

Одновременные эффекты несинхронных временных рядов: проблемы VAR-модели

© 2019 г. Р.А. Григорьев

*НИИ проблем социально-экономического развития,
Казанский инновационный университет им. В.Г. Тимирязева (ИЭУП), Казань
E-mail: Ruslan.grigoryev@yandex.ru*

Поступила в редакцию 15.02.2018 г.

Автор благодарит анонимных рецензентов за рекомендации по улучшению статьи. Автор благодарит Б.Е. Бродского за конструктивные замечания.

Требование синхронности временных рядов не является часто встречающимся условием в теоретических описаниях эконометрических моделей и тестов на их основе. Однако ввиду того что большое число показателей в мире в силу распределенности субъектов анализа в разных временных зонах являются несинхронными, исследователи стали опрометчиво использовать классические эконометрические модели, успешно работающие с синхронными временными рядами, на данных несинхронного типа. Эта статья подвергает критическому анализу применение несинхронных временных рядов в модели VAR Кристофера Симса из-за появления в них одновременных эффектов для отдельных переменных, которые при применении синхронных данных попросту отсутствуют. Новизна работы состоит в утверждении некорректности использования классических VAR- и VECM-моделей совместно с несинхронными временными рядами. Показано, что в процессе использования временных рядов, записанных неодномоментно, модель нарушает паритет начальных условий тестирования, где один из рядов получает преимущество в отклонении гипотезы грейнджеровского предшествования другому ряду. Наличие подобного диспаритета состоит в том, что временному ряду, записанному позже внутри наблюдения, классическая модель разрешает одновременные эффекты, а другому временному ряду модель в этих эффектах отказывает. Возможный вариант устранения подобных некорректностей лежит в использовании нескольких моделей VAR. Переменные лага 0 временного ряда, момент записи которого происходит позже ряда-оппонента, в случае SVAR-моделей приводит к нарушению принципов каузальности Юма. Нахождение данной переменной в составе модели нарушает корректную оценку других ее показателей, а грейнджеровское предшествование этой переменной в этом случае тестируется для направления из будущего в прошлое, что является неприемлемым.

Ключевые слова: несинхронность торгов, несинхронность, VAR, векторная авторегрессия, VECM, одновременные эффекты, мгновенное предшествование, предшествование по Грейнджеру.

Классификация JEL: C01, C49, C51, C52, C58.

DOI: 10.31857/S042473880004677-3

1. ВВЕДЕНИЕ

Векторная авторегрессия по праву является одной из самых красивейших эконометрических моделей, оценивающих линейные зависимости в стохастических процессах ввиду стройности концепции полной взаимозависимости лаговых переменных, сочетающейся с полной симметричностью их построения в спецификации нобелевского лауреата Кристофера Симса (Sims, 1980). В соответствии с концепцией VAR-модели каждая объясняемая переменная описывается как своими прошлыми значениями, так и прошлыми значениями других объясняемых переменных, возможно, с добавлением коррекции ошибок, благодаря популяризации (Engle, Granger, 1987; Granger, 1981; Энгл, Грейнджер, 2015). Простота использования VAR-модели позволила применять ее в широком спектре исследований для поиска взаимозависимостей между временными рядами.

Данная статья посвящена рассмотрению проблем VAR-модели, которая используется не для синхронных временных рядов, а для несинхронных временных рядов финансовых показателей с дневной частотой обновления (например, моменты закрытия бирж, расположенных в разных временных зонах). В статье анализируются доходности биржевых индексов (returns), посчитанные

по схеме close-to-close (значение биржевых индексов на момент закрытия). Обсуждение проводится на примере биржи NYSE США (индекс NYSE Composite) и токийской биржи Японии (индекс NIKKEI 225 Stock Average), часто используемых в качестве классического примера бирж, распределенных в разных временных зонах. Значения индексов на моменты закрытия указанных бирж формируют несинхронные временные ряды.

В 1989 г. Ч. Июн и С. Шим (Eun, Shim, 1989, p. 254), используя VAR-модель (VECM), пришли к выводу, что фондовый рынок США является доминирующим¹. Вместе с тем данный вывод может быть слишком поспешным. Необходимо отметить, что использование несинхронных временных рядов в VAR-модели всегда вызывало много нареканий, так как несинхронность не может быть корректно отображена в симметричной и жестко формализованной структуре VAR-модели ввиду отсутствия возможности интегрировать одновременные эффекты (contemporaneous term²) на паритетной основе для всех участвующих временных рядов³. Авторы (Eun, Shim, 1989) применили коррекцию несинхронности на этапе интерпретации результатов. Озабоченность Ч. Июна и С. Шима в отношении модели К. Симса (Sims, 1980) фактически показывает, что размещение рынков в разных временных зонах должно происходить с оглядкой на их очередность закрытия внутри одного дня. В этом смысле попытка устранить проблему несинхронности за счет ухода от полной лаг-симметричности VAR-модели с помощью блок-рекурсивной системы уравнений П. Коча и Т. Коча (Koch P., Koch T., 1991) является существенным продвижением вперед и стремлением к формализации процесса корректного подбора лагов для моделирования параметров уравнений с учетом временных зон. В дальнейшем невозможность корректного использования VAR-модели была убедительно подтверждена и другими авторами⁴.

К сожалению, многие авторы по-прежнему игнорируют несинхронную природу данных и решают модель VAR в классической спецификации К. Симса (Sims, 1980). В отдельных случаях даже дополнительная подготовка данных может сохранять отягощенность проблемой несинхронности, но при этом публикация результатов исследования получила большое число цитирований (например, (Forbes, Rigobon, 2002)).

Рассмотрим специфику применения VAR-модели на несинхронных временных рядах с подневной частотой обновления.

2. ОДНОВРЕМЕННЫЕ ЭФФЕКТЫ В УСЛОВИЯХ НЕСИНХРОННОСТИ: УПОМИНАНИЕ И ТРАКТОВКА

Важным доказательством несостоятельности VAR-модели применительно к несинхронным данным является следующее справедливое суждение Б. Гебка и Д. Серва (Gębka, Serwa, 2007, p. 214)

¹ “Фондовый рынок США является самым влиятельным рынком в мире. Ни один национальный фондовый рынок не имеет столь же значительного влияния, как США, с точки зрения способности учитывать отклонения ошибок на других рынках. Данный факт может отражать доминирующее положение США в мировой экономике, что, вероятно, делает страну самым важным производителем информации, влияющей на мировой фондовый рынок” (Eun, Shim, 1989, p. 254).

