	
BR → CH	1	0.0751	-0.0054**			0.0336**			Reject	NW	Reject 1%
CH → BR	1	0.0625**	0.0869			-0.0278			Reject	NW	
BR → IN	1	0.0504**	0.0877**			0.0927**			Reject	NW	Reject 1%
IN → BR	1	0.0609**	0.0876			-0.0104			Reject	NW	
BR → RU	1	0.0847**	0.0778**			0.1934**			Reject	NW	Reject 1%

Окончание Приложения 1

Направление	Оптим. лаг	Константа	α_1	α_2	α_3	β_1	β_2	β_3	Гетеро-складст. ровка	Корректи-ровка	Тест: все $\beta = 0$
RU → BR	1	0.0604**	0.0868			-0.0004			Reject	NW	
BR → GE	1	0.0397*	-0.0573**			0.0894**			Reject	NW	Reject 1%
GE → BR	1	0.0600**	0.0842			0.0125			Reject	NW	
BR → FR	1	0.033	-0.0253**			0.0792**			Reject	NW	Reject 1%
FR → BR	1	0.0603**	0.0866			0.0005			Reject	NW	
BR → UK	1	0.0234*	-0.0482**			0.0724**			Reject	NW	Reject 1%
UK → BR	1	0.0608**	0.0905			-0.027			Reject	NW	
US → JP	1	-0.0266**	-0.0648**			0.4621**					Reject 1%
JP → US	1	0.0319	0.0109			-0.0276			Reject	NW	
US → CH	1	0.0747	-0.0046*			0.0801*			Reject	NW	Reject 5%
CH → US	1	0.0329	0.0067			-0.0063			Reject	NW	
US → IN	1	0.0485**	0.0945**			0.2328**			Reject	NW	Reject 1%
IN → US	1	0.0327	0.0076			-0.0053			Reject	NW	
US → RU	1	0.0794**	0.0857**			0.5298**			Reject	NW	Reject 1%
RU → US	1	0.0328	0.0089			-0.0045			Reject	NW	
US → GE	2	0.0340**	-0.1864**	-0.0699**		0.4750**	0.1302**		Reject	NW	Reject 1%
GE → US	1	0.0322	0.0009			0.0079			Reject	NW	
US → FR	1	0.0277**	-0.1354**			0.4508**			Reject	NW	Reject 1%
FR → US	1	0.032	-0.0054			0.0191			Reject	NW	
US → UK	3	0.0182**	-0.1914**	-0.0982**	-0.0883**	0.3969**	0.1073**	0.0709*	Reject	NW	Reject 1%
UK → US	1	0.0323	0.0048			0.0043			Reject	NW	
US → BR	1	0.0580**	0.0637			0.1194			Reject	NW	
BR → US	1	0.0325	0.0135			-0.0053			Reject	NW	

Примечание. «Оптим. 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 $\beta_{i,j}$; ** и * — значимость коэффициентов в t -статистике на 1%- и 5%-ном уровнях.

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

Несинхронность дневных данных в анализе межрыночных взаимосвязей (на примере БРИК и развитых стран)

Приложение 2

Результаты решения уравнений в скорректированной форме тестирования (с возможным влиянием текущего дня)

