
НАРОДНОХОЗЯЙСТВЕННЫЕ ПРОБЛЕМЫ

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ВЗАИМОВЛИЯНИЯ РОССИИ И РАЗВИТЫХ СТРАН*

© 2016 г. Д.О. Афанасьев, Е.А. Федорова

(Москва)

В статье рассмотрены вопросы оценки уровня валютной, финансовой, макроэкономической и торговой интеграций России, Китая, Германии, Великобритании и США. Проанализировано изменение интеграции в кризисные периоды, на основании чего сделаны выводы о наличии или отсутствии спилловер-эффектов в соответствующих каналах перетока кризиса. Методология исследования основана на применении векторной авторегрессионной модели с марковскими переключениями режимов и анализе оцененной ковариационной матрицы. В результате проведенного исследования выявлено, что спилловер-эффект чаще всего возникает между Россией и Великобританией по финансовому, макроэкономическому и торговому каналам, с Германией – по торговому каналу, с США – по финансовому, но он полностью отсутствует с Китаем.

Ключевые слова: кризис, каналы перетока кризиса, спилловер-эффект, модель с марковскими переключениями.

Классификация JEL: C01, E44, E47.

ВВЕДЕНИЕ

Феномен международного цепного распространения кризисов известен как спилловер-эффект (spillover-effect), который отражает взаимосвязь всех стран с рыночной экономикой. Эффект возникает, когда кризис из одной страны перетекает в другую, и они, в свою очередь, оказывают влияние на третью страну. Достаточно подробно данный эффект рассмотрен в работах (Masson, 1998, 1999), где предлагаются два подхода к объяснению причин распространения финансовых кризисов. Первый объясняет этот феномен торговой интеграцией и сходством макроэкономических параметров стран: кризис перетекает между странами при изменении основных макроэкономических показателей. Второй подход связывает распространение финансовых кризисов с финансовой интеграцией, внешними эффектами, изменением поведения инвесторов или других финансовых агентов. При этом кризис в одной стране может стать причиной кризиса в других, даже если эти страны имеют неплохие макроэкономические показатели. Кризис распространяется, поскольку меняются либо настроение рынка, либо интерпретация инвесторами экономической информации.

На текущий момент в зарубежной литературе по данной тематике не сложилось единой концепции, объясняющей скорость и направление распространения экономических кризисов, а также каналов их передачи. В отечественной практике присутствуют ряд работ, которые касаются разработки и построения кризисных индикаторов (см., например, (Федорова, Афанасьев, 2014; Солнцев и др., 2011)), однако исследований, посвященных выявлению каналов перетока кризисов, не так много (см., например, (Федорова, Безрук, 2011; Fedorova, Afanasyev, 2014)). Проблема перетекания кризисных явлений между экономиками также актуальна для развивающихся стран, к числу которых относятся страны СНГ. Процессы становления рыночных механизмов в этих странах еще не завершены, что делает их особенно уязвимыми для внешних шоков.

* Работа выполнена в рамках прикладной НИР по государственному заданию Правительства РФ на 2015 г.

Вместе с тем, если рассматривать Россию, то наиболее практически значимым будет анализ каналов перетоков кризисных ситуаций из развитых стран. Ряд вопросов здесь по-прежнему остаются дискуссионными:

- 1) степень интеграции валютных, финансовых, макроэкономических и внешнеторговых процессов России с развитыми странами;
- 2) степень данной интеграции в кризисные периоды и ее изменение под влиянием экономических шоков;
- 3) возникновение спилловер-эффекта для валютного, финансового, макроэкономического и торгового каналов между Россией и развитыми странами во время кризиса.

Для ответа на поставленные проблемы мы использовали аппарат эконометрического моделирования на базе векторной авторегрессионной модели с марковскими переключениями режимов. Временной период, который мы проанализировали, датируется с марта 2001 г. по март 2015 г. Выбор именно таких границ периода продиктован, во-первых, его актуальностью относительно текущего момента времени, а во-вторых, попаданием в него мирового финансового кризиса, а также последних событий, связанных с международными санкциями в отношении России.

В качестве развитых мы рассмотрели следующие страны:

- 1) Китай – одна из сильнейших экономик Азиатского региона, которая в мировой финансовый кризис 2008–2009 гг. в отличие от большинства стран смогла показать рост ВВП на фоне общемировой рецессии. Китай взят как прокси-страна Азиатского региона;
- 2) Германия – наиболее развитая экономика Европейского союза, которую часто называют локомотивом экономического роста ЕС, поэтому Германия принята прокси-страной для ЕС;
- 3) Великобритания – столица данной страны является признанным на мировом уровне финансовым центром, а Лондонская фондовая биржа одной из крупнейших и наиболее развитых;
- 4) США – на текущий момент данная страна имеет наиболее развитую экономику среди всех стран мира и достаточно существенное влияние на другие страны как в экономическом, так и в политическом смысле.

Все необходимые статистические данные были получены из базы данных Международной финансовой статистики (International Financial Statistics, IFS)¹ Международного валютного фонда. В объем исследования вошло 4 основных канала перетока кризиса: валютный, финансовый, макроэкономический и внешнеторговый.

МЕТОДОЛОГИЯ ИССЛЕДОВАНИЯ

Для оценки степени интеграции и выявления спилловер-эффектов по различным экономическим каналам мы использовали векторную авторегрессионную модель с марковскими переключениями состояний *MRS-VAR*. Модели с марковскими переключениями (Hamilton, 1989; Hamilton, Lin, 1996) – это эффективный инструмент при исследовании динамики временных рядов, имеющих совместное распределение, в тех случаях, когда они подвержены существенным структурным изменениям. Модель *MRS-VAR* по своей сути является обычной *VAR*-моделью, но допускает переключение параметров модели во времени, которое управляется ненаблюдаемым процессом S_t . В рамках нашего исследования такие переключения будут соответствовать переходу из спокойного состояния функционирования экономики в кризисное, и обратно.

Положим $\mathbf{Y}_t = \{y_{1,t}; \dots; y_{m,t}; \dots; y_{M,t}\}$ – M -мерный векторный временной ряд, где каждый столбец соответствует одному из исследуемых временных рядов $y_{m,t}$. Тогда спецификация модели *MRS(k)-VAR(R)* запишется в виде:

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{A}_{S_t} + \sum_{r=1}^R \mathbf{B}_{r,S_t} \mathbf{Y}_{t-r} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \Sigma_{S_t}), \quad \Sigma_{S_t} = \begin{bmatrix} \sigma_{1,S_t}^2 & \dots & \sigma_{1M,S_t} \\ \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{1M,S_t} & \dots & \sigma_{M,S_t}^2 \end{bmatrix}, \quad (1)$$

¹ См. материалы сайта International Monetary Fund eLibrary-Data (<http://elibrary-data.imf.org/>).