² Тестирование одновременных эффектов заимствует структуру гипотез из “мгновенной каузальности” (Instantaneous causality), введенную К. Грейнжером (Granger, 1969, p. 429) для синхронных временных рядов. Согласно К. Грейнжеру тестирование мгновенной каузальности может происходить путем проверки значимости параметра при значении t независимой переменной к значению t зависимой переменной, т.е. используется лаг 0. Например, проверить, влияет ли индекс биржи Японии на биржи США, можно используя следующую простую регрессию: $US_t = \beta_0 JP_t + \varepsilon_t$. Однако термин “мгновенная каузальность”, которую Грейнежер использовал для оценки влияния в моменте, представляется не совсем корректным при использовании несинхронных временных рядов, где момент уже по факту трансформируется в интервал (дистанцию между моментами закрытия бирж разных временных зон).

³ Следует отметить, что применять доходность (returns) в VAR-модели К. Симса (Sims, 1980) не рекомендуется (Brooks, 2008, p. 292–293). Обычно VAR-модель используется для моделирования логарифмов абсолютных значений.

⁴ О. Гьерде и Ф. Сеттем дали следующее пояснение относительно VAR-модели: “Метод VAR рассматривает все переменные в системе, априори не накладывая ограничений на взаимоотношения между ними” (Gjerde, Sættem, 1995, p. 166), — сделали вывод, что “при бивариантном подходе в тестировании [уравнения исключительно с двумя временными рядами] проблема асинхронных данных из различных временных зон может быть напрямую включена в формулировку теста. Однако в методе VAR попарное сопоставление невозможно и эмпирические данные необходимо интерпретировать на основе этого факта” (Ibid, p. 169).

о модели с авторегрессионной структурой в спецификации: “Исследователь должен осознавать, что переключение (spillover) с Европы и Америки на Азию с лагом 1 есть одновременное предшествование [одновременный эффект], и оно эквивалентно тому, что идет от Азии к Европе с Америкой с лагом 0”⁵. Здесь Б. Гебка и Д. Серва утверждают, что эффект с лагом 1 (переключение, или spillover), идущий от биржи США, есть одновременное предшествование, эквивалентное тому, что идет с лага 0 от бирж Азии к биржам, закрывающимся позже в дне t .

Данное мнение доказывает, что VAR-модель не может интегрировать все одновременные эффекты всех несинхронных биржевых временных рядов в классической схеме и только более поздний рынок имеет одновременные эффекты, тогда как все остальные рынки (а в большей степени — рано закрывающиеся рынки) полностью лишены этой привилегии. Остальным, следуя логике Б. Гебки и Д. Сервы, позволено тестировать одновременные эффекты только с лага 0, что и происходит по правилу Д. Бесслера и Дж. Янга (Bessler, Yang, 2003, p. 270) для уравнений, например, регрессии, но жестко симметричная система переменных VAR-моделей не предусматривает эффектов с лага 0, тем самым еще больше ущемляя в правах биржи, закрывшиеся раньше.

Итак, согласно Б. Гебке и Д. Серве (Geßka, Serwa, 2007, p. 214; Grigoryev, 2010, p. 121) рынок США, будучи рынком с поздним закрытием торговой сессии, имеет одновременное предшествование, тестируемое с лага 1 (US_{t-1}), тогда как любой рынок, закрывающийся раньше него, может иметь одновременные эффекты только с лага 0 (например, Япония JP_t), однако прямое выставление переменной лага 0 в классической модели VAR (VECM) не предусмотрено (см. таблицу).

Таблица

Биржа	Индексирование переменной одновременных эффектов	Вид переменной одновременных эффектов	Дистанция до рынка оппонента	Присутствие в VAR-модели Симса
US (США)	$t - 1$	US_{t-1}	9 часов до JP_t	Разрешено
JP (Япония)	t	JP_t	15 часов до US_t	Не разрешено

Здесь Б. Гебка и Д. Серва делают попытку устранить понятие “*граница дня*” для термина “одновременные эффекты” (contemporaneous causality). Таким образом, одновременные эффекты более не привязаны ко дню t и, как в случае с рынком США, могут приходить из предыдущего дня ($t - 1$). Данная ситуация заставляет полностью переосмыслить понятие “линейка времени” и иллюзорность привязки замеров одновременных эффектов исключительно к границам дня t . Так, переменная одновременных эффектов Японии к США составляет 15 часов, а ($t - 1$) — от США к Японии, который, в понимании Грейнджера⁶, уж точно не является одновременным эффектом (instantaneous causality, или contemporaneous causality), имеет эффект через девять часов: интервал меньший, чем у Японии.

Данные работы доказывают, что в классической VAR-модели только рынок США будет иметь одновременные эффекты в виде ($t - 1$), а все остальные рынки, закрывающиеся раньше него, будут лишены этой возможности. Стоит отметить, что переменные одновременных эффектов обычно имеют высокую магнитуду и повышенную значимость, поэтому авторы (Eun, Shim, 1989) приняли их за безусловное лидерство США⁷, при этом не разрешив другим биржам иметь собственные переменные одновременных эффектов в VAR-модели (это технически невозможно в классической модели). Можно сказать, что произошло непреднамеренное ущемление прав других бирж на уровне спецификации модели. И при этом авторы констатировали безусловное лидерство биржи США. В этом и состоит заблуждение этих авторов. Модель VAR, которая при несинхронности временных рядов или в тех случаях, когда авторы попытались, как им показалось, устранить несинхронность

⁵ Ранее также было показано в исследовании (Peiró, Quesada, Jiménez, 1993, p. 11, 12) обсуждение 9-часовых и 15-часовых интервалов в контексте одновременных эффектов.

⁶ По Грейнджеру, мгновенный эффект определяется исключительно лагом 0 объясняющей переменной (Granger, 1969, p. 429).