Направление	Зависимость	Опт. лаг	Константа	α_1	α_2	α_3	β_0	β_1	β_2	Гетероскедаст.	Корректир.	Тест: все $\beta = 0$
CH → JP	S.d.	1	-0.0150*	-0.0397**			0.0520**					Reject 1%
JP → CH	S.d.	1	0.078	-0.0047**			0.0579**			Reject	NW	Reject 1%
IN → JP	S.d.	2	-0.0255**	-0.0506**	-0.0503**		0.1669**	0.0573**				Reject 1%
JP → IN	S.d.	1	0.0583**	0.0928**			0.1899**			Reject	NW	Reject 1%
IN → CH	S.d.	1	0.074	-0.0054**			0.0552**			Reject	NW	Reject 1%
CH → IN	S.d.	1	0.0516**	0.1039**			0.0524**			Reject	NW	Reject 1%
RU → JP	P.d.	1	-0.0171**	-0.0530**			0.0554**					Reject 1%
JP → RU	S.d.	1	0.0978**	0.1034**			0.2561**			Reject	NW	Reject 1%
RU → CH	P.d.	1	0.0756	-0.0053			0.0172			Reject	NW	
CH → RU	S.d.	1	0.0930**	0.1163			0.0084			Reject	NW	
RU → IN	S.d.	1	0.0446**	0.1024**			0.1052**			Reject	NW	Reject 1%
IN → RU	S.d.	1	0.0777**	0.1052**			0.2757**			Reject	NW	Reject 1%
GE → JP	P.d.	1	-0.0232**	-0.0859**			0.2651**					Reject 1%
JP → GE	S.d.	1	0.0476*	-0.0524**			0.1928**			Reject	NW	Reject 1%
GE → CH	P.d.	1	0.0745	-0.0053**			0.0648**			Reject	NW	Reject 1%
CH → GE	S.d.	1	0.0431	-0.005			0.0041			Reject	NW	
GE → IN	S.d.	2	0.0444**	0.0878	-0.0078**		0.1561**	0.1430**		Reject	NW	Reject 1%
IN → GE	S.d.	1	0.0366	-0.0239**			0.1231**			Reject	NW	Reject 1%
GE → RU	S.d.	1	0.0719**	0.1125**			0.5112**			Reject	NW	Reject 1%
RU → GE	S.d.	1	0.0285	-0.0202**			0.1474**			Reject	NW	Reject 1%
FR → JP	P.d.	1	-0.0234**	-0.0916**			0.3085**					Reject 1%
JP → FR	S.d.	1	0.0402	-0.0235**			0.1791**			Reject	NW	Reject 1%
FR → CH	P.d.	1	0.075	-0.0046**			0.0622**			Reject	NW	Reject 1%

Продолжение Приложения 2

Направление	Зависимость	Опт. лаг	Константа	α_1	α_2	α_3	β_0	β_1	β_2	Гетероскедаст.	Корректур.	Тест: все $\beta = 0$
CH → FR	S.d.	1	0.037	0.0282			-0.0082			Reject	NW	
FR → IN	S.d.	2	0.0447**	0.0901	-0.0027**		0.2071**	0.1201**		Reject	NW	Reject 1%
IN → FR	S.d.	1	0.029	0.0090**			0.1293**			Reject	NW	Reject 1%
FR → RU	S.d.	1	0.0722**	0.1131**			0.5810**			Reject	NW	Reject 1%
RU → FR	S.d.	1	0.0228	0.0110**			0.1335**			Reject	NW	Reject 1%
FR → GE	S.d.	3	0.0077**	-0.2157	-0.0401**	0.0397**	0.9089**	0.2109**	0.0730**	Reject	NW	Reject 1%
GE → FR	S.d.	3	0.0077**	-0.1804*	-0.0554**	-0.0551**	0.7258**	0.1987**	0.017	Reject	NW	Reject 1%
UK → JP	P.d.	1	-0.0216**	-0.0884**				0.3662**				Reject 1%
JP → UK	S.d.	1	0.0294	-0.0349**			0.1430**			Reject	NW	Reject 1%
UK → CH	P.d.	1	0.075	-0.0052**				0.0889**		Reject	NW	Reject 1%
CH → UK	S.d.	1	0.0265	0.0132			0.0009			Reject	NW	
UK → IN	S.d.	2	0.0441**	0.0891	-0.0035**		0.2949**	0.1803**		Reject	NW	Reject 1%
IN → UK	S.d.	1	0.0204	-0.0099**			0.1107**			Reject	NW	Reject 1%
UK → RU	S.d.	1	0.0738**	0.1109**			0.7567**			Reject	NW	Reject 1%
RU → UK	S.d.	1	0.016	-0.0071**			0.1055**			Reject	NW	Reject 1%
UK → GE	S.d.	2	0.0177**	-0.1111	-0.0075**		1.0043**	0.1175**		Reject	NW	Reject 1%
GE → UK	S.d.	3	0.0063**	-0.0957	-0.0349**	-0.0534**	0.4826**	0.0974**	0.0129	Reject	NW	Reject 1%
UK → FR	S.d.	1	0.0108	-0.0063**			0.9933**					Reject 1%
FR → UK	S.d.	1	0.0045	0.0013**			0.5984**			Reject	NW	Reject 1%
BR → JP	P.d.	1	-0.0200**	-0.0617**				0.1300**				Reject 1%
JP → BR	S.d.	1	0.0634**	0.0664**			0.1617**			Reject	NW	Reject 1%
BR → CH	P.d.	1	0.0751	-0.0054**				0.0336**		Reject	NW	Reject 1%
CH → BR	S.d.	1	0.0599**	0.0865			0.0061			Reject	NW	
BR → IN	P.d.	1	0.0504**	0.0877**				0.0927**		Reject	NW	Reject 1%
IN → BR	S.d.	1	0.0506**	0.0691**			0.1757**			Reject	NW	Reject 1%
BR → RU	S.d.	2	0.0716**	0.0776	0.0018**		0.2241**	0.1741**		Reject	NW	Reject 1%