где k – число режимов модели; R – число авторегрессионных компонент или лагов временного ряда; S_t – режим модели; A_{S_t} – константы модели; B_{r, S_t} – матрица коэффициентов модели при лаге r временного ряда; ε_t – инновации, независимо и идентично распределенные (в рамках каждого из режимов) по нормальному закону с нулевым средним и ковариационной матрицей Σ_{S_t} ; σ_{m, S_t}^2 – дисперсия временного ряда m ; σ_{mm, S_t} – ковариация между инновациями временных рядов m и n .

Ненаблюдаемый процесс S_t полагается марковским, ввиду чего переход между состояниями определяется $k \times k$ -матрицей вероятностей переключений P , где $p_{ij} = \Pr(S_t = i | S_{t-1} = j)$ – вероятность переключения системы из режима j в момент времени $t-1$ в режим i в момент времени t . Так как процесс марковский, его текущее состояние определяется только состоянием в предыдущий момент времени и матрицей вероятностей переключений, т.е. латентный процесс S_t обладает короткой памятью.

Для характеристики текущего состояния системы вычисляются прогнозы S_t для трех информационных множеств $\Omega' = \{y_1; \dots; y_T\}$: вероятность предсказания $\Pr(S_t = i | \Omega'^{t-1})$, вероятность фильтрации $\Pr(S_t = i | \Omega^t)$ и сглаженная вероятность $\Pr(S_t = i | \Omega^T)$. Последняя из них представляет наибольший интерес и чаще всего рассматривается в литературе, так как позволяет делать выводы о том, какое состояние экономики наблюдается в данный момент времени, основываясь на всей выборке данных вплоть до наблюдения y_T . Учитывая это, в дальнейшем мы будем применять именно этот вид прогноза S_t для характеристики текущего состояния экономики исследуемых государств.

Оценка параметров модели *MRS-VAR* может быть выполнена множеством способов, среди которых наиболее распространены методы максимального правдоподобия (maximum likelihood estimator, MLE) и сэмплирования Гиббса. В данной работе мы использовали первый из них. Он строится на базе описанных выше прогнозов состояний, вывод которых позволяет получить в том числе и логарифм функции правдоподобия. Ее максимизация приводит к искомым оценкам параметров модели².

Применение модели *MRS-VAR* позволяет явно оценить степень интеграции России и развитых стран через коэффициенты корреляции инноваций, рассчитанные по базе получаемой ковариационной матрицы. В свою очередь, переключение режимов будет сопровождаться изменением параметров модели, включая корреляцию, что дает возможность оценить изменение степени интеграции в периоды кризисов, а также выявить наличие спилловер-эффектов по исследуемому каналу. При этом, если в кризисный период происходит значительное увеличение положительной корреляции или отсутствие значимой положительной корреляции в стабильный период сменяется ее наличием в кризисный, мы делаем вывод о проявлении спилловер-эффекта по данному каналу перетока кризиса.

Следуя терминологии (Kydland, Prescott, 1990), мы будем говорить, что две временные серии имеют проциклическую, ациклическую и антициклическую корреляции, если ее значение положительное, нулевое и отрицательное соответственно. Для характеристики силы взаимосвязи мы будем использовать следующие категории: нулевая (0,00–0,13)³, слабая (0,13–0,30), умеренная (0,30–0,70) и сильная (0,70–1,0).

Стоит отметить, что *VAR*-модель неявно предполагает эндогенность входящих в нее показателей, поведение которых определяется внутри одной системы. Мы исходим здесь из того, что для целей анализа экономической интеграции стран данное предположение также оправдано: в контексте глобализационных изменений их вполне допустимо рассматривать как находящиеся во взаимодействии элементы единой мировой финансово-экономической системы. При этом, учитывая географическую распределенность и определенную инертность экономических процессов, перетекание кризиса между странами не может происходить одномоментно, а демонстрирует наличие определенного временного лага. Для учета последнего факта мы оценивали параметры моделей с лагом до 6 месяцев, т.е. включали 6 авторегрессионных компонент каждого

² Более подробную информацию по алгоритмам оценивания параметров моделей с марковскими переключениями можно найти в (Куан, 2013; Hamilton, 1989), а программная реализация метода *MLE* для модели *MRS-VAR* в среде MatlabTM рассмотрена в работе (Perlin, 2012).

³ Нижняя граница выбрана равной 0,13, так как это величина, начиная с которой отвергается двусторонняя нулевая гипотеза $H_0: \rho = 0$.

из временных рядов (за исключением анализа макроэкономического канала, где используются квартальные данные и 4 лага).

Таким образом, алгоритм анализа экономической интеграции стран и наличия спилловер-эффектов по тем или иным каналам состоит из следующих шагов.

1. Выбираем экономический показатель, характеризующий данный канал перетока и достаточно однозначно реагирующий на кризисные ситуации в экономике.
2. Анализируем стационарность временного ряда используемого показателя с помощью теста Дики–Фуллера (против тренд-стационарной альтернативы).
3. В случае необходимости преобразуем нестационарный процесс в стационарный (через взятие первых разностей с последующим тестированием на наличие единичного корня в полученном временном ряду).
4. Выявляем наличие сезонности во временном ряду показателя с помощью автокорреляционной функции.
5. В случае необходимости очищаем ряд от сезонной составляющей (с помощью соответствующих сезонных разностей с последующим тестированием на наличие единичного корня в полученном временном ряду).
6. Оцениваем параметры модели $MRS(2)-VAR(R)$ для числа лагов R от 1 до 6 месяцев (для макроэкономического канала – от 1 до 4 кварталов).
7. Выбираем оптимальную величину лага R в смысле минимизации байесовского информационного критерия BIC.
8. Анализируем ковариационную матрицу и рассчитываем корреляции и формулируем выводы.

ОЦЕНКА УРОВНЯ ИНТЕГРАЦИИ И ВЫЯВЛЕНИЕ СПИЛЛОВЕР-ЭФФЕКТОВ

Валютный канал. Для оценки уровня валютной интеграции России и развитых стран, а также выявления наличия спилловер-эффекта по валютному каналу, в качестве основного показателя был выбран индекс давления на валютный рынок $EMPI$, который в кризисные периоды возрастает, отражая несбалансированность девальвации национальной валюты, изменение валютных резервов и процентной ставки.

Нами был рассмотрен временной ряд длительностью 15 лет с ежемесячной частотой данных. Тест Дики–Фуллера не выявил наличия единичного корня на 5%-ном уровне значимости, что позволяет утверждать о стационарности исходного временного ряда. Анализ наличия сезонности также не дал никаких результатов. Поэтому для моделирования были использованы исходные необработанные данные, описательная статистика которых и результаты тестов Харке–Бера, Дики–Фуллера и Льюнг–Бокса приведены в табл. 1.