⁷ В работе (Григорьев и др., 2012б, с. 13) авторы называют его мнимым доминированием, а в (Resnick, Shoesmith, 2017, p. 8) — кажущимся лидерством.

временных рядов с помощью сглаживания (например, двухдневная скользящая средняя доходностей биржевого индекса), будет всегда показывать лидерство США. Таким образом, исследователь, использующий VAR-модель на базе дневных данных с рынком США и любым другим рынком, чья торговая сессия не перекрывает торговую сессию США, ставит рынок — оппонент США (opposing market) в заведомо невыгодное положение. В VAR-модели авторы разрешают одновременные эффекты, идущие от рынка США, но не разрешают одновременные эффекты с лагом t от других рынков к US_t .

Другими словами, паритетность начальных условий, когда всем индексам разрешено влияние через переменные одновременных эффектов, в VAR-модели полностью нарушена. Таким образом, *использование переменной одновременных эффектов только для одного временного ряда является неправильным*. Следовательно, классическая спецификация VAR-модели для рынков, находящихся в разных временных зонах, неверна. Более того, игнорирование отдельных переменных на этапе интерпретации также неверно ввиду целостности VAR-модели, т.е. если одна из переменных неверна или взята некорректно, то и вся модель ошибочна (т.е. полученные результаты искажены из-за наличия/отсутствия отдельных переменных).

По этой же причине возникает много нареканий к модели Eun — Shim, интерпретацию которой авторы начинали со слов: “Поскольку национальные фондовые рынки действуют в разных часовых поясах, в результате чего доходности [returns] являются несинхронными, мы тщательно изучали структуру временных различий и явно принимали во внимание его последствия для интерпретации эмпирических результатов анализа VAR” (Eun, Shim, 1989, p. 251, 254). Таким образом, они показывают, что на этапе спецификации модели VAR не удалось решить проблему несинхронности, т.е. по факту уравнение имеет некорректную спецификацию. В этой связи вопросы, связанные с несинхронностью торгов, были перенесены на этап интерпретации модели, т.е. модель решена с игнорированием того факта, что данные несинхронны. Именно поэтому в (Koch P., Koch T., 1991) авторы предложили блок-рекурсивную систему уравнений для решения проблемы несинхронности торгов биржевых индексов, распределенных в разных часовых поясах, учитывающую одновременные эффекты всех переменных.

3. НЕВОЗМОЖНОСТЬ КОРРЕКТНОЙ ИНТЕГРАЦИИ ОДНОВРЕМЕННЫХ ЭФФЕКТОВ

Необходимо отдельно отметить, что существуют попытки интеграции одновременных эффектов в VAR-уравнение. Применение VAR, учитывающей одновременную форму предшествования (contemporaneous term) (Brooks, 2008, p. 295), сводится в исходную классическую модель VAR, при этом подчеркивается факт атеоретичности (a-theoretical) VAR-модели (Ibid, p. 292). Вариант S-VAR (см., например, (Hoover, 2008, p. 723—724)) учитывает lag 0 биржи оппонента. Однако в случае несинхронных временных рядов модель VAR также не имела бы большого смысла, так как ΔUS_t в правой части уравнения означает измерение влияния ΔUS_t на ΔJP_t , которое в условиях несинхронности имеет направление из будущего в прошлое (значения биржевых индексов США, взятые в момент закрытия, не могут влиять на биржевые индексы Японии того же дня). Однако это недопустимо в рамках концепции каузальности Д. Юма (причина обязательно предшествует следствию⁸) и теста предшествования Грейнджера⁹ (Granger, 1969, 1988). Таким образом, уравнение, представленное ниже, не имеет смысла, так как в условиях несинхронности дневных данных причина не может влиять на следствие из будущего в прошлое, т.е. одна из переменных нарушает хронологию событий. Для доходностей (returns) $\Delta JP_t = \beta_0 \Delta US_t + \dots + e_t$, и так же, как и для логарифмов абсолютных значений, $JP_t = \gamma_0 US_t + \dots + e_t$.

Попытка Б. Резника и Г. Шусмита (Resnick, Shoesmith, 2017, p. 130—131) вывести рынок США из положения рынка, закрывающего универсальный день в модели VECM, так же, как это было сделано в работах (Grigoryev, 2010, p. 116—123; Григорьев и др., 2012б, p. 6—10) для регрессионных

⁸ См. (Hume, 1960, p. 155): “...Объект, который мы называем причиной, предшествует другому, который мы называем эффектом”. (Пер. авт.)

⁹ См. (Granger, 1988, p. 205): “...Причина возникает перед эффектом, и поэтому “стрела времени” может использоваться, чтобы помочь различать причину и эффект”. (Пер. авт.)

уравнений авторегрессионного типа, вполне оправдана. Повторение метода временного сдвига Р. Григорьева в целом можно считать движением в правильном направлении, но отметим, что Григорьевым VAR-модель была отвергнута (Grigoryev, 2010, p. 72—76) именно из-за невозможности применения одновременных эффектов¹⁰. Следует учитывать, что при использовании VAR-модели или VECM с большим, чем два, числом временных рядов всегда будут существовать рынки, чьи одновременные эффекты учтены не будут (в случае двух временных рядов одним из возможных решений является применение двух VAR/VECM-моделей, где временные ряды поочередно используют возможность влияния через одновременные эффекты, так как они не могут использовать ее одновременно по причине, описанной выше). Так, при имплементации модифицированного временного ряда США в статье Б. Резника и Г. Шусмита (Resnick, Shoesmith, 2017) в более выгодных условиях оказываются рынки Европы, поскольку они в этой системе закрываются последними, а уравнения, где европейские рынки начинают день, у Б. Резника и Г. Шусмита полностью отсутствуют. VAR со скорректированными временными рядами США и Канады также будет содержать ошибку, так как одновременные эффекты европейских рынков будут по умолчанию интегрированы в уравнение.