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

Несинхронность дневных данных в анализе межрыночных взаимосвязей (на примере БРИК и развитых стран)

Окончание Приложения 2

Направление	Зависимость	Опт. лаг	Константа	α_1	α_2	α_3	β_0	β_1	β_2	Гетероскедаст.	Корректр.	Тест: все $\beta = 0$
RU → BR	S.d.	1	0.0428*	0.0461**			0.1915**			Reject	NW	Reject 1%
BR → GE	S.d.	2	0.0289**	-0.0603	-0.0251**		0.1967**	0.0735**		Reject	NW	Reject 1%
GE → BR	S.d.	1	0.0384*	0.0417**			0.5784**			Reject	NW	Reject 1%
BR → FR	S.d.	3	0.027	-0.0245	-0.0293**	-0.0653**	0.1801**	0.0659**	-0.0124	Reject	NW	Reject 1%
FR → BR	S.d.	1	0.039	0.0376**			0.6587**			Reject	NW	Reject 1%
BR → UK	S.d.	3	0.0187	-0.0419	-0.0217**	-0.0696**	0.1368**	0.0612**	-0.0139	Reject	NW	Reject 1%
UK → BR	S.d.	1	0.0414	0.0317**			0.8377**			Reject	NW	Reject 1%
US → JP	P.d.	1	-0.0266**	-0.0648**				0.4621**		Reject	NW	Reject 1%
JP → US	S.d.	1	0.034	-0.0211**			0.0620**			Reject	NW	Reject 1%
US → CH	P.d.	1	0.0747	-0.0046*				0.0801*		Reject	NW	Reject 5%
CH → US	S.d.	1	0.0328	0.0073			-0.0061			Reject	NW	Reject 1%
US → IN	P.d.	1	0.0485**	0.0945**				0.2328**		Reject	NW	Reject 1%
IN → US	S.d.	1	0.0298	-0.0047**			0.0473**			Reject	NW	Reject 1%
US → RU	S.d.	2	0.0644**	0.0872	0.0046**		0.4470**	0.5263**		Reject	NW	Reject 1%
RU → US	S.d.	1	0.0271	-0.0271**			0.0598**			Reject	NW	Reject 1%
US → GE	S.d.	3	0.0088**	-0.1940**	-0.0594	0.0097**	0.7516**	0.4757**	0.1406**	Reject	NW	Reject 1%
GE → US	S.d.	2	0.0209**	-0.1731*	-0.0523**		0.3667**	0.0767**		Reject	NW	Reject 1%
US → FR	S.d.	3	0.0086**	-0.1757**	-0.0699**	-0.0515**	0.6450**	0.4730**	0.1029**	Reject	NW	Reject 1%
FR → US	S.d.	2	0.0223**	-0.1922*	-0.0433**		0.3986**	0.0847**		Reject	NW	Reject 1%
US → UK	S.d.	3	0.0039**	-0.1895**	-0.0647**	-0.0531**	0.4620**	0.3920**	0.1011**	Reject	NW	Reject 1%
UK → US	S.d.	2	0.0247**	-0.1876*	-0.0520**		0.4864**	0.0962**		Reject	NW	Reject 1%
US → BR	S.d.	1	0.0196**	0.0901**			1.2410**			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); «Оптим. лаг» — оптимальный лаг (по критерию Шварца); «Reject» — отклонение гипотезы отсутствия гетероскедастичности (Breusch, Pagan, 1980; Godfrey, 1978) на 5%-ном уровне; «NW» — наличие коррективов (Newey, West, 1987); «Тест: все $\beta = 0$ » — результаты совместного теста причинности по Гранжеру для всех $\beta_{1,2}$; ** и * — значимость коэффициентов в t-статистике на 1%- и 5%-ном уровнях.