

3.12. АНАЛИЗ ВЛИЯНИЯ ФИНАНСОВОЙ ИНТЕГРАЦИИ НА КОНЪЮНКТУРУ ФОНДОВЫХ РЫНКОВ В УСЛОВИЯХ ФИНАНСОВОГО КРИЗИСА

Федорова Е.А., доцент кафедры
финансового менеджмента ВЗФЭИ(Всероссийский
заочный финансово-экономический институт)
Сафина Ю.А., ООО «ВитАргос-Россовит»,
финансовый менеджер;
Литовка С.В., ООО «Пронто-Москва»,
начальник отдела сопровождения и
администрирования ERP-систем

В статье рассматриваются актуальные в настоящее время методологические аспекты анализа финансовой интеграции фондовых рынков. Изучению этого вопроса посвящено довольно много работ зарубежных авторов. Наше исследование расширяет ранее существовавшие, рассматривая изменение финансовой интеграции в период мирового финансового кризиса. В работе была использована эконометрическая VAR-модель на примере фондовых рынков шести стран. Для оценки характера и степени взаимного влияния использовались тест Грейнджера и функция импульсных откликов.

ВВЕДЕНИЕ

В настоящее время в мире все большими и большими темпами развиваются процессы экономической интеграции, происходит тесное взаимодействие экономических систем, создание единых рынков и рыночной инфраструктуры. Интеграция российской экономики и, соответственно, национального фондового рынка в международный рынок есть объективный процесс, который неотъемлем от развития товарно-денежных отношений. Российский фондовый рынок в силу интернационального характера капитала есть составная часть международного фондового рынка независимо от его собственных размеров и специфических особенностей. В период кризиса тема, связанная с финансовой интеграцией является особенно актуальной для российского фондового рынка.

ОБЗОР ЛИТЕРАТУРЫ

Многие вопросы, относящиеся к исследуемой теме, получили (по отдельности) довольно широкое освещение в зарубежной научной мысли, рассмотрим обзор работ, посвященных изучению проблем финансовой интеграции фондовых рынков.

На фондовый рынок каждой страны оказывает влияние финансовая глобализация и либерализация других стран, тогда как уровень интернациональной финансовой интеграции зависит от эффективности макроэкономической политики в отношении курса валют. Согласно современной финансовой теории, преимущества от интернациональной диверсификации будут более эффективными, если не существует корреляция между фондовыми рынками развивающихся стран, и инвестор может применять стратегию уменьшения риска посредством диверсификации.

Интеграция биржевых рынков также тщательно исследуется эмпирической литературой. Следующий обзор эмпирической литературы имеет цель представить некоторые последние исследования из эмпирических анализов.

Френсис и Личман (1998) [4] обнаружили эмпирическое доказательство взаимодействия среди важных биржевых индексов Соединенных Штатов, Соединенного Королевства, Германии и Японии. Для того чтобы

обнаружить краткосрочную динамику отношений среди этих рынков они использовали результаты, собранные из анализа модели *ECM*. Результаты *ECM* показывают, что изменение возвратов на биржевых рынках Соединенного Королевства и Германии имеет статистически значимый эффект для прибыли биржевого рынка Соединенных Штатов. Нг (2000) [8] исследовал, как фондовые рынки нескольких дальневосточных стран могут влиять на индексы фондовых рынков Японии и США. Он обнаружил влияние фондовых рынков США и Японии на шесть фондовых рынков Тихого океана. По его мнению, влияние фондовых рынков США и Японии на эти рынки незначительное. Одним из главных объяснений является то, что прибыль рынков Тихого океана сильно подвержена влиянию местных властей, которые не имеют никакого отношения к фондовым рынкам, рассмотренных в данном исследовании.

Свонсон (2003) [10], используя коинтеграционные тесты Энгле и Грейнджера [10] (1987) и Йохансона (1988) показал возможность фондового рынка соединенных штатов влиять на немецкий и японский фондовые рынки положительно. Похожий результат о влиянии основных финансовых рынков на небольшие рынки был отмечен Коттером (2004) [2], который использовал метод Йохансона и Джуселиуса (1990) [6]. Он обнаружил, что фондовые рынки Германии, Соединенного Королевства и США оказывают сильное влияние на ирландский фондовый рынок, а обратный эффект незначителен. Исследуя долгосрочные и краткосрочные отношения между фондовыми рынками США и Центральной Европы с помощью коинтеграционных тестов Йохансона, Гилмор и Макманус (2002) [5] обнаружили, что эти рынки не коинтегрированы с рынком США, указывая на существование диверсификационной прибыли для краткосрочных и долгосрочных инвесторов.

Ратанопокорн и Шарма (2002) [9] исследовали, как Азиатский кризис 1997 г. изменил краткосрочные и долгосрочные взаимоотношения между несколькими индексами, оцениваемых на региональном уровне. Они исследовали краткосрочные и долгосрочные взаимоотношения между пятью региональными индексами до и после Азиатского кризиса в 1997 г. Результаты показали, что во время кризиса европейский рынок влиял на рынок США, в то время как это явление не присутствовало до кризиса. Иными словами, авторы отмечают, что во время Азиатского кризиса глобализация существенно увеличилась, делая более очевидными связи между международными финансовыми рынками.

Другие работы исследовали существование коинтеграционных отношений между индексами Юго-Восточной Азии. Например, Маннинг [7] (2002), используя коинтеграционный подход, который был первоначально предложенный Йохансеном (1988), показал, что выборка азиатских рынков была конвергирована до азиатского кризиса 1997 г., однако этот процесс был внезапно прерван кризисом. По результатам обзора можно отметить, что тема, связанная с финансовой интеграцией фондовых рынков, является актуальной, однако исследований, посвященных изменению финансовой интеграции в кризисные периоды, на настоящее время не существует и мы попытаемся восполнить этот пробел.

Главная цель данной работы заключается в выявлении сценариев, идентифицирующих финансовую интеграцию. Для этого было исследовано взаимное влияние фондовых индексов шести стран мира (Россий-

ской Федерации, США, Германии, Великобритании, Японии и Китая). Исследуемые показатели и их условные обозначения представлены в табл. 1.

Таблица 1

УСЛОВНЫЕ ОБОЗНАЧЕНИЯ ПОКАЗАТЕЛЕЙ

Показатель	Условное обозначение	Логарифм	Первые разницы
Фондовый индекс РФ РТС	RTSI	LOG(RTSI)	DLOG(RTSI)
Индекс фондового рынка США Dow Jones 65 Composite	DJA	LOG(DJA)	DLOG(DJA)
Биржевой индекс Германии DAX	DAX	LOG(DAX)	DLOG(DAX)
Индекс фондового рынка Великобритании FTSE-100	FTSE	LOG(FTSE)	DLOG(DJA)
Японский индекс Nikkei-225	NIKKEI	LOG(NIKKEI)	DLOG(NIKKEI)
Фондовый индекс Китая SSE Composite	SSEC	LOG(SSEC)	DLOG(SSEC)

В исследовании использовались ежедневные данные с 5 января 2000 г. по 30 сентября 2009 г.¹ Анализ массивов ежедневных данных более точно отражает взаимосвязи фондовых рынков по сравнению с анализом недельных или месячных данных.