4. ПРИМЕНЕНИЕ ПЕРЕМЕННОЙ КОРРЕКЦИИ ОШИБОК НЕ ИЗБАВЛЯЕТ ОТ ПРОБЛЕМЫ НЕСИНХРОННОСТИ

Компонента коррекции ошибок в оригинальных моделях (Granger, 1983, 1986, Engle, Granger, 1987) в явном виде не была заявлена как методика ухода от несинхронности данных. Все пояснения в основном представлялись применительно к концепции существования некоего равновесия между нестационарными временными рядами (интегрированными первого порядка), разность логарифмов значений которых задает текущее отклонение от равновесия между двумя рядами. Подобную дистанцию, инкорпорированную непосредственно в регрессионное уравнение или в VECM-модель, называют переменной коррекцией ошибок¹¹.

Следует отдельно подчеркнуть, что использование переменной коррекции ошибок для ухода от несинхронности как в составе регрессионных, так и в составе VAR-модели также неправомерно, так как классическое понимание коинтеграции тоже формулировалось для временных рядов, запись которых производилась одномоментно. Понимание, что коинтеграция также подвержена несинхронности, можно найти в работах (Malliaris, Urrutia, 1992, p. 369—370; Resnick, Shoesmith, 2011, p. 191—193), где корректировка проблемы несинхронности проводилась на примере двухшагового метода (Granger, 1983, 1986, p. 216) путем изменения лага t на лаг $(t + 1)$ для объясняемой переменной. При этом компактная форма записи $lagged(\Delta x, \Delta y)$ для случая несинхронных временных рядов превращается в своеобразный черный ящик, так как неясно, какие лаги непосредственно включены в модель для каждой из переменной¹²: начиная с лага 0 или с лага 1. Изменения уравнения коррекции ошибок без изменения лага объясняемой переменной также были сформулированы в (Grigoryev, 2010, p. 87—89). Однако большинство использований VAR/VECM-модели осуществляется на данных более низкой частотности (недельных, месячных, квартальных) либо с дополнительными корректировками дневных данных. Данный факт косвенно свидетельствует о том, что авторы осознают проблематичность использования несинхронных данных в VAR- и VECM-моделях.

¹⁰ Следует упомянуть о работе М. Биллио и М. Капорина (Billio, Saropin, 2010, p. 2445), авторы которой также подняли вопрос о временных интервалах между моментами закрытия бирж в разных временных зонах в контексте анализа распространения рыночных флуктуаций (contagion) с одного регионального рынка на другие, обычно характеризующиеся повышением уровня корреляции. Модель авторов предусматривала наличие нулевого меридиана в точке изменения даты.

¹¹ Допускаются расчеты дистанций при участии нескольких переменных (Brooks, 2008, p. 339).

¹² Сохранение лага 1 в качестве начального лага для всех несинхронных временных рядов будет вести к диспаритету (под диспаритетом начальных условий тестирования понимаются изначально разные условия тестирования, предъявляемые для каждого участвующего временного ряда, например: рынку США разрешено тестировать текущие эффекты — лаг 1, а Японскому рынку в этом отказано — лаг 0 — в VAR-модели отсутствуют). Дистанции между моментами записи временных рядов различны, они также приносят значительные отклонения в реальную оценку предшествий) начальных условий тестирования предшествий, так как дистанции между лаговыми экзогенными переменными и объясняемой переменной будут значительно отличаться.

Существенным развитием концепции корректировки ошибок являются работы, посвященные учету стохастического тренда в моделях. Начиная с VECM (Engle, Granger, 1987), теста оценки многомерной коинтеграции С. Йохансена (Johansen, 1991) и работы К. Каса (Kasa, 1992), флуктуации рядов относительно некоего равновесия стали одной из популярных тем исследования взаимозависимостей между экономическими и финансовыми временными рядами. Учет стохастических трендов в обобщенном виде показан в работах (Grigoryeva et al., 2018; Korhonen, Peresetsky, 2013; Peresetsky, Yakubov, 2017; Дурдыев, Пересецкий, 2014). Очевидно, что метод, предложенный М. Корхоненом и А.А. Пересецким, имеет устойчивость к несинхронности моделируемых временных рядов, так как инкорпорирует в модель сумму дистанций, рассчитанных на основе разностей логарифмов значений участвующих несинхронных временных рядов, моменты записи которых находятся поблизости друг от друга (Korhonen, Peresetsky, 2013, p. 7, 8). Однако если лаги доходностей не будут учитывать хронологии моментов записи временных рядов внутри наблюдения, это также приведет к диспаритету начальных условий тестирования, как бы точно ни был рассчитан стохастический тренд.

Применительно к несинхронной коинтеграции остается существенный вопрос трактовки понятия “равновесие”. Равновесие по Грейджеру заявлено как равновесие временных рядов, значения которых записаны одномоментно. Как только речь начинает идти о моделировании коинтеграции (стохастического тренда), если значения временных рядов, записанных в разные моменты времени внутри наблюдения, равновесие приобретает иной смысл. Речь начинает идти о темпорально распределенном равновесии. В этом случае уместно ли говорить о равновесии в классическом смысле, как это закладывалось Р. Инглом и К. Грейджером (Engle, Granger, 1987)? Иными словами, остается вопрос, соответствует ли равновесие, взятое одномоментно, равновесию между показателями, моменты записи которых распределены во времени.

Для иллюстрации подобного измерения можно представить себе абстрактную чашу весов, на которой взвешивают два показателя относительно друг друга в один и тот же момент времени. И далее можно представить себе чаши весов, каждая из которых производит взвешивание показателей в разное время. Вопрос о том, какой смысл закладывается в первом и во втором случае, остается открытым. Предварительно здесь было бы уместно предложить ряд гипотез, насколько одномоментное равновесие соответствует (не соответствует) равновесию, сформированному на основе рядов, записанных в разные моменты времени внутри наблюдения. Стоит осторожно предположить, что это разные явления и дистанции между измеренными временными рядами в подобных равновесиях будут разными. Дополнительным вопросом классической коинтеграции в условиях несинхронности данных остается вопрос о хронологии событий, которые делают бессмысленными уравнения первого шага (Granger, 1986, p. 216) двухшагового метода Ингла—Грейджера. Так, временной ряд биржи Японии JP_t в качестве зависимой переменной относительно биржи США US_t при первом шаге классической схемы тестирования для извлечения значений отклонения от равновесия использует уравнение $JP_t = \gamma_0 US_t + e_t$, и далее: $e_t = JP_t - \gamma_0 US_t$. Однако в данной конструкции нарушаются причинно-следственные связи согласно Д. Юму (событие US_t относительно события JP_t еще не наступило). Именно поэтому классическая коинтеграция в явном виде подвержена проблеме несинхронности данных. Здесь же следует отдельно упомянуть вопрос о смещенных линейках времени (Григорьев, 2018а), которые в случае метода Ингла — Грейджера допускают наличие не одного-единственного ряда отклонений от равновесия при извлечении переменной ошибок.