Спецификация оцениваемой модели имеет вид:

$$EMPI_t = A_{S_t} + \sum_{r=1}^R B_{r,S_t} EMPI_{t-r} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

где $EMPI_t = \{EMPI_{r,t}; EMPI_{i,t}\}$ – двухмерный векторный временной ряд $EMPI$ России и страны i .

В табл. 2 приведены полученные значения ковариации инноваций $EMPI$ России с развитыми странами, соответствующие дисперсии и рассчитанные коэффициенты корреляции (только для статистически значимых ковариаций и дисперсий) как для стабильного, так и для кризисного состояния. Рис. 1 показывает динамику сглаженной вероятности совместного кризисного состояния России и каждой из исследуемых стран (рис. 1).

Анализ эмпирически полученных коэффициентов корреляции позволяет сделать следующие выводы. В течение стабильного периода функционирования экономики Россия демонстрирует умеренный уровень валютной интеграции с Китаем, Великобританией и США. Положительная

Таблица 1. Описательная статистика и результаты тестов Харке–Бера, Дики–Фуллера и Льюнг–Бокса для *EMPI*

Статистика / Тест	Китай	Германия	Великобритания	США	Россия
Среднее	–0,0052	–0,0111	–0,0055	–0,0054	–0,0079
Медиана	–0,0049	–0,0045	–0,0065	–0,0006	–0,0101
Стандартное отклонение	0,0059	0,0864	0,0387	0,0408	0,0738
Интерквартильный размах	0,0065	0,0820	0,0422	0,0337	0,0682
Коэффициент асимметрии	–0,45	–1,39	0,02	–2,47	1,43
Коэффициент эксцесса	1,18	6,45	3,37	11,24	5,14
Тест Харке–Бера (JB)	1	1	1	1	1
Тест Дики–Фуллера (DF)	1	1	1	1	1
Q-тест Льюнг–Бокса (LBQ)	1	1	0	1	1

Примечание. Результаты тестов JB, DF и LBQ приведены для 5%-ного уровня значимости. JB-тест: 0 – гипотеза H_0 о нормальном распределении с неизвестными средним и дисперсией не отклоняется. DF-тест: 1 – гипотеза H_0 о наличии единичного корня против авторегрессионной альтернативы AR(1) отклоняется. LBQ-тест: 0 – гипотеза H_0 об отсутствии автокорреляции в остатках (относительно среднего) одновременно для первых 5 лагов не отклоняется.

Таблица 2. Ковариация, дисперсия и корреляция *EMPI* в стабильные и кризисные периоды

Страна	Ковариация σ_{ir}		Дисперсия σ_r^2		Дисперсия σ_i^2		Корреляция r_{ir}	
	С	К	С	К	С	К	С	К
Китай (1)	0,04*** (0,02)	0,10** (0,04)	2,99*** (0,59)	3,45*** (0,50)	0,00*** (0,00)	0,05*** (0,01)	0,39	0,25
Германия (1)	–0,34 (0,24)	1,02 (1,96)	1,60*** (0,26)	10,79*** (2,69)	2,87*** (0,42)	15,03*** (3,61)	–	–
Великобритания (1)	0,59*** (0,12)	1,39** (0,68)	1,52*** (0,22)	9,44*** (1,88)	0,76*** (0,11)	2,61*** (0,51)	0,55	0,28
США (1)	–0,53*** (0,11)	0,85 (1,52)	2,22*** (0,29)	13,78*** (4,06)	0,55*** (0,07)	4,06*** (1,19)	–0,48	–

Примечание. В скобках около кодов стран указано оптимальное по байесовскому информационному критерию число лагов; в столбцах “С” находятся данные для стабильного состояния страны; “К” – для кризисного состояния; σ_{ir} – ковариация инноваций *EMPI* страны i и России ($\times 1000$); σ_r^2 – дисперсия *EMPI* России ($\times 1000$); σ_i^2 – дисперсия *EMPI* страны i ($\times 1000$); r_{ir} – корреляция инноваций *EMPI* страны i и России. В скобках около параметров указаны стандартные ошибки; символами “*”, “**”, “***” обозначены оценки, значимые на 1-, 5-, 10%-ном уровнях соответственно. Корреляции рассчитаны только для статистически значимых ковариаций и дисперсий.

корреляция с первыми двумя странами говорит о том, что движение индексов является однонаправленным; отрицательная корреляция с США – о разнонаправленном движении индексов. При этом наиболее тесная интеграция наблюдается с Великобританией (коэффициент корреляции здесь составляет 0,55). Для Германии взаимосвязь с российской экономикой по валютному каналу в стабильные периоды не была выявлена.

В кризисные периоды степень валютной интеграции для большинства стран (кроме Германии) изменяется. Так, для российской экономики не была обнаружена валютная интеграция с Германией и США, так как коэффициенты корреляции здесь оказались статистически незначимы. Что касается Китая и Великобритании, валютная интеграция с ними существенно снижается в периоды нестабильности: коэффициент корреляции падает для Китая с 0,39 (умеренная) до 0,25 (слабая), для Великобритании – с 0,55 (умеренная) до 0,28 (слабая). Таким образом, перетекание кризиса из экономики рассматриваемых развитых стран в экономику

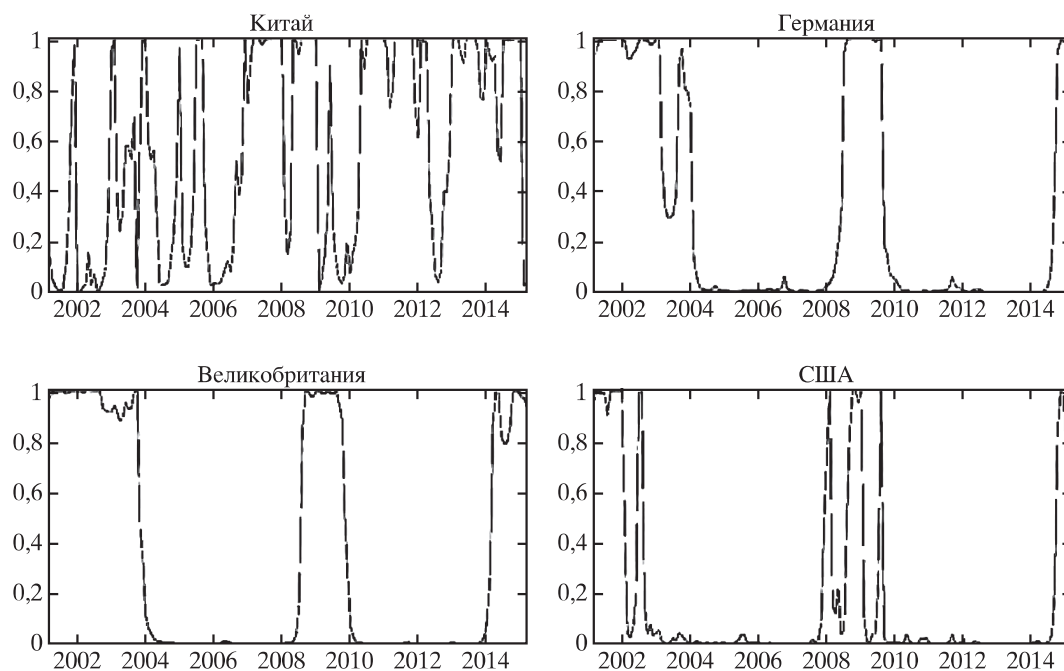


Рис. 1. Динамика сглаженной вероятности совместного кризисного состояния по *EMPI* для России и развитых стран