Анализируемый период был разделен на два временных интервала.

1. Период относительно стабильного развития с 5 января 2000 г. по 30 июня 2008 г.;
2. Кризисный период 1 июля 2008 г. – 30 сентября 2009 г.

Все временные ряды были трансформированы в логарифмические. Такая трансформация позволяет более наглядно представить связь между рассматриваемыми показателями, так как логарифмические ряды расположены в пределах единого диапазона. Первые разности логарифмов являются аппроксимацией темпов прироста соответствующих переменных. Условные обозначения для исследуемых показателей, логарифмов и первых разностей логарифмов представлены в табл. 1.

МЕТОДОЛОГИЯ ИССЛЕДОВАНИЯ

По существу, первым этапом любого экономического исследования являлся корреляционный анализ. Результаты проведенного нами корреляционного анализа (информация о наличии линейной зависимости между индикаторами) послужили базой для дальнейшего выявления вида и математической формы существующих связей.

Следующим нашим шагом было изучение причинно-следственных связей между рассматриваемыми показателями. Для этих целей был осуществлен казуальный анализ с помощью теста Грейнджера. Сущность теста Грейнджера на казуальность заключается в следующем: переменная x является казуальной по отношению к переменной y (обозначается $x \rightarrow y$) если при прочих равных условиях значения y могут быть лучше предсказаны с использованием прошлых значений x , чем без них. Иначе говоря, должны выполняться одновременно два условия:

- переменная x должна вносить значимый вклад в прогноз y ;
- переменная y не должна вносить значимый вклад в прогноз x .

¹ Источником ежедневных данных исследуемых показателей послужил архив данных РБК.

Если же каждая из этих двух переменных дает значимый вклад в прогноз другой, то скорее всего существует третья переменная z , влияющая на обе переменные.

В основе теста Грейнджера лежит следующая регрессия:

$$y_t = \sigma_0 + \sum_{j=1}^m \sigma_j y_{t-j} + \sum_{j=1}^m \beta_j x_{t-j} + e_t, \quad (1)$$

Нулевая гипотеза « x не влияет на y » заключается в одновременном равенстве нулю всех коэффициентов β . Для ее тестирования применяется обычный F -тест. Альтернативная гипотеза « y не влияет на x » тестируется аналогично, только необходимо поменять места x и y . Для того чтобы прийти к заключению, что « x влияет на y », необходимо, чтобы гипотеза « x не влияет на y » была отвергнута, а гипотеза « y не влияет на x » – принята. Если обе гипотезы отвергаются, то между рассматриваемыми переменными существует взаимосвязь, то есть $x \leftrightarrow y$. Если же нулевые гипотезы не отвергаются, то каузальная связь между переменными отсутствует. Кроме того, необходимо отметить, что тест Грейнджера является очень чувствительным к количеству лагов m в уравнении регрессии, поэтому целесообразно проделать данный тест для разных значений параметра m .

Для установления причинно-следственной связи рассматриваются результаты казуального анализа – значения F -статистики и соответствующая вероятность p . Для отклонения нулевой гипотезы на 5%-м уровне значимости необходимо, чтобы – значение p для соответствующей пары показателей находилось в пределах до 0.05. По значению F -статистики судят о характере влияния (отрицательное / положительное).

Таким образом, каузальный анализ позволил определить динамику взаимодействия, в частности направление причинно-следственных связей между изучаемыми показателями.

В качестве инструмента оценки степени взаимного влияния изучаемых показателей в работе использовалась модель векторной авторегрессии (vector autoregression, VAR). Использование данной модели обусловлено тем, что изучение финансовой интеграции сводится к анализу взаимного влияния различных показателей друг на друга без выделения экзогенной переменной.

Модели векторной авторегрессии (VAR) представляют собой удобный инструмент для одновременного моделирования нескольких рядов. Векторная авторегрессия – это такая модель, в которой несколько зависимых переменных, и зависят они от собственных лагов и от лагов других переменных. В отличие от модели регрессии, в VAR-модели нет нужды делить переменные на изучаемые переменные и независимые факторы. Любая экономическая переменная модели VAR по умолчанию включается в состав изучаемых величин (хотя есть возможность часть переменных рассматривать как внешние к модели, экзогенные).

Следует отметить, что используемый метод VAR имеет некоторые ограничения. Оно состоит в том, что использование данного вида моделирования требует стационарности исходных временных рядов. Таким образом, в нашем исследовании этапу построения модели векторной авторегрессии предшествует этап проверки временных рядов на стационарность.

Первый шаг при проверке временного ряда на стационарность заключался в его визуализации. График временного ряда очень часто делает очевидным наличие тренда или сезонной компоненты, что позволяет сделать вывод о нестационарности ряда. Далее сделанное в результате визуализации заключение подтверждалось формализованными эконометрическими методами.

Одним из таких методов является построение графиков автокорреляционной (коррелограммы) и частной автокорреляционной функций временного ряда. Автокорреляционная функция показывает степень тесноты статистической связи между наблюдениями временного ряда, разнесенными по времени на t отсчетов. Автокорреляционная функция показывает степень тесноты статистической связи между наблюдениями временного ряда, разнесенными по времени на t отсчетов. Она вычисляется по аналогии с парным коэффициентом корреляции по следующей формуле:

$$r_{\tau} = \frac{\sum_{t=\tau+1}^n [(x_t - \bar{x}_t)(x_{t-\tau} - \bar{x}_{t-\tau})]}{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x}_t)^2}, \tau = 1, 2, \dots \quad (2)$$

Частная автокорреляционная функция – это корреляция между x_t и $x_{t-\tau}$ при исключении влияния промежуточных значений $x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-\tau+1}$ и вычисляется по аналогии с частным коэффициентом корреляции. Коррелограмм и график частной автокорреляционной функции в случае стационарного ряда должны быстро убывать с ростом t после нескольких первых значений.

Вторым способом проверки временного ряда на стационарность является тест на наличие единичных корней – тест Дики-Фуллера **DF** или расширенный тест Дики-Фуллера **ADF**. В основу указанного теста положена следующая регрессия:

$$\Delta y_t = \mu + \delta t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta y_{t-i} + e_t, \quad (3)$$

где

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1},$$

$\mu, \delta, \alpha, \beta_i$ – коэффициенты регрессии;

t – временной тренд;

e_t – остаточный член регрессии.

Если

$\sum \beta_i = 0$, то это **DF**-тест,

если же

$\sum \beta_i \neq 0$, то – **ADF**-тест.

В данном исследовании использовался **ADF**-тест, так как он позволяет тестировать гипотезу о наличии единичного корня в моделях, где количество лагов может быть больше одного. В **ADF**-тесте нулевая гипотеза заключается в наличии единичного корня, что на языке модели (3) интерпретируется как $\alpha = 0$.