В целом следует отметить, что несинхронная природа данных затрагивает практически весь комплекс авторегрессионных компонент эконометрических моделей в условиях, когда моделируется более двух временных рядов. Поэтому корректный учет моментов записи является необходимым условием для снижения влияния проблемы несинхронности данных.

5. ВОЗМОЖНЫЙ ВАРИАНТ РЕШЕНИЯ ПРОБЛЕМЫ ОДНОВРЕМЕННЫХ ПРЕДШЕСТВИЙ В VAR/VECM-МОДЕЛЯХ

Разные пути решения проблемы несинхронности предлагались многими авторами (см. обзор литературы в (Grigoryev, 2010, p. 81)). Относительно новым решением является возможность использовать метод временного сдвига, предложенного в работе Григорьева (Grigoryev, 2010, p. 117—123).

Стоит отметить, что, возможно, независимо, Б. Резник и Г. Шусмит (Resnick, Shoesmith, 2017) подтвердили корректность гипотез, подходов и выявленных закономерностей, описанных ранее в (Grigoryev, 2010)¹³.

В уравнениях (1) и (2) можно видеть, что модель VAR после временного сдвига не претерпевает изменений, но временные интервалы внутри становятся иными:

1) несинхронные временные ряды доходностей бирж Японии и США (согласно схеме 7.2-1 в (Grigoryev, 2010, p. 114)):

$$\begin{array}{c} \boxed{\begin{array}{c} \left(\begin{array}{c} \Delta JP_t \\ \Delta US_t \end{array} \right) = \left(\begin{array}{c} \delta_{JP,0} \\ \delta_{US,0} \end{array} \right) + \left(\begin{array}{cc} \alpha_{JP,1} & \beta_{JP,1} \\ \alpha_{US,1} & \beta_{US,1} \end{array} \right) \left(\begin{array}{c} \Delta JP_{t-1} \\ \Delta US_{t-1} \end{array} \right) + \left(\begin{array}{c} \varepsilon_{JP,t} \\ \varepsilon_{US,t} \end{array} \right); \end{array}} \\ \begin{array}{c} \text{39 часов} \\ \text{9 часов} \end{array} \end{array} \quad (1)$$

2) несинхронные временные ряды доходностей бирж Японии и США после сдвига в линейке времени GMT (согласно схеме 7.2-2 в (Grigoryev, 2010, p. 119)), что соответствует примеру в (Resnick, Shoesmith, 2017, p. 130,131):

$$\begin{array}{c} \boxed{\begin{array}{c} \left(\begin{array}{c} \Delta JP_t \\ \Delta US_t \end{array} \right) = \left(\begin{array}{c} \delta_{JP,0} \\ \delta_{US,0} \end{array} \right) + \left(\begin{array}{cc} \alpha_{JP,1} & \beta_{JP,1} \\ \alpha_{US,1} & \beta_{US,1} \end{array} \right) \left(\begin{array}{c} \Delta JP_{t-1} \\ \Delta US_{t-1} \end{array} \right) + \left(\begin{array}{c} \varepsilon_{JP,t} \\ \varepsilon_{US,t} \end{array} \right). \end{array}} \\ \begin{array}{c} \text{15 часов} \\ \text{33 часа} \end{array} \end{array} \quad (2)$$

Таким образом, отдельные локации нулевого меридиана могут изменять решения модели VAR (VECM). При этом проблема для VAR-модели лежит на уровне подстановки несинхронных данных в модель, а не в механизме ее работы. Так, в зависимости от того, в какой точке начинается отсчет дня, в VAR-модель могут подаваться другие данные, и это приводит к другим результатам. Таким образом, субъективность нашего выбора точки отсчета (нулевого меридиана) *универсального дня*¹⁴ приводит к двум разным результатам решения одной и той же классической модели VAR К. Симса (Sims, 1980), и это было показано на уравнениях с авторегрессионной структурой в (Grigoryev, 2010), отвергшего VAR-модель из-за большого числа проблем, упомянутых выше, которая, однако, была использована позже в работе (Resnick, Shoesmith, 2017).

Но обе указанные модели некорректны — они не могут оценивать одновременных эффектов для обоих временных рядов в каждой модели. В этой связи их можно использовать только парно, а процесс описания результатов усложняется значительно. В первой модели VAR полностью недооценивается влияние японской биржи на биржу США, а во второй — влияние биржи США на биржу Японии.

В работе (Resnick, Shoesmith, 2017) также были применены несколько моделей VAR, но их явно недостаточно для непредвзятой оценки влияния индексов друг на друга. Фактически уравнений для формального выполнения условия паритетности должно быть столько же, сколько используется временных рядов, но проблема различия в длине временных интервалов между моментами закрытия бирж по-прежнему сохраняется.

6. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Какой бы совершенной и законченной ни была модель VAR, ее использование на несинхронных данных приводит к искажению результатов ввиду диспаритета в интервалах между независи-

¹³ Анализ сходств между работой Р.А. Григорьева (Grigoryev, 2010), Б. Резника и Г. Шусмита дан в работах (Григорьев, 2018б; Григорьев, 2018в).

¹⁴ Универсальный день определялся как солнечная эпоха, которая начиналась в полночь в Гринвиче и состояла из 24 часов. Понятие установилось по итогам Международной меридианной конференции, 1884 г. (<https://dic.academic.ru/dic.nsf/ruwiki/2552>).