России (спилловер-эффект) по валютному каналу не возникает ни с одной из анализируемых стран.

Финансовый канал. Рассмотрим финансовый канал перетока. Для оценки уровня финансовой интеграции России и развитых стран и выявления спилловер-эффекта по финансовому каналу был задействован основной индекс фондового рынка соответствующей страны. В России это ММВБ (MICEX), в Китае – SSE, в Германии – DAX, в Великобритании – FTSE 100, в США – Dow Jones. Характерной чертой поведения доходности на фондовом рынке является существенный рост ее волатильности в кризисные периоды. Также как и для валютного канала, мы использовали ежемесячные данные, которые были получены как средневзвешенные по объему торгов величины соответствующих дневных индексов за период.

Тест Дики–Фуллера показал нестационарность временных рядов индексов для всех стран на 5%-ном уровне значимости. Для перехода к стационарному процессу исходный ряд был преобразован в ряд доходностей взятием первой разности от логарифмов показателя. Повторный тест Дики–Фуллера для ряда доходностей не подтвердил наличия единичного корня на 5%-ном уровне значимости, что позволяет сделать вывод о стационарности. Анализ проявлений сезонности не выявил наличия периодической автокорреляции. Таким образом, построение модели выполнялось для доходностей фондовых индексов, описательная статистика которых приведена в табл. 3.

Спецификация оцениваемой модели имеет вид

$$\Delta \ln IND_t = \ln IND_t - \ln IND_{t-1}, \quad \Delta \ln IND_t = A_{S_t} + \sum_{r=1}^R B_{r,S_t} \Delta \ln IND_{t-r} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

где $IND_t = \{IND_{r,t}; IND_{i,t}\}$ – двухмерный векторный временной ряд индекса ММВБ и индекса страны i .

В табл. 4 приведены оценки необходимых параметров модели, а на рис. 2 показана динамика сглаженной вероятности совместных кризисных (высоковолатильных) состояний.

Из полученных результатов можно сделать следующие выводы. В стабильные периоды функционирования экономики Россия демонстрирует умеренный уровень финансовой интеграции со всеми рассмотренными странами. При этом наибольшее значение корреляции наблюдается с Германией (0,56) и Великобританией (0,54). Для Китая и США также была обнаружена финансовая интеграция с Россией, хотя и менее выраженная.

Таблица 3. Описательная статистика и результаты тестов Харке–Бера, Дики–Фуллера и Льюнг–Бокса для доходностей фондовых индексов

Статистика / тест	Китай	Германия	Великобритания	США	Россия
Среднее	0,0030	0,0042	0,0012	0,0036	0,0145
Медиана	0,0006	0,0172	0,0078	0,0098	0,0228
Стандартное отклонение	0,0668	0,0553	0,0379	0,0371	0,0801
Интерквартильный размах	0,0798	0,0647	0,0354	0,0374	0,0959
Коэффициент асимметрии	0,31	–1,30	–1,52	–1,42	–1,64
Коэффициент эксцесса	0,68	3,30	4,83	4,68	8,31
Тест Харке–Бера (JB)	1	1	1	1	1
Тест Дики–Фуллера (DF)	1	1	1	1	1
Q-тест Льюнг–Бокса (LBQ)	1	1	0	1	1

Примечание. См. примечание к табл. 1.

Таблица 4. Ковариация, дисперсия и корреляция доходности фондовых индексов в стабильные и кризисные периоды

Страна	Ковариация σ_{ir}		Дисперсия σ_r^2		Дисперсия σ_i^2		Корреляция r_{ir}	
	С	К	С	К	С	К	С	К
Китай (1)	1,49*** (0,33)	–0,05 (0,80)	5,04*** (0,58)	2,17*** (0,79)	2,72*** (0,33)	3,78*** (1,31)	0,40	–
Германия (1)	1,19*** (0,25)	0,61 (0,97)	3,63*** (0,45)	4,66*** (1,37)	1,26*** (0,16)	5,30*** (1,21)	0,56	–
Великобритания (1)	0,60*** (0,14)	2,84*** (0,64)	3,34*** (0,49)	7,36*** (1,29)	0,37*** (0,05)	2,65*** (0,44)	0,54	0,64
США (1)	0,46*** (0,14)	2,34*** (0,75)	3,54*** (0,48)	7,79*** (1,68)	0,50*** (0,08)	2,44*** (0,52)	0,35	0,54

Примечание. См. примечание к табл. 2.

В кризисные периоды для российской экономики не была выявлена финансовая интеграция с Китаем и Германией. В то же время можно видеть увеличение ее уровня в случае с Великобританией и США. Последнее позволяет нам сделать вывод о наличии спилловер-эффекта по финансовому каналу между экономикой России и экономиками Англии и США.

Макроэкономический канал. Для исследования макроэкономической интеграции России и развитых стран, а также проверки наличия спилловер-эффекта по макроэкономическому каналу в качестве базового показателя был принят валовый внутренний продукт (ВВП). В кризисные периоды в общем случае наблюдается существенное замедление темпов роста ВВП вплоть до его падения.