Проверка гипотезы осуществляется путем сравнения фактической величины t -статистики для α с соответствующим табличным значением. Если абсолютное значение фактического значения t превысит табличное значение, рассчитанное по формуле Маккиннона [1], на установленном уровне значимости, нулевая гипотеза должна быть отвергнута и принята альтернативная гипотеза, заключающаяся в отсутствии единичных корней и стационарности временного ряда.

Следует отметить, что классическим способом приведения нестационарных рядов к стационарным является процесс взятия последовательных разностей.

Таким образом, построения модели векторной авторегрессии осуществлялось только после приведения временных рядов к стационарным.

С математической точки зрения простейшая форма **VAR**-модели – это система n уравнений, которые можно записать в матричном виде следующим образом:

$$Y_t = \alpha + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + e_t, \quad (4)$$

где

α – вектор констант;

A_1, A_2, \dots, A_p – матрицы коэффициентов;

e_t – вектор серийно некоррелированных ошибок с нулевым средним значением и матрицей ковариаций Σ_e .

Оценить параметры данной модели можно с помощью обычного метода наименьших квадратов **MHK**, примененного к каждому из уравнений. Матрицу ковариаций ошибок Σ_e можно самостоятельно оценить выборочной ковариационной матрицей полученных из **MHK** остатков. Адекватность **VAR**-модели оценивалась путем проверки матричных коэффициентов на предмет выполнения условий стационарности **VAR**-модели:

$$|1 - A_1 Y_{t-1} - \dots - A_p Y_{t-p}| = 0. \quad (5)$$

Для стационарной модели корни уравнения (5) должны лежать за пределами единичной окружности.

Поскольку матрицы оцененных коэффициентов **VAR** затруднительно интерпретировать непосредственно, результаты оценивания **VAR** обычно представляют некоторыми функциями этих матриц, в частности с практической точки зрения мы посчитали целесообразным использовать функции реакции на импульсы.

Функция реакции на импульсы – это частная производная $Y_{i,t+k}$ с временным горизонтом k по отдельному шоку, то есть импульсному изменению одной переменной в момент t по отношению к другим переменным. Функции реакции на импульсы связывают текущее значение ошибки с будущими значениями Y_t . Таким образом, осуществляется динамическая имитация внешнего шока (импульса) в отношении каждой из эндогенных переменных, а затем рассматривается реакция системы на этот импульс.

Анализ реакции на импульсы производится с помощью графиков, по которым можно сделать вывод о влиянии единичного импульса одной переменной на другую. По устойчивости воздействия (продолжительность отклика) единичного импульса судят о его долгосрочности. По времени затухания отклика можно сделать вывод о том, сколько времени требуется для стабилизации показателя.

РЕЗУЛЬТАТЫ ИССЛЕДОВАНИЯ

Корреляционный анализ

Первым шагом нашего исследования был корреляционный анализ, позволяющий определить, существует ли линейная зависимость между рассматриваемыми показателями.

В качестве характеристики степени тесноты связи между показателями был использован парный коэффициент корреляции. Он позволил измерить степень тесноты статистической связи между парой переменных без учета опосредованного или совместного влияния других показателей и вычислялся только по результатам наблюдений анализируемой пары показателей.

Таблица 2

КОРРЕЛЯЦИОННАЯ МАТРИЦА ЛОГАРИФМОВ ФОНДОВЫХ ИНДЕКСОВ РФ, США, ГЕРМАНИИ, ВЕЛИКОБРИТАНИИ, ЯПОНИИ, КИТАЯ

Стабильный период						
-	LOG(DJA)	LOG(DAX)	LOG(FTSE)	LOG(NIKKEI)	LOG(RTSI)	LOG(SSEC)
LOG(DJA)	1.000000	0.795339	0.795507	0.768238	0.733262	0.617194
LOG(DAX)	0.795339	1.000000	0.982500	0.907241	0.245346	0.637842
LOG(FTSE)	0.795507	0.982500	1.000000	0.922775	0.235911	0.548564
LOG(NIKKEI)	0.768238	0.907241	0.922775	1.000000	0.320757	0.458335
LOG(RTSI)	0.733262	0.245346	0.235911	0.320757	1.000000	0.414103
LOG(SSEC)	0.617194	0.637842	0.548564	0.458335	0.414103	1.000000
Кризисный период						
LOG(DJA)	1.000000	0.962497	0.946968	0.925882	0.850964	0.175979
LOG(DAX)	0.962497	1.000000	0.981230	0.963250	0.919470	0.371848
LOG(FTSE)	0.946968	0.981230	1.000000	0.941026	0.897854	0.361464
LOG(NIKKEI)	0.925882	0.963250	0.941026	1.000000	0.962951	0.446042
LOG(RTSI)	0.850964	0.919470	0.897854	0.962951	1.000000	0.536697
LOG(SSEC)	0.175979	0.371848	0.361464	0.446042	0.536697	1.000000

Рассмотрим влияние исследуемых показателей друг на друга. В табл. 2 представлены корреляционные матрицы логарифмов исследуемых показателей (фондовых индексов шести стран) для относительно стабильного и кризисного периодов. Положительное значение коэффициента корреляции свидетельствует о возрастающем характере парной связи факторов, а отрицательное значение – об убывающем характере этой связи.

Из табл. 2 видно, что как в относительно стабильном, так и кризисном периоде наблюдаются высокие значения парных коэффициентов корреляции некоторых переменных. Однако такие значения могут быть обусловлены не только тесной связью исследуемых величин, но присутствием третьей переменной, которая оказывает сильное влияние на первые две, или наличием повышающего тренда, что и служит в конечном счете причиной высокой коррелированности.

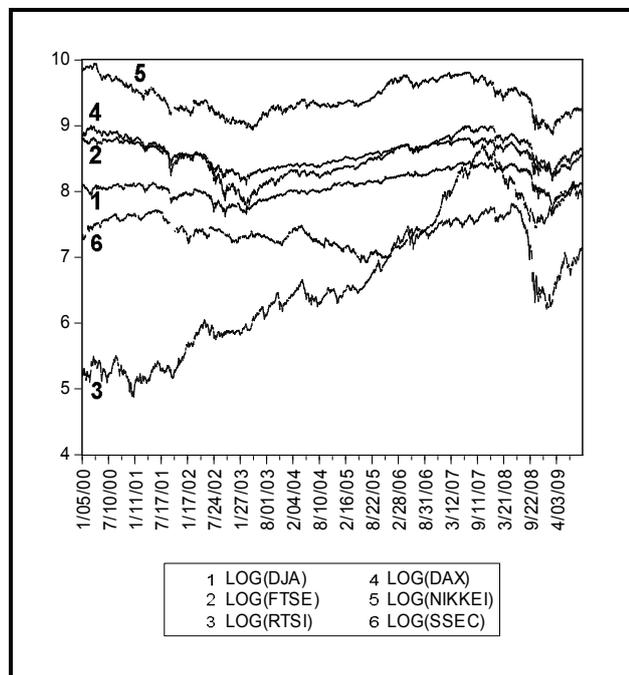


Рис. 1. Динамика фондовых индексов РФ, США, Германии, Великобритании, Японии и Китая. (логарифмическая шкала)

На рис. 1 представлена динамика логарифмов исследуемых показателей (фондовых индексов шести стран) за весь изучаемый период. Из рис. 1 видно, что в динамике каждого показателя прослеживаются периоды, характеризующихся наличием тренда, при этом, следует отметить, что траектории трендов различных фондовых индексов сходны.