мыми и зависимыми переменными, а также невозможности корректного отображения мгновенных эффектов К. Грейнджера, которые также подвергаются ревизии в условиях несинхронности данных в соответствии с работами Р. Коч и Т. Коч, Д. Бесслера и Дж. Янга, Б. Гёбки и Д. Сервы.

Несинхронная запись значений временных рядов создает условие, при котором:

1) специфика индексации переменных одновременных эффектов спецификации авторегрессий в условиях несинхронности данных оказывается различной, в зависимости от того, когда фиксируется момент записи значения индекса (раньше остальных индексов или позже). Если запись значения индекса происходит раньше остальных, то используется лаг 0 для случая биржевого индекса Японии; если позже, то лаг 1 для случая с биржевым индексом США (см. правило в (Bessler, Yang, 2003, p. 270));

2) понятие “одновременные эффекты” (contemporaneous term, contemporaneous causality, или instantaneous causality) в условиях взаимодействия несинхронных временных рядов в моделях подвергается изменению индекса параметра лага с $t = 0$ на $t = 1$ для бирж с поздним закрытием согласно (Gębka, Serwa, 2007, p. 214; Grigoryev, 2010, p. 121), а одновременные эффекты для бирж с ранним закрытием и с лагом 0 не предусматриваются в классической спецификации VAR-модели. Таким образом, использование лага 1 для бирж США разрешает им иметь одновременные эффекты, но отсутствие в модели VAR лага 0 для всех независимых переменных не разрешает использовать одновременные эффекты бирж с ранним закрытием (например, Японии). Таким образом, оценивания одновременных эффектов к бирже США от бирж с ранним закрытием (например, от биржи Японии, Китая, Индии, России) в модели VAR не происходит совсем;

3) лаговые переменные различных биржевых индексов имеют разные дистанции к моментам записи значений зависимых переменных других индексов, что приводит к нарушению паритета условий тестирования (начальное условие — каждый индекс должен иметь равные условия влияния на другие индексы) (Grigoryev, 2010, p. 114—119; Григорьев и др., 2012а, 2012б). Кроме того, дистанции могут меняться реверсивно в зависимости от отправной точки (нулевого меридиана) нашего измерения времени. Нулевой меридиан выбран представителями стран на Международной меридианной конференции в Вашингтоне в 1884 г., т.е. в результате консенсуса государств, но он по-прежнему остается субъективным выбором человека, так как точка отсчета формировалась и определялась людьми. На конференции обсуждались и другие локации для нулевого меридиана; гипотетически нулевой меридиан мог находиться и в другом месте. Изменение места нулевого меридиана в отдельных интервалах 24-часовой линейки времени может привести к реверсу результатов решения классических уравнений с авторегрессионной структурой (последствия изменения локации нулевого меридиана или границ дня; метод временного сдвига (Grigoryev, 2010, p. 117—118; Григорьев и др., 2012б)). Таким образом, например, результаты решения в статье (Forbes, Rigobon, 2002), проведенные с использованием метода двухдневной скользящей средней, не решают проблемы несинхронности, а лишь приводят к излишнему сглаживанию и потере важных флуктуаций дневных данных по причинам, описанным во всех перечисленных выше пунктах.

Отметим, что К. Грейнджер и К. Симс отдельно не акцентировали внимания на том, как будет вести себя модель, если данные несинхронны. Таким образом, для модели VAR следует отдельно ввести следующее начальное условие тестирования: “Данные должны быть синхронными”. Отметим, что валидность отдельных методов синхронизации данных для применения в VAR-модели (например, двухдневной скользящей средней (Forbes, Rigobon, 2002)) также остается под вопросом ввиду сохранения проблемы несинхронности.

Таким образом, перемещение совершенной модели в несвойственные ей условия из синхронности в несинхронность может приводить к неверным результатам и, как следствие, к неверным выводам. Как показывают работы Р. Григорьева, Б. Резника и Г. Шусмита, результаты решения моделей при учете несинхронности данных могут меняться на противоположные. В терминах Грейнджера: от “да, предшествует” (“да, является лидером”) до “нет, не предшествует” (“нет, не является лидером”).

Данная статья показывает, как неполное уточнение начальных условий использования модели (применение модели исключительно для синхронных данных) может приводить к ее некоррект-

ным решениям и, как следствие, — к некорректным выводам. Следует надеяться, что исследователи будут более осторожными в применении моделей синхронных временных рядов на данных несинхронной природы.