В отличие от анализа других каналов перетока кризиса здесь были рассмотрены квартальные данные ВВП, так как это наибольшая частота, с которой они публикуются в разнообразных источниках. И хотя объем финальной выборки (после выполнения описанных далее преобразований) составил только 57 наблюдений, в общем случае его хватает для проведения статистических тестов и оценки параметров модели с марковскими переключениями. Так, например, для выборки более 50 значений критическая статистика теста Дики–Фуллера на 5%-ном уровне значимости меняется незначительно с ростом выборки. В качестве подтверждения возможности использования относительно небольшой выборки при оценивании параметров модели с марков-

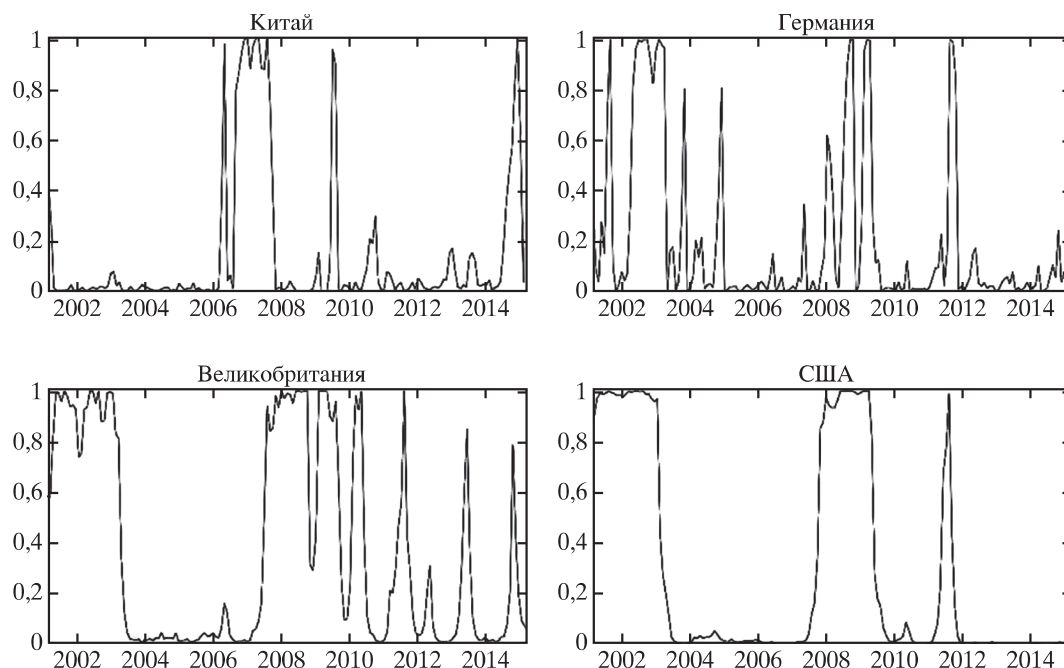


Рис. 2. Динамика сглаженной вероятности совместного кризисного состояния по доходности на фондовых рынках для России и развитых стран

скими переключениями можно также привести работу (Куан, 2013), в которой при исследовании тайваньских бизнес-циклов моделировалась подвыборка квартальных данных с I кв. 1990 г. по III кв. 1999 г. (39 наблюдений) и полученные результаты хорошо согласуются с реальной ситуацией. Учитывая квартальную частоту данных, при выборе оптимального порядка авторегрессии для модели были проанализированы лаги от 1 до 4.

Вполне ожидаемо, что тест Дики–Фуллера для ВВП в уровнях показал наличие единичного корня на 5%-ном уровне значимости для всех стран, что связано, как минимум, с присутствием трендовой составляющей. Для перехода к стационарному процессу исходный ряд был преобразован в ряд темпов роста⁴, взятием первой разности от логарифмов показателя. Повторный тест Дики–Фуллера для ряда темпов роста отверг гипотезу о нестационарности на 5%-ном уровне. Анализ наличия сезонности показал устойчиво высокую автокорреляцию с лагом в 4 квартала. Учитывая это, для нивелирования сезонной компоненты была рассчитана разница между темпами роста, отстоящими на 4 лага. Описательная статистика полученного показателя приведена в табл. 5.

Спецификация оцениваемой модели имеет вид:

$$\Delta GDP_t = \ln GDP_t / GDP_{t-1} - \ln GDP_{t-4} / GDP_{t-5}, \quad \Delta GDP_t = A_{S_t} + \sum_{r=1}^R B_{r, S_t} \Delta GDP_{t-r} + \varepsilon_t, \quad (4)$$

где $GDP_t = \{GDP_{r,t}; GDP_{i,t}\}$ – двухмерный векторный временной ряд ВВП России и страны i .

В табл. 6 представлены индексы-дефляторы ВВП России и других стран. Даже по годовым значениям можно найти общие тенденции: в 2009 г. практически у всех стран, кроме Германии, произошло замедление темпов ВВП, что связано с мировым кризисом 2008–2009 гг.

Табл. 7 содержит оценки необходимых параметров модели. Рис. 3 показывает динамику сглаженной вероятности совместного кризисного состояния. Для тех случаев, когда оцененная вероятность переключения из стабильного состояния в кризисное оказалась статистически незначимой, в табл. 7 не приведены параметры кризисного состояния.

⁴ Ранее подобное преобразование было выполнено для временного ряда уровней фондового индекса, а для полученной величины использовался термин “доходность”. В случае ВВП данный термин также применим, однако понятие темпов роста является более распространенным и общепринятым.

Таблица 5. Описательная статистика и результаты тестов Харке–Бера, Дики–Фуллера и Льюнг–Бокса для сезонных разностей (4 квартала) темпов роста ВВП

Статистика / Тест	Китай	Германия	Великобритания	США	Россия
Среднее	−0,0014	−0,0001	0,0003	−0,0004	−0,0027
Медиана	−0,0007	−0,0005	0,0006	−0,0008	−0,0048
Стандартное отклонение	0,0295	0,0128	0,0127	0,0093	0,0480
Интерквартильный размах	0,0273	0,0133	0,0116	0,0097	0,0319
Коэффициент асимметрии	−0,25	−0,12	0,23	0,51	−0,21
Коэффициент эксцесса	3,03	3,96	1,81	2,33	5,34
Тест Харке–Бера (JB)	1	1	1	1	1
Тест Дики–Фуллера (DF)	1	1	1	1	1
Q-тест Льюнг–Бокса (LBQ)	0	1	1	1	1

Примечание. См. примечание к табл. 1.

Таблица 6. Индексы-дефляторы валового внутреннего продукта, % к предыдущему году

Страна	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Россия	119,3	115,2	113,8	118,0	102,0	114,2	115,9	107,5
Германия	100,6	100,3	101,6	100,8	101,2	100,9	100,8	101,3
Китай	104,6	104,1	107,0	107,4	99,2	106,5	107,4	102,2
Великобритания	102,4	102,9	102,2	103,0	101,3	102,8	102,3	101,4
США	103,3	103,2	102,9	102,2	100,9	101,3	102,1	101,8

Источник: данные Росстата “Россия и страны мира” (http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/publications/catalog/doc_1139821848594).