Таким образом, результаты классического корреляционного анализа, представленные в табл. 2, являются не совсем корректными, поскольку динамика логарифмов изучаемых показателей, характеризуется наличием трендов. Одним из методов удаления тренда является использование первых разностей логарифмов показателей. Если мы рассмотрим значения парных коэффициентов корреляции первых разниц, то они окажутся не столь велики, как в случае просто логарифмической шкалы. При этом в динамике первых разностей логарифмов показателей уже не прослеживается наличие трендовых участков (рис. 2).

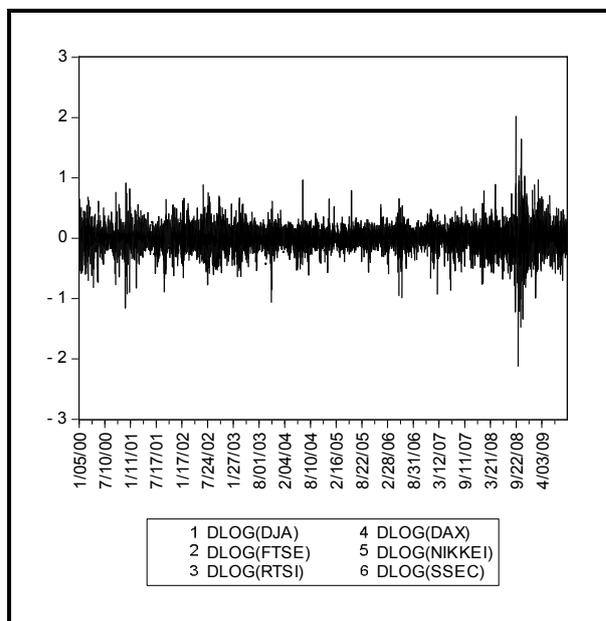


Рис. 2. Динамика фондовых индексов РФ, США, Германии, Великобритании, Японии и Китая (первых разностей логарифмов)

Кроме того, важен тот факт, что не все зависимости между переменными являются статистически значимыми.

Оценка значимости коэффициентов корреляции показала, что наиболее значимыми как в относительно стабильном, так и кризисном периоде являются зависимости между европейскими фондовыми индексами (**FTSE**, **DAX**) и индексом США (**DJA**). Далее по значимости следуют взаимосвязи европейских индексов и индекса РФ (**RTSI**). А зависимость между азиатскими и европейскими, а также между индексом **RTSI** и индексами **DJA** и **NIKKEI** являются менее значимыми. Это можно объяснить географическим расположением стран, а также их исторически сложившимися экономическими взаимоотношениями.

Важно отметить, что в относительно стабильном периоде прослеживается лишь слабая взаимосвязь фондового индекса Китая **SSEC** с индексом **RTSI** и фондовым индексом Японии **NIKKEI**, тогда как в кризисном периоде эта связь усиливается и, кроме того, наблюдается довольно сильная связь индекса Китая и европейских индексов. Такое влияние мирового финансового рынка на китайский индекс в период мирового кризиса объясняется тем, что несмотря на принципы независимости и самостоятельности внешней политики Китая, для его экономики характерна колоссальная зависимость от экспорта. Резкое падение объемов торговли в кризисном периоде не могло не сказаться на экономике Китая, что нашло отражение в падении фондового индекса **SSEC**.

Классический корреляционный анализ дает лишь самые общие представления о связях рассматриваемых показателей. Он не позволяет, во-первых, определить направление причинно-следственных связей, во-вторых, затрагивает лишь краткосрочный аспект взаимодействия.

КАУЗАЛЬНЫЙ АНАЛИЗ

Следующим нашим шагом был анализ причинно-следственных связей с помощью теста Грэйнджера на каузальность.

Как уже отмечалось ранее, тест Грэйнджера является очень чувствительным к количеству лагов **m** в уравнении регрессии (1), поэтому целесообразно проделать данный тест для разных значений параметра **m**. Учитывая то, насколько быстро фондовые рынки реагируют на изменения в экономике, было принято

решение ограничиться в нашем исследовании длиной лага не более **m = 6**.

Для отклонения нулевой гипотезы на 5%-м уровне значимости необходимо, чтобы **p**-значение для соответствующей пары показателей находилось в пределах до 0,05. Интерпретации тестов Грэйнджера с точки зрения направления причинно-следственных связей показаны в табл. 3 и 4.

Тест Грэйнджера проводился для всех переменных, он отражает долгосрочный аспект взаимодействия рассматриваемых показателей.

В относительно стабильном периоде изменение фондового индекса **DJA** в момент времени **t** оказывает влияние на значение всех изучаемых индексов в течение последующих **t + 6** периодов или, в соответствии с исходными данными, шесть дней. Кроме того, следует отметить, что изменение фондового индекса Великобритании также оказывает влияние на значения индекса США, но лишь в течении двух дней. Такой двусторонний характер связей индексов **DJA** и **FTSE**, вероятнее всего, объясняется союзническими взаимоотношениями этих стран, сформировавшимися ещё в период и после второй мировой войны.

Фондовые индексы Германии **DAX** и Великобритании **FTSE** находятся в двустороннем динамическом взаимодействии на протяжении всего периода, что вполне логично для стран, входящих в единую экономическую зону **EC**, также как их совместное влияние на курс **EUR**. Кроме того, как **DAX**, так и **FTSE** воздействуют на значения фондовых индексов Японии **NIKKEI** и Китая **SSEC**, но не оказывают никакого влияния на индекс РФ **RTSI**.

Отсутствие влияния **RTSI** на **DAX** и **FTSE** объясняется ориентацией европейских рынков на более сильной фондовый рынок США. Однако изменение фондового индекса **RTSI** влияет лишь на значения индекса Японии **NIKKEI** и в незначительной степени на индекс Китая **SSEC**. Это связано с резко возросшим объемом торговли России с **ATЭС** и значительным расширением их торгово-экономических отношений в последние пять лет. Кроме того, на фондовый индекс **SSEC** оказывает влияние индекс Японии. Тогда как китайский фондовый рынок имеет ограниченное влияние на макроэкономические показатели других стран, поскольку по сравнению с прочими рынками, масштаб фондового рынка Китая сравнительно невелик. Кроме того, в Китае еще не реализована свободная конвертируемость юаня по капитальным операциям.