Возможным вариантом применения классической VAR-модели для оценки взаимосвязей между финансовыми временными рядами дневной частоты состоит в использовании каскада моделей, число которых равно числу использованных временных рядов. При этом для каждой модели один из временных рядов сдвигается в прошлое, что приводит к смещению его значений в будущее на один день (для всех остальных индексов он становится первым индексом, открывающим день (Grigoryev, 2010, p. 120)), сохраняя остальные временные ряды в неизменном виде. Последовательная недооценка каждого из участвующих в VAR-модели индексов может создать условие паритета оценки, однако интерпретация результатов каскада моделей может быть значительно усложнена за счет большого числа анализируемых переменных, даже при условии использования исключительно блок-экзогенного анализа.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Григорьев Р.А., Джеффри Ш., Марченко Г.Н. (2012а). Несинхронность дневных данных в анализе межрыночных взаимосвязей (на примере БРИК и развитых стран) // *Прикладная эконометрика*. Т. 26. № 2. С. 92—112.
- Григорьев Р.А., Джеффри Ш., Марченко Г.Н. (2012б). Роль линейки времени при тестировании причинности по Гранжеру в условиях несинхронности дневных данных // *Прикладная эконометрика*. Т. 27. № 3. С. 3—19.
- Григорьев Р.А. (2018а). Нулевой меридиан: последствия для моделирования финансовых несинхронных временных рядов // *Terra Economicus*. Т. 16. № 3. С. 16—34.
- Григорьев Р.А. (2018б). Несинхронность временных рядов — основная причина лидерства бирж США в классических эконометрических моделях // *Актуальные проблемы экономики и права*. Т. 12. № 2. С. 241—255.
- Григорьев Р.А. (2018в). Репликация исследования Григорьева в статье Б. Резника и Г. Шусмита: идентичность в гипотезе, методе подготовки данных, результатах. Препринт # WP/2018/326. М.: ЦЭМИ РАН.
- Дурдыев Р.И., Пересецкий А.А. (2014). Автокорреляция в глобальном стохастическом тренде // *Прикладная эконометрика*. Т. 35. № 3. С. 39—58.
- Энгл Р.Ф., Грэнджер К.У. Дж. (2015). Коинтеграция и коррекция ошибок: представление, оценивание и тестирование // *Прикладная эконометрика*. Т. 39. № 3. С. 106—135.
- Bessler D.A., Yang J. (2003). The Structure of Interdependence in International Stock Markets // *Journal of International Money and Finance*. Vol. 22. No. 2. P. 261—287.
- Billio M., Caporin M. (2010). Market Linkages, Variance Spillovers, and Correlation Stability: Empirical Evidence of Financial Contagion // *Computational Statistics & Data Analysis*. Vol. 54. No. 11. P. 2443—2458.
- Brooks C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Eun C.S., Shim S. (1989). International Transmission of Stock Market Movements // *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. Vol. 24. No. 2. P. 241—256.
- Engle R.F., Granger C.W.J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing // *Econometrica: Journal of the Econometric Society*. Vol. 55. No. 2. P. 251—276.
- Forbes K.J., Rigobon R. (2002). No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements // *The Journal of Finance*. Vol. 57. No. 5. P. 2223—2261.
- Gębka B., Serwa D. (2007). Intra-and Inter-Regional Spillovers between Emerging Capital Markets Around the World // *Research in International Business and Finance*. Vol. 21. No. 2. P. 203—221.
- Gjerde Ø., Sættem F. (1995). Linkages Among European and World Stock Markets // *The European Journal of Finance*. Vol. 1. No. 2. P. 165—179.
- Granger C.W.J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods // *Econometrica: Journal of the Econometric Society*. Vol. 37. No. 3. P. 424—438.
- Granger C.W.J. (1981). Some Properties of Time Series Data and their Use in Econometric Model Specification // *Journal of Econometrics*. Vol. 16. No. 1. P. 121—130.

- Granger C.W.J.** (1983). Co-Integrated Variables and Error-Correcting models. Discussion Paper 83—13. Department of Economics, University of California at San Diego.
- Granger C.W.J.** (1986). Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables. // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Vol. 48. No. 3. P. 213—228.
- Granger C.W.J.** (1988). Some Recent Development in a Concept of Causality // *Journal of Econometrics*. Vol. 39. No. 1—2. P. 199—211.
- Grigoryev R.** (2010). The Interdependence between Stock Markets of BRIC and Developed Countries and the Impact of Oil Prices on this Interdependence. PhD thesis, University of Portsmouth.
- Grigoryeva L., Ortega J., Peresetsky A.A.** (2018). Volatility Forecasting Using Global Stochastic Financial Trends Extracted from Non-Synchronous Data. *Econometrics and Statistics*. Vol. 5. P. 67—82.
- Hoover K.** (2008). Causality in Economics and Econometrics. In: Durlauf S.N., Blume L. (eds) “*The New Palgrave Dictionary of Economics*” (Vol. 1). Basingstoke: Palgrave Macmillan.
- Hume D.** (1960). Treatise of Human Nature. Oxford: Clarendon Press.
- Johansen S.** (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models // *Econometrica*. Vol. 59. No.6. P. 1551—1580.
- Kasa K.** (1992). Common Stochastic Trends in International Stock Markets // *Journal of Monetary Economics*. Vol. 29. No. 1. P. 95—124.
- Koch P.D., Koch T.W.** (1991). Evolution in Dynamic Linkages Across Daily National Stock Indexes // *Journal of International Money and Finance*. Vol. 10. No. 2. P. 231—251.
- Korhonen I., Peresetsky A.** (2013). Extracting Global Stochastic Trend from Non-Synchronous Data. Bank of Finland, BOFIT Discussion Papers, No. 15/2013.
- Malliaris A.G., Urrutia J.L.** (1992). The International Crash of October 1987: Causality tests // *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. Vol. 27. No. 3. P. 353—364.
- Peresetsky A.A., Yakubov R.I.** (2017). Autocorrelation in an Unobservable Global Trend: Does It Help to Forecast Market Returns? // *International Journal of Computational Economics and Econometrics*. Vol. 7. No. 1—2. P. 152—169.
- Peiró A., Quesada J., Jiménez E.U.** (1993). Transmission of Information between Stock Markets. Institut Valencià d’Investigacions Econòmiques.
- Resnick B.G., Shoesmith G.L.** (2011). Information Transmission in the World Money Markets // *European Financial Management*. Vol. 17. No. 1. P. 183—200.
- Resnick B.G., Shoesmith G.L.** (2017). A Note on Modeling World Equity Markets with Nonsynchronous Data // *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*. Vol. 51. P. 125—132.
- Sims C.A.** (1980). Macroeconomics and Reality // *Econometrica: Journal of the Econometric Society*. Vol. 48. No. 1. P. 1—48.

REFERENCES (with English translation or transliteration)