Таблица 7. Ковариация, дисперсия и корреляция темпов роста ВВП в стабильные и кризисные периоды

Страна	Ковариация σ_{ir}		Дисперсия σ_r^2		Дисперсия σ_i^2		Корреляция r_{ir}	
	С	К	С	К	С	К	С	К
Китай (1)	0,63*** (0,23)	—	2,10*** (0,66)	—	0,41*** (0,10)	—	0,70	—
Германия (3)	0,12*** (0,04)	—	1,27*** (0,27)	—	0,05*** (0,01)	—	0,50	—
Великобритания (1)	0,34*** (0,08)	0,11** (0,05)	1,38*** (0,29)	0,56** (0,26)	0,14*** (0,03)	0,03** (0,01)	0,77	0,92
США (1)	0,02*** (0,00)	—	0,98*** (0,20)	—	0,04*** (0,01)	—	0,10	—

Примечание. См. примечание к табл. 2.

Анализ данных, представленных в табл. 7, позволяет сделать следующие выводы. В течение стабильного периода Россия демонстрирует высокий уровень макроэкономической интеграции с Китаем (коэффициент корреляции равен 0,70) и Великобританией (коэффициент корреляции равен 0,77). Для Германии степень интеграции является умеренной и проявляется на временном

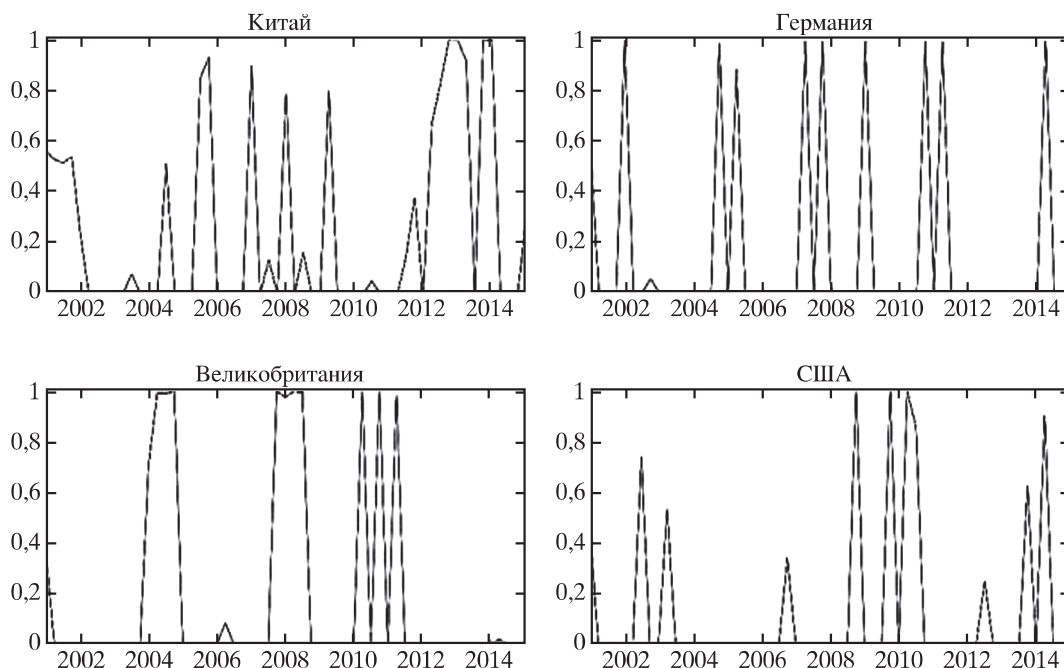


Рис. 3. Динамика сглаженной вероятности совместного кризисного состояния по темпам роста ВВП для России и развитых стран

лаге в 3 месяца. Что касается США, то хотя корреляция здесь и является статистически значимой, но попадает в категорию нулевой (в соответствии с выбранными ранее категориями), так как составляет всего 0,1.

В кризисные периоды корреляция для всех стран, кроме Великобритании, не была выявлена, что связано с полученными статистически незначимыми значениями вероятности переключения из спокойного состояния в кризисное. Таким образом, с этими странами отсутствует интеграция по макроэкономическому каналу. Что касается Великобритании, то здесь наблюдается сильная корреляция, составляющая 0,92. Так как это превышает соответствующее значение в стабильном состоянии, мы можем сделать вывод о наличии спилловер-эффекта между экономиками России и Великобританией по макроэкономическому каналу, представленному темпами роста ВВП.

Торговый канал. Анализ торговой интеграции и выявление наличия спилловер-эффекта по торговому каналу выполнялись на базе показателя объема импорта. Мы полагаем, что в общем случае в развитых странах при наступлении кризиса в экономике темпы роста импорта существенно замедляются, вплоть до его снижения в абсолютном выражении.

Тест Дики–Фуллера для временного ряда объемов импорта в уровнях показывает наличие единичного корня на 5%-ном уровне значимости для всех стран. Это ожидаемо, так как анализ динамики величины импорта позволяет установить в ней наличие тренда. Учитывая это, взятием первой разности от логарифмов показателя был получен ряд темпов роста импорта, для которого тест Дики–Фуллера отверг гипотезу о нестационарности на 5%-ном уровне. Анализ коррелограмм выявил наличие годовой сезонности, статистически значимо проявляющейся в период с ноября по январь. Это ожидаемо, так как ноябрь и январь характеризуется пред- и постпраздничным спадом внешнеторговой деятельности, в то время как в декабре объемы торговли существенно возрастают в преддверии нового года. Для нивелирования данного эффекта были взяты годовые разности между значениями темпов роста, отстающих на 12 наблюдений. Описательная статистика полученных показателей приведена в табл. 8.

Спецификация оцениваемой модели имеет вид:

$$\Delta IMP_t = \ln IMP_t / IMP_{t-1} - \ln IMP_{t-12} / IMP_{t-13}, \quad \Delta IMP_t = A_{S_t} + \sum_{r=1}^R B_{r,S_t} \Delta IMP_{t-r} + \varepsilon_t, \quad (5)$$

Таблица 8. Описательная статистика и результаты тестов Харке–Бера, Дики–Фуллера и Льюнг–Бокса для сезонных разностей (12 месяцев) темпов роста объема импорта

Статистика / тест	Китай	Германия	Великобритания	США	Россия
Среднее	–0,0014	–0,0001	0,0003	–0,0004	–0,0027
Медиана	–0,0007	–0,0005	0,0006	–0,0008	–0,0048
Стандартное отклонение	0,0295	0,0128	0,0127	0,0093	0,0480
Интерквартильный размах	0,0273	0,0133	0,0116	0,0097	0,0319
Коэффициент асимметрии	–0,25	–0,12	0,23	0,51	–0,21
Коэффициент эксцесса	3,03	3,96	1,81	2,33	5,34
Тест Харке–Бера (JB)	1	1	1	1	1
Тест Дики–Фуллера (DF)	1	1	1	1	1
Q-тест Льюнг–Бокса (LBQ)	0	1	1	1	1

Примечание. См. примечание к табл. 1.