Таблица 3

ИНТЕРПРЕТАЦИЯ РЕЗУЛЬТАТОВ ТЕСТА ГРЭЙНДЖЕРА ДЛЯ ОТНОСИТЕЛЬНО СТАБИЛЬНОГО ПЕРИОДА

m = 2	m = 3	m = 4	m = 5	m = 6
DJA → DAX	DJA → DAX	DJA → DAX	DJA → DAX	DJA ↔ DAX
DJA → FTSE	DJA → FTSE	DJA → FTSE	DJA ↔ FTSE	DJA ↔ FTSE
DJA → NIKKEI				
DJA → RTSI				
DJA → SSEC				
DAX ↔ FTSE				
DAX ↔ NIKKEI	DAX → NIKKEI	DAX → NIKKEI	DAX → NIKKEI	DAX → NIKKEI
DAX нет связи RTSI				
DAX → SSEC				
FTSE → NIKKEI				
FTSE нет связи RTSI				
FTSE → SSEC				
RTSI → NIKKEI				
RTSI → SSEC	RTSI нет связи SSEC	RTSI нет связи SSEC	RTSI нет связи SSEC	RTSI нет связи SSEC
NIKKEI ↔ SSEC	NIKKEI ↔ SSEC	NIKKEI → SSEC	NIKKEI → SSEC	NIKKEI → SSEC

Таблица 4

ИНТЕРПРЕТАЦИЯ РЕЗУЛЬТАТОВ ТЕСТА ГРЭЙНДЖЕРА ДЛЯ КРИЗИСНОГО ПЕРИОДА

m = 2	m = 3	m = 4	m = 5	m = 6
DJA → DAX				
DJA → FTSE				
DJA → NIKKEI	DJA → NIKKEI	DJA ↔ NIKKEI	DJA → NIKKEI	DJA → NIKKEI
DJA → RTSI				
DJA → SSEC	DJA нет связи SSEC	DJA нет связи SSEC	DJA нет связи SSEC	DJA нет связи SSEC
DAX → FTSE	DAX нет связи FTSE	DAX нет связи FTSE	DAX → FTSE	DAX → FTSE
DAX → NIKKEI				
DAX ↔ RTSI	DAX → RTSI	DAX нет связи RTSI	DAX → RTSI	DAX нет связи RTSI
DAX → SSEC	DAX нет связи SSEC	DAX нет связи SSEC	DAX нет связи SSEC	DAX нет связи SSEC
FTSE → NIKKEI				
FTSE нет связи RTSI				
FTSE → SSEC	FTSE → SSEC	FTSE → SSEC	SSEC → FTSE	FTSE нет связи SSEC
RTSI → NIKKEI	RTSI → NIKKEI	NIKKEI ↔ RTSI	RTSI → NIKKEI	RTSI → NIKKEI
RTSI нет связи SSEC	RTSI нет связи SSEC	SSEC → RTSI	RTSI нет связи SSEC	RTSI нет связи SSEC
NIKKEI нет связи SSEC				

Рассмотрим изменение направления причинно-следственных связей в период кризиса (см. табл. 4).

Мировой экономический кризис, обусловленный спадом в США, вызвал панические настроения на мировых биржах и в целом на финансовых рынках стран. Влияние изменений фондового рынка США на индексы других стран сказывается уже на первом лаге и сохраняется в течение всего периода. Кроме того, значительно усилилась взаимосвязь европейских показателей с индексом *RTSI*.

Это объясняется ускоренным распространением финансового кризиса США по всему миру. Американские корпорации приступили к срочной распродаже активов и выводу денег из других стран. В 2007 г. фондовый рынок РФ рос опережающими темпами по сравнению с развитыми странами, чему способствовали портфельные инвестиции из ведущих мировых экономик. В 2008 г. массированный приток средств из США в Европу, а, соответственно, и из Европы в РФ прекратился, что сказалось на динамике фондового индекса РФ.

Обращает на себя внимание значительное снижение влияния мировых индексов на индекс *SSEC*. Это связано с тем, что китайская экономика отреагировала на мировой кризис не сразу, и какое-то время справлялась с внешней неблагоприятной конъюнктурой. Такое сохранение стабильности позволило долгое время удерживаться фондовому индексу Китая на высокой отметке. Этот факт отразился как ослабившееся влияние практически всех мировых индексов на фондовый индекс *SSEC* в рассмотренном временном отрезке ($m = 2 \div 6$).

Таким образом, каузальный анализ позволил определить динамику взаимодействия, в частности направление причинно-следственных связей фондовых индексов в относительно стабильном периоде и их изменение в период кризиса. Однако результаты теста Грейнджера на казуальность не содержат информации о степени их взаимодействия, о силе существующих связей. Поэтому дальнейшим нашим шагом была оценки степени взаимного влияния изучаемых показателей.

В качестве инструмента оценки степени взаимного влияния изучаемых показателей, в работе использовалась модель векторной авторегрессии. Как отмечалось ранее, *VAR*-модель позволяет проанализировать степень взаимодействия показателей, однако для получения несмещенных оценок коэффициентов в моде-

лях необходимо использовать в качестве входных данных стационарные временные ряды.

ПРОВЕРКА ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ НА СТАЦИОНАРНОСТЬ

Первым этапом при проверке временного ряда на стационарность заключался в его визуализации. Графики временных рядов (см. рис. 1), как было отмечено ранее, делает очевидным наличие в них трендовых участков. Это позволяет сделать вывод об их нестационарности.

Классическим способом приведения нестационарных рядов к стационарным является процесс взятия последовательных разностей. Динамика трансформированных временных рядов, характеризуется постоянными колебаниями относительно нуля, что свидетельствует о стационарности трансформированных рядов (см. рис. 2).

Следующим этапом являлось построение графиков автокорреляционной (коррелограммы) и частной автокорреляционной функций для логарифмических временных рядов и временных рядов их первых разниц.

Для всех временных рядов исследуемых переменных и для всех временных интервалов, относящихся к различным состояниям экономики (относительно стабильный период и период кризиса) получаются идентичные результаты.

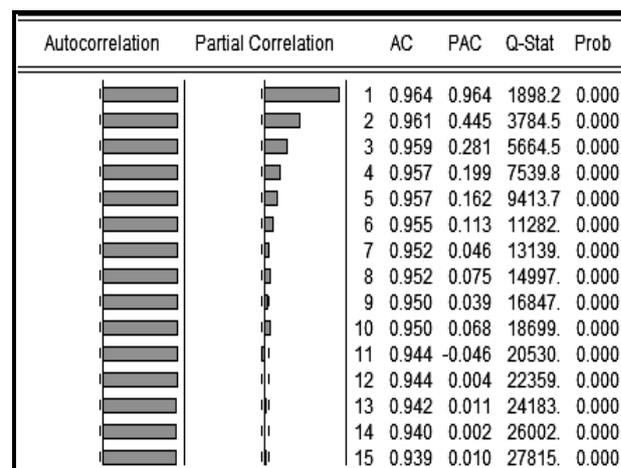


Рис. 3. Автокорреляционная *AC* и частная автокорреляционная *PAC* функции переменной *LOG(DJA)*

В качестве пример рассмотрим автокорреляционные функции фондового индекса *DJA* в относительно стабильном периоде (рис. 3-4).