- Bessler D.A., Yang J.** (2003). The Structure of Interdependence in International Stock Markets. *Journal of International Money and Finance*, 22, 2, 261—287.
- Billio M., Caporin M.** (2010). Market Linkages, Variance Spillovers, and Correlation Stability: Empirical Evidence of Financial Contagion. *Computational Statistics & Data Analysis*. 54, 11, 2443—2458.
- Brooks C.** (2008). Introductory Econometrics for Finance. Cambridge: Cambridge University Press.
- Durdyev R., Peresetsky A.** (2014). Autocorrelation in the Global Stochastic Trend. *Applied Econometrics*, 35, 3, 39—58 (in Russian).
- Engle R.F., Granger C.W.J.** (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 55, 2, 251—276.
- Engle R.F., Granger C.W.J.** (2015). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Applied Econometrics*, 39, 3, 106—135 (in Russian).
- Eun C.S., Shim S.** (1989). International Transmission of Stock Market Movements. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, 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.
- Gębka B., Serwa D.** (2007). Intra-and Inter-Regional Spillovers between Emerging Capital Markets Around the World. *Research in International Business and Finance*, 21, 2, 203—221.
- Gjerde Ø., Sættem F.** (1995). Linkages Among European and World Stock Markets. *The European Journal of Finance*, 1, 2, 165—179.
- Granger C.W.J.** (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 37, 3, 424—438.
- Granger C.W.J.** (1981). Some Properties of Time Series Data and their Use in Econometric Model Specification. *Journal of Econometrics*, 16, 1, 121—130.
- Granger C.W.J.** (1983). Co-Integrated Variables and Error-Correcting Models. Discussion Paper 83—13. Department of Economics, University of California at San Diego.
- Granger C.W.J.** (1986). Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 3, 213—228.
- Granger C.W.J.** (1988). Some Recent Development in a Concept of Causality. *Journal of Econometrics*, 39, 1—2, 199—211.
- Grigoryev R.** (2010). The Interdependence between Stock Markets of BRIC and Developed Countries and the Impact of Oil Prices on this Interdependence. PhD thesis, University of Portsmouth.
- Grigoryev R.** (2018a). Prime Meridian: Consequences for Modeling Financial Nonsynchronous Time Series. *Terra Economicus*, 16, 3, 16—34 (in Russian).
- Grigoryev R.** (2018b). Non-Synchronous Time Series is the Main Reason of US Stock Exchanges Leadership in Classic Econometric Models. *Actual Problems of Economics and Law*, 12, 2, 241—255 (in Russian).
- Grigoryev R.A.** (2018c). A replication of Grigoryev's research in the article by Resnik and Shoesmith: identical hypothesis, method of data preparation, results. Working paper # WP/2018/326. Moscow: CEMI RAS (in Russian).
- Grigoryev R., Jaffry S., Marchenko G.** (2012a). Investigation of the Consequences of Ignoring Daily Data Non-Synchronism in Cross-Market Linkages: BRIC and Developed Countries. *Applied Econometrics*, 2, 92—112 (in Russian).
- Grigoryev R., Jaffry S., Marchenko G.** (2012b). The Role of the Timeline in Granger Causality Test in the Presence of Daily Data Non-Synchronism. *Applied Econometrics*, 27, 3, 3—19 (in Russian).
- Grigoryeva L., Ortega J., Peresetsky A.A.** (2018). Volatility Forecasting Using Global Stochastic Financial Trends Extracted from Non-Synchronous Data. *Econometrics and Statistics*, 5, 67—82.
- Hoover K.** (2008). Causality in Economics and Econometrics. In: Durlauf S.N., Blume L. (eds) "The new Palgrave dictionary of economics". (Vol. 1). Basingstoke: Palgrave Macmillan.
- Hume D.** (1960). Treatise of Human Nature. Oxford: Clarendon Press.
- Johansen S.** (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59, 6, 1551—1580.
- Kasa K.** (1992). Common Stochastic Trends in International Stock Markets. *Journal of Monetary Economics*, 29, 1, 95—124.
- Koch P.D., Koch T.W.** (1991). Evolution in Dynamic Linkages Across Daily National Stock Indexes. *Journal of International Money and Finance*, 10, 2, 231—251.
- Korhonen I., Peresetsky A.** (2013). Extracting Global Stochastic Trend from Non-Synchronous Data. Bank of Finland. BOFIT Discussion Papers, no. 15/2013.
- Malliaris A.G., Urrutia J.L.** (1992). The International Crash of October 1987: Causality tests. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27, 3, 353—364.
- Peiró A., Quesada J., Jiménez E.U.** (1993). Transmission of Information between Stock Markets. Institut Valencià d'Investigacions Econòmiques.
- Peresetsky A.A., Yakubov R.I.** (2017). Autocorrelation in an Unobservable Global Trend: Does It Help to Forecast Market Returns? *International Journal of Computational Economics and Econometrics*, 7, 1—2, 152—169.
- Resnick B.G., Shoesmith G.L.** (2011). Information Transmission in the World Money Markets. *European Financial Management*, 17, 1, 183—200.

- Resnick B.G., Shoenish G.L. (2017). A Note on Modeling World Equity Markets with Nonsynchronous Data. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 51, 125—132.
- Sims C.A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 48, 1, 1—48.

Contemporaneous Effects of Non-Synchronous Time Series: VAR Model Problems

R.A. Grigoryev

*Scientific-Research Institute for Socio-economics development issues
in Kazan Innovative University named after V.G. Timiryasov (IEMIL), Kazan, Russia
Ruslan.grigoryev@yandex.ru*

Received 15.02.2018

The author is grateful to anonymous reviewers for recommendations on the article improvement. The author is grateful to B.E. Brodskiy for his constructive remarks.

Time series data synchronism is not a frequently met condition in theoretical descriptions of econometric models and tests based on them. However, due to the fact that financial institutions are distributed in various time zones, researchers started to use incorrectly the classical econometric models created for synchronous time series in the nonsynchronous data sets. The article critically analyzes the application of nonsynchronous time series in VAR model by Christopher A. Sims as the time series start to demonstrate contemporaneous effects for individual variables, which are absent in the synchronous data sets. The novelty of the work is in revealing the incorrectness of using classical VAR(VECM) model with the set of non-synchronous time series. The usage of time series which values are recorded in different moments inside observation causes the classic models to violate the parity of the initial testing conditions, where one of the series gains advantage in rejecting the Granger causality hypothesis in direction to other series. The presence of such a disparity consists in the fact that the classical model allows contemporaneous effects for the time series recorded later inside observation failing to provide such an opportunity for the opponent time series. A possible way to reduce the effect of disparity lies in the usage of several VAR models. The variable with lag 0 of the time series, the moment which occurs later than that of the opponent's series, in the case of SVAR models leads to the violation of Hume's causality principle. The existence of this variable in the model specification violates the correct assessment of other indicators of the model, while Granger causality for this variable is tested for the direction from the future to the past, which is unacceptable.

Keywords: non-synchronous trading, non-synchronous, VAR, vector autoregression, VECM, contemporaneous term, instantaneous causality, Granger causality.

JEL Classification: C01, C49, C51, C52, C58.

DOI: 10.31857/S042473880004677-3