Таблица 9. Ковариация, дисперсия и корреляция темпов роста импорта в стабильные и кризисные периоды

Страна	Ковариация σ_{ir}		Дисперсия σ_r^2		Дисперсия σ_i^2		Корреляция r_{ir}	
	С	К	С	К	С	К	С	К
Китай (1)	1,10*** (0,39)	3,94** (1,88)	3,86*** (0,62)	6,58*** (1,44)	3,26*** (0,41)	24,50*** (4,55)	0,31	0,31
Германия (1)	1,22*** (0,36)	8,81*** (2,89)	3,89*** (0,48)	11,34*** (3,51)	3,61*** (0,43)	8,32*** (2,58)	0,33	0,91
Великобритания (1)	1,10*** (0,29)	3,77*** (1,51)	4,20*** (0,49)	7,69*** (2,78)	2,65*** (0,31)	2,42*** (0,92)	0,33	0,88
США (3)	0,74*** (0,19)	–	2,86*** (0,45)	–	1,43*** (0,18)	–	0,36	–

Примечание. См. примечание к табл. 2.

где $IMP_t = \{IMP_{r,t}; IMP_{i,t}\}$ – двухмерный векторный временной ряд величины импорта России и страны i .

Табл. 9 содержит полученные значения оценок необходимых параметров модели, а рис. 4 показывает динамику сглаженной вероятности совместного кризисного состояния.

Из полученных результатов мы можем сделать следующие выводы. В течение стабильного периода функционирования экономики Россия демонстрирует умеренный уровень торговой интеграции со всеми исследуемыми странами. Коэффициенты корреляции примерно равны и изменяются в диапазоне от 0,31 для Китая до 0,36 для США. При этом с США наилучшая модель (по байесовскому информационному критерию) была выявлена для временного лага в 3 месяца.

В кризисные периоды степень торговой интеграции значительно меняется для большинства стран, кроме Китая. Это вполне ожидаемо, так как Китай является одним из самых надежных торговых партнеров для России. Так, в 2013 г. его доля в общем объеме импорта нашей страны составила 16,9% (53 173 млн долл.). При этом мировой финансовый кризис 2008–2009 гг. отразился на экономике Китая в значительно меньшей степени, чем для многих других стран. Для Германии и Великобритании в кризисные периоды был обнаружен высокий уровень торговой интеграции с Россией. Коэффициент корреляции возрастает с 0,33 до 0,91 для Германии и с 0,33

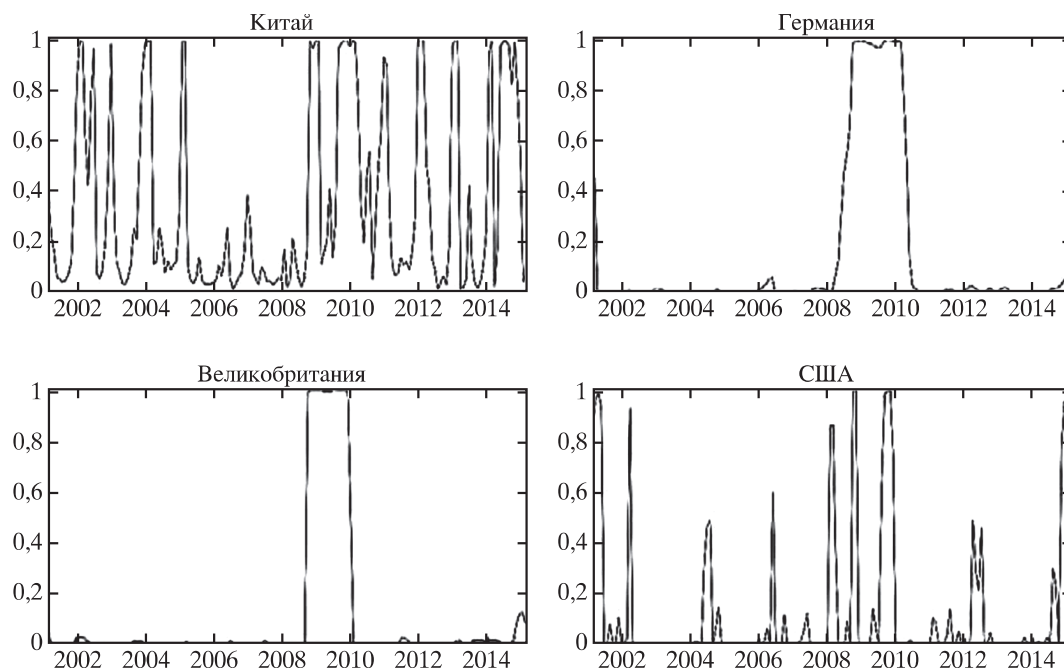


Рис. 4. Динамика сглаженной вероятности совместного кризисного состояния по темпам роста импорта для России и развитых стран

до 0,88 для Великобритании. Стоит отметить, что объем импорта из Германии в 2013 г. равнялся 37 917 млн долл. (удельный вес в общем объеме импорта России составил 12%), а Германия занимает второе место в списке важнейших торговых партнеров России. При этом экономика Германии подверглась существенному воздействию финансового кризиса 2008–2009 гг. Поэтому полученные результаты достаточно хорошо согласуются с общеэкономическими соображениями. Учитывая существенный рост корреляции для Германии и Великобритании, мы можем сделать вывод о наличии значимого спилловер-эффекта между экономиками этих стран и Россией по торговому каналу.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Табл. 10 содержит обобщение полученных результатов для оценки степени интеграции России и других развитых стран (в категориях силы корреляции) по валютному, финансовому, макроэкономическому и торговому каналам, а также показывает, как изменялась теснота взаимосвязи рассматриваемых стран в течение экономических кризисов, возникавших в период 2001–2015 гг. Корреляция между показателями, характеризующими соответствующий канал перетока, при наличии спилловер-эффекта увеличивается, либо оставаясь в пределах одной категории, либо переходя в более высокую категорию силы взаимосвязи.

Из анализа данных табл. 10 можно сделать ряд обобщающих выводов.

Во-первых, наиболее часто сильная интеграция российской экономики с рассмотренными странами наблюдается по макроэкономическому каналу в стабильный период (две страны из четырех – Китай и Великобритания), а также по торговому каналу в периоды кризиса (две страны из четырех – Германия и Великобритания).

Во-вторых, только финансовый и торговый каналы показывают не нулевую, а умеренную степень интеграции в стабильном состоянии для всех стран, в то время как оставшиеся каналы хотя бы для одной страны имеют нулевую корреляцию.