Коррелограмма и график частной автокорреляционной функции в случае стационарного ряда должны быстро убывать с ростом *t* (2) после нескольких первых значений.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.034	-0.034	2.3089	0.129
		2 -0.025	-0.026	3.5526	0.169
		3 0.025	0.024	4.8135	0.186
		4 -0.043	-0.042	8.3999	0.078
		5 -0.011	-0.012	8.6176	0.125
		6 -0.052	-0.056	14.042	0.029
		7 -0.010	-0.012	14.226	0.047
		8 0.022	0.018	15.223	0.055
		9 0.027	0.030	16.690	0.054
		10 -0.004	-0.006	16.729	0.081
		11 0.007	0.005	16.834	0.113
		12 0.020	0.017	17.614	0.128
		13 0.005	0.009	17.660	0.171
		14 0.013	0.016	17.983	0.208
		15 -0.009	-0.005	18.162	0.254

Рис. 4. Автокорреляционная AC и частная автокорреляционная PAC функции переменной *DLOG(DJA)*

Рис. 3 и 4 показывают, что исследуемый ряд *LOG(DJA)* не является стационарным, в то время как ряд *DLOG(DJA)*, напротив, стационарен.

Полученные для всех временных рядов результаты были подтверждены тестами на наличие единичных корней (расширенный тест Дики-Фуллера – *ADF*).

При проведении теста использовалось автоматическое определение величины лага на основании информационного критерия Шварца (Schwarz information criterion, *SIC*) с ограничением максимальной величины лага до 25. Критические значения *t*-статистик в критериях Фуллера вычислялось по формуле Маккиннона.

Результаты теста для временного ряда *LOG(DJA)*, которые показывают, что абсолютная величина *ADF*-статистики меньше критических значений *t*-статистик для различных уровней значимости. Это свидетельствует о том, что нулевая гипотеза о наличии единичных корней должна быть принята и ряд является нестационарным.

Для временного ряда *DLOG(DJA)* наблюдается обратная картина, абсолютная величина *ADF*-статистики превышает критические значения *t*-статистик при всех уровнях значимости. Это означает, что нулевая гипотеза должна быть отвергнута и принята альтернативная гипотеза, заключающаяся в отсутствии единичных корней и стационарности временного ряда. Аналогичный анализ был проведен по логарифмическим рядам остальных показателей. Все временные ряды, используемые в исследовании, являются нестационарными в логарифмической шкале, но стационарными в шкале первых разниц.

Таким образом, как визуальный анализ, так и эконометрические методики позволяют сделать вывод о нестационарности логарифмических временных рядов и необходимости использования в дальнейшем эконометрическом моделировании рядов первых разниц.

ПОСТРОЕНИЕ МОДЕЛИ ВЕКТОРНОЙ АВТОРЕГРЕССИИ

К сожалению, в изученных нами источниках по тематике работы нам не удалось найти четко определенного формального метода выбора порядка *VAR*-модели. Общая рекомендация сводится к итерационному алгоритму выбора наиболее качественной модели, начиная с максимально разумного лага. Для выбора количества лагов в модели векторной авторегрессии с коррекцией ошибок мы оценили варианты модели с количеством лагов от двух до шести. Оценка производилась с помощью информационных критериев Акаике *AIC* и Шварца *SC*. Критерии Акаике *AIC* и Шварца *SC* являются попыткой свести в один показатель два требования: уменьшение числа параметров модели и повышения ее качества. Согласно вышеупомянутым критериям, из двух моделей следует выбрать модель с наименьшим значением *AIC* и *SC*.

Таблица 5

ВЫБОРА МАКСИМАЛЬНОГО ЛАГА В МОДЕЛИ ВЕКТОРНОЙ АВТОРЕГРЕССИИ

Максимальный лаг	2	3	4	5	6
Относительно стабильный период					
Akaike information criterion	-53.09590	-53.04182	-53.03369	-53.15096	-53.04443
Schwarz criterion	-52.54788	-52.15782	-51.76328	-51.42948	-50.78882
Период кризиса					
Akaike information criterion	-44.07008	-44.21365	-43.72179	-43.70124	-44.17429
Schwarz criterion	-41.71147	-40.43333	-38.35122	-36.53791	-34.91983

Как видно из табл. 5, согласно информационному критерию Шварца как для относительно стабильного периода, так и для кризисного периода наилучшие статистические качества имеют модели с максимальным количеством лагов, равным двум.

Критерий Акаике при этом не позволяет сделать однозначных вывода о статистических качествах модели с увеличением количества лагов.

Кроме того, в пользу уменьшения длины лага до двух говорят результаты оценки адекватности *VAR*-модели, путем проверки матричных коэффициентов на предмет выполнения условий стационарности модели.

В качестве примера на рис. 5 представлены графики корней обратного характеристического полинома лагового оператора, позволяющего судить о стационарности полученной модели. Для стационарной модели инверсные корни полинома не должны выходить за единичную окружность. Видно, что для модели с максимальной величиной лага, равной двум, инверсные корни находятся ближе к центру единичной окружности, чем в случае длины лага, равной шести.

Далее более подробно были рассмотрены результаты оценивания *VAR* при максимально длине лага, равной двум. Анализ влияния изучаемых показателей друг на друга проводился на основе построения функций импульсного отклика векторной авторегрессионной модели.

На рис. 6 представлены графики для индекса *RTSI*, характеризующие функции импульсного отклика с временным горизонтом, равным 10 дней (для периода

относительной стабильности). Представленные зависимости отражают отклик фондового индекса РФ на единичные импульсы фондовых индексов других стран. Видно, что единичные импульсы фондовых индексов США, Германии и Великобритании вызывают положительный отклик российского фондового индекса в относительно стабильном периоде, который остается значимым во временном интервале до двух-трех дней. Значение функции откликов *RTSI* на шоки азиатских фондовых индексов в относительно стабильном периоде не являются существенными.

Такое влияние шоков фондового индексов на индекс *RTSI* объясняется более тесными экономическими взаимоотношениями РФ с европейскими странами, чем со странами Азии. Можно также подчеркнуть высокий уровень развития фондового рынка США и доверия к нему российских инвесторов.

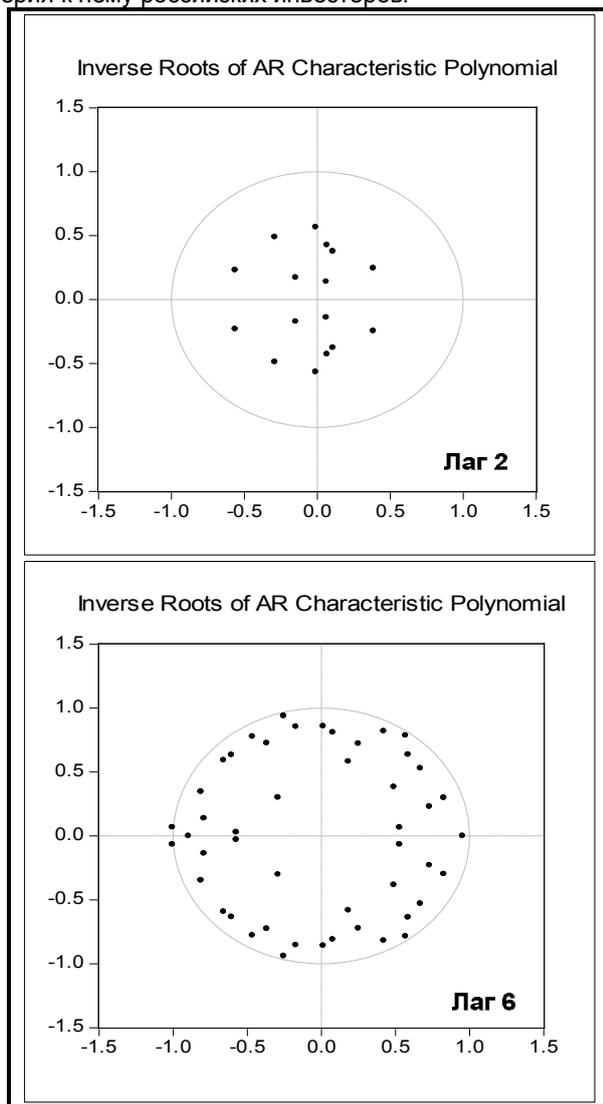


Рис. 5. Графики инверсных корней полинома для длины лагов, равной двум и шести

В период кризиса картина несколько меняется (рис. 7). Единичные импульсы фондовых индексов США, Германии и Великобритании по-прежнему вызывают положительный отклик российского фондового индекса продолжительностью два дня, однако величина этого отклика возрастает на порядок.

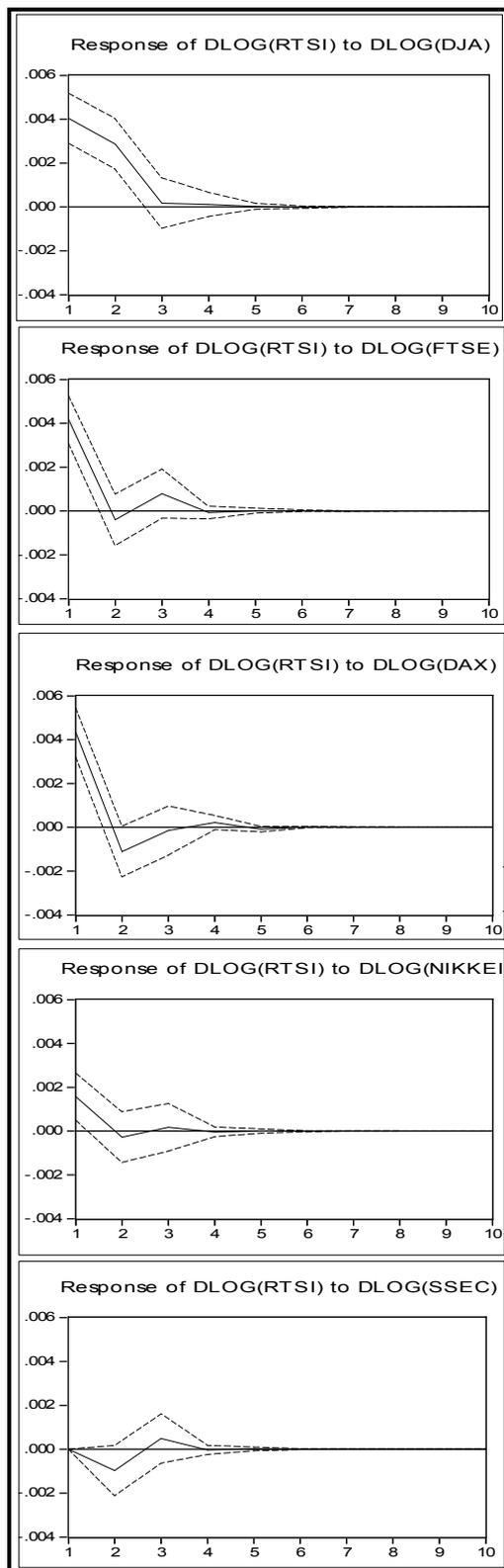


Рис. 6. Функции импульсных откликов для относительно стабильного периода

Кроме того, становятся значимыми реакции импульсных функций на шоки азиатских фондовых индексов. Данный факт можно объяснить паническими настроениями на биржах и в целом на финансовых рынках страны в периоды финансовой нестабильности.

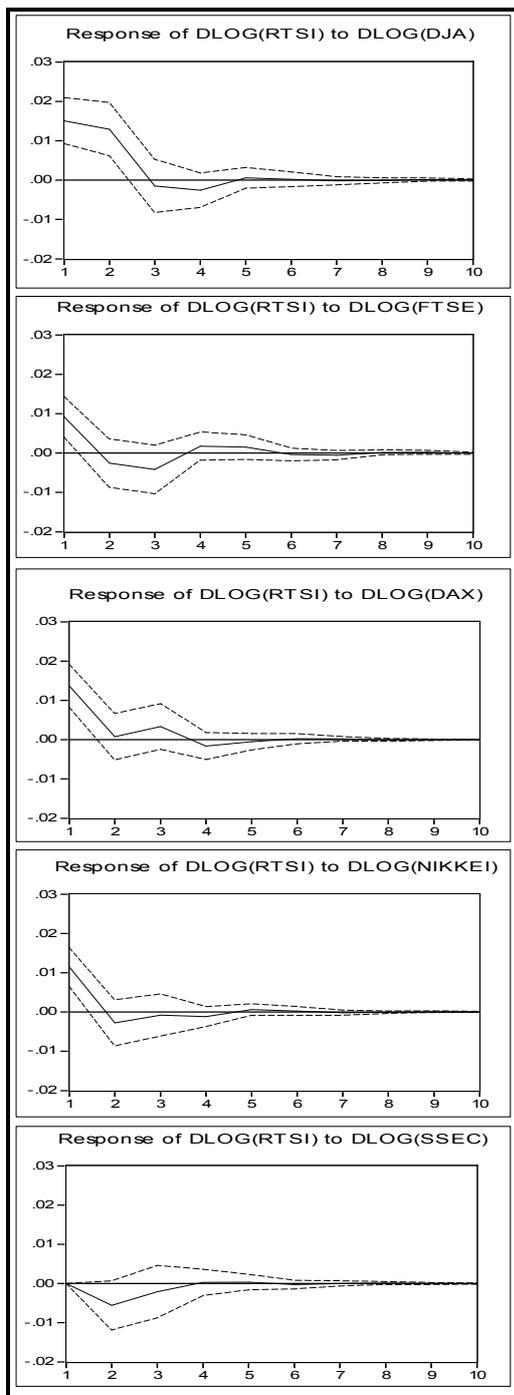


Рис. 7. Функции импульсных откликов для периода кризиса

Важно отметить, что отклик *RTSI*, вызываемый единичным импульсом индекса *SSEC*, имеет отрицательный знак.