Таблица 10. Степень интеграции России и развитых стран по различным экономическим каналам

Страна	Валютный канал		Финансовый канал		Макроэкономический канал		Торговый канал	
	С	К	С	К	С	К	С	К
Китай	<i>M</i>	<i>W</i>	<i>M</i>	<i>U</i>	<i>S</i>	<i>U</i>	<i>M</i>	<i>M</i>
Германия	<i>U</i>	<i>U</i>	<i>M</i>	<i>U</i>	<i>M</i>	<i>U</i>	<i>M</i>	<i>S</i>
Великобритания	<i>M</i>	<i>W</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>S</i>	<i>S</i>	<i>M</i>	<i>S</i>
США	<i>M</i>	<i>U</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>U</i>	<i>U</i>	<i>M</i>	<i>U</i>

Примечание. В столбцах “С” находятся данные для стабильного состояния страны; “К” – для кризисного состояния. Категории силы корреляции обозначены через *U* – нулевая, *W* – слабая, *M* – умеренная, *S* – сильная. В таблице серым цветом выделены каналы, для которых выявлено наличие спилловер-эффекта.

В-третьих, для кризисного состояния не было выявлено ни одного канала, который бы демонстрировал ненулевую степень интеграции сразу для всех стран. При этом в торговом канале выявлено наибольшее количество стран с отличной от нуля степенью интеграции в кризисном состоянии.

В-четвертых, наиболее часто умеренная и сильная корреляция встречается с Великобританией, в то время как нулевая и слабая – с Германией и США.

Что касается спилловер-эффектов, то с Германией он проявляется только в торговом канале, хотя при этом и происходит увеличение корреляции, приводящей к ее переходу из категории умеренной в категорию сильной. Похожая ситуация наблюдается и для США, где эффект перетока был выявлен только в финансовом канале. В наибольшем числе каналов спилловер-эффект возникает с Великобританией (финансовый, макроэкономический и торговый) и ни разу не проявляется с Китаем.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Куан Ч.-М. (2013). Модели с марковскими переключениями. [Электронный ресурс] // *Квантиль*. № 11. С. 13–39. Режим доступа: <http://quantile.ru/11/11-СК.pdf>, свободный. Загл. с экрана. Яз. рус. (дата обращения: февраль 2016 г.).
- Солнцев О.Г., Пестова А.А., Мамонов М.Е., Магомедова З.М. (2011). Опыт разработки системы раннего оповещения о финансовых кризисах и прогноз развития банковского сектора России на 2012 г. // *Журнал Новой экономической ассоциации*. № 12(12). С. 41.
- Федорова Е., Безрук О. (2011). Анализ и оценка каналов распространения финансовых кризисов на развивающихся рынках // *Вопросы экономики*. № 7. С. 120–128.
- Федорова Е.А., Афанасьев Д.О. (2014). Комплексный кризисный индикатор для России // *Журнал Новой экономической ассоциации*. № 3(23). С. 38–59.
- Fedorova E.A., Afanasyev D.O. (2014). Transmission Channels of Crisis Situations in the Russian Federation and their Identification // *Studies on Russian Economic Development*. Vol. 5(25). P. 500–508.
- Hamilton J.D. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle // *Econometric*. No. 57. P. 357–384.
- Hamilton J.D., Lin G. (1996). Stock Market Volatility and the Business Cycle // *Journal of Applied Econometrics*. No. 11. P. 573–593.
- Kydland F., Prescott E. (1990). Business Cycles, Real Facts and a Monetary Myth // *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*. No. 14. P. 3–18.
- Masson P. (1998). Contagion: Monsoonal Effects, Spillovers, and Jumps between Multiple Equilibria. IMF Working Paper No. 98/142.
- Masson P. (1999). Contagion: Macroeconomic Models with Multiple Equilibria // *Journal of International Money and Finance*. No. 18. P. 587–602.

Perlin M. (2012). MS_Regress The Matlab Package for Markov Regime Switching Models. [Электронный ресурс] // SSRN. Режим доступа: <http://ssrn.com/abstract=1714016>, свободный. Загл. с экрана. Яз. англ. (дата обращения: февраль 2016 г.).

REFERENCES (with English translation or transliteration)

- Fedorova E., Bezruk O.** (2011). The Channels of Financial Crisis Transmission in Emerging Markets. *Voprosy Ekonomiki* 7, 120–128 (in Russian).
- Fedorova E.A., Afanasyev D.O.** (2014). Comprehensive Crisis Indicator for Russia. *Journal of the New Economic Association* 3(23), 38–59 (in Russian).
- Fedorova E.A., Afanasyev D.O.** (2014). Transmission Channels of Crisis Situations in the Russian Federation and their Identification. *Studies on Russian Economic Development* 5(25), 500–508.
- Hamilton J.D.** (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometric* 57, 357–384.
- Hamilton J.D., Lin G.** (1996). Stock Market Volatility and the Business Cycle. *Journal of Applied Econometrics* 11, 573–593.
- Kuan Ch.-M.** (2013). Markov Switching Model. *Quantile* 11, 13–39. Available at: <http://quantile.ru/11/11-CK.pdf> (accessed: February 2016, in Russian).
- Kydland F., Prescott E.** (1990). Business Cycles, Real Facts and a Monetary Myth. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 14, 3–18.
- Masson P.** (1998). Contagion: Monsoonal Effects, Spillovers, and Jumps between Multiple Equilibria. IMF Working Paper 98/142.
- Masson P.** (1999). Contagion: Macroeconomic Models with Multiple Equilibria. *Journal of International Money and Finance* 18, 587–602.
- Perlin M.** (2012). MS_Regress The Matlab Package for Markov Regime Switching Models. SSRN. Available at: <http://ssrn.com/abstract=1714016> (accessed: February 2016).
- Solntsev O.G., Mamonov M.E., Pestova A.A., Magomedova Z.M.** (2011). Experience in Developing Early Warning System for Financial Crises and the Forecast of Russian Banking Sector Dynamics in 2012. *Journal of the New Economic Association* 12, 41–76 (in Russian).

Поступила в редакцию
30.09.2015 г.

Economic Integration of Russia and Developed Countries: Markov Regime-Switching Vector Autoregression Approach

D.O. Afanasyev, E.A. Fedorova

This study examines issues of the level assessment of monetary, financial, macroeconomic and trade integration between Russia and four developed countries – China, Germany, the United Kingdom and the USA. The changes of integration level in the crisis periods were analyzed, and the presence or absence of spillover-effects in the respective channels of contagion was concluded. The research methodology is vector autoregressive model with Markov regime-switching and the analysis of estimated covariance matrix. The study shows that the spillover-effect most likely occurs between Russia and United Kingdom (financial, macroeconomic and trade channels), while is completely missing with China. A spill-over effect in trade and finance – a channel of contagion – was revealed between Russia and the United States and Germany, respectively.

Keywords: crisis, channels of contagion, spillover-effect, Markov regime-switching model.

JEL Classification: C01, E44, E47.