Таким образом, в данной работе было проведено исследование влияния финансовой интеграции на фондовые рынки в период с 2000 по 2009 г. Результаты исследования показывают, что процессы экономической интеграции, развивающиеся в последнее время ускоренными темпами, оказывают существенное влияние на мировые фондовые рынки. Подтверждая более ранние исследования, анализ финансовой интеграции в период мирового финансового кризиса 2008 г.

свидетельствует о существенном усилении глобализация мировой экономики, которое проявляется в значительном укреплении межрыночных взаимодействий.

Однако следует отметить, что предлагаемые в работе методологические аспекты могут быть использованы для выявления влияния различных факторов на фондовые рынки преимущественно в краткосрочном периоде.

Литература

1. Носков В.П. Эконометрика. Введение в регрессионный анализ временных рядов [Текст] / В.П. Носков. – М., 2002.
2. Cotter J. International Equity Market Integration in a Small Open Economy: Ireland January 1990-December 2000 // International Review of Financial Analysis. 2004. Vol. 13. Pp. 669-685.
3. Engle R.F., Granger C.W. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing // Econometrica. 1987. Vol. 55. №2. Pp. 251-276.
4. Francis B.B., Leachman L.L. Superexogeneity and the Dynamic Linkages Among International Equity Markets // Journal of International Money and Finance. 1998. Vol. 17. Pp. 475-492.
5. Gilmore C.G., McManus G.M. International Portfolio Diversification: US and Central Equity Markets // E¹. 2002.
6. Johansen S., Juselius K. Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration with the Application to the Demand for Money // Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 1990. Vol. 52. №2. Pp. 169-210.
7. Manning N. Common Trends and Convergence? South East Asian Equity Markets, 1988-1999 // Journal of Money and Finance. 2002. Vol. 21. Pp. 183-202.
8. Ng A. Volatility Spillover Effects from Japan and the US to the Pacific-Basin // Journal of International Money and Finance. 2000. Vol. 19. Pp. 207-233.
9. Ratanapakorn O., Sharma S.C. Interrelationship Among Regional Stock Indices // Review of Financial Economics. 2002. Vol. 11. №2. Pp. 91-108.
10. Swanson P. The Interrelatedness of Global Equity Markets, Money Markets, and Foreign Exchange Markets // International Review of Financial Analysis. 2003. Vol. 12. Pp. 135-155.

Ключевые слова

Финансовая интеграция; фондовый рынок; финансовый кризис; функции импульсных откликов; VAR-модель.

Федорова Елена Анатольевна

Сафина Юлия Асраровна

Литовка Сергей Владимирович

РЕЦЕНЗИЯ

Содержание статьи соответствует актуальным проблемам развития теории развития финансовых рынков.

Авторы достаточно аргументировано и всесторонне раскрывают сущность и подходы к финансовой интеграции фондовых рынков, приводят обзор литературы по ранее выполненным исследованиям.

Проведенное исследование является актуальным для российского фондового рынка.

Сильной стороной исследования является применение малоизученных в Российской Федерации методов эконометрики для анализа взаимозависимости фондовых рынков, в частности – тесты Грейнджера-казалити и модель векторной авторегрессии, при обработке данных используются информационные технологии. Работа базируется на современных данных, включая 2009 г. Особый интерес представляет поведение финансовой интеграции фондовых рынков рынка в период кризиса.

Статья «Анализ влияния финансовой интеграции на конъюнктуру фондовых рынков в условиях финансового кризиса» Федоровой Е.А., Сафиной Ю.А., Литовка С.В. является актуальным, самостоятельным исследованием и рекомендуется для публикации в научном журнале.

Лукаевич И.Я., д.э.н., зав. кафедрой финансового менеджмента, профессор Всероссийского заочного финансово-экономического института, академик РАЕН

3.12. IMPACT ANALYSIS OF FINANCIAL INTEGRATION ON STOCK MARKETS CONJUNCTURE IN FINANCIAL CRISIS CONDITIONS

E.A. Fedorova, the All-Russian State Distance-learning Institute of Finance and Economics (ARDLIFE), Associate Professor of Financial Management Chair(department);
J.A. Safina, Vitargos-rossovit LTD, Financial Manager;
S.V. Litovka, Pronto-Moscow LTD, Chief of the ERP Administrating and Support Department

The actual methodological aspect of stock market financial integration analysis are considered in the article. A lot of foreign scientific works are devoted to this question. Our research expands earlier existing ones, i.e. consider change of financial integration in the time of the world financial crisis. VAR econometrics model of six countries stock market indexes was used in the work. Granger Causality test and impulse response functions are used for estimation of mutual influence behavior and measure.

Literature

1. J. Cotter. (2004), «International Equity Market Integration in a Small Open Economy: Ireland January 1990-December 2000», *International Review of Financial Analysis*, Vol. 13, pp. 669-685.
2. R.F. Engle and C.W. Granger. (1987), «Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing», *Econometrica*, Vol. 55, №2, pp. 251-276.
3. B.B. Francis. and L.L. Leachman. (1998), «Superexogeneity and the Dynamic Linkages Among International Equity Markets», *Journal of International Money and Finance*, Vol. 17, pp. 475-492.
4. C.G. Gilmore and G.M. McManus. (2002), «International Portfolio Diversification: US and Central Equity Markets», *E¹ Ratanapakorn O and Sharma S.C. (2002), «Interrelationship Among Regional Stock Indices», *Review of Financial Economics*, Vol. 11, №2, pp. 91-108.*
5. S. Johansen and K. Juselius (1990), «Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration with the Application to the Demand for Money», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, №2, pp. 169-210.
6. N. Manning. (2002), «Common Trends and Convergence? South East Asian Equity Markets, 1988-1999», *Journal of Money and Finance*, Vol. 21, pp. 183-202.
7. Ng A (2000), «Volatility Spillover Effects from Japan and the US to the Pacific-Basin», *Journal of International Money and Finance*, Vol. 19, pp. 207-233.
8. P. Swanson. (2003), «The Interrelatedness of Global Equity Markets, Money Markets, and Foreign Exchange Markets», *International Review of Financial Analysis*, Vol. 12, pp. 135-155.
9. O. Ratanapakorn. and S.C. Sharma (2002), «Interrelationship Among Regional Stock Indices», *Review of Financial Economics*, Vol. 11, No. 2, pp. 91-108.
10. V.P. Noskov. «Econometrics. Introduction to regression analysis of time series», Moscow-2002.

Keywords

Financial integration; stock market; financial crisis; impulse response function; VAR model.