

## РЕГИОНАЛЬНЫЕ ФОНДОВЫЕ РЫНКИ: СВЯЗИ, ВЛИЯНИЕ И ПЕРСПЕКТИВНЫЕ МАРКЕТИНГОВЫЕ ВОЗМОЖНОСТИ

**М. Г. Тиндова, И. М. Кублин,  
А. А. Воронов, Н. И. Быканова**

*НОЧУ ВО «Московский финансово-промышленный университет «Синергия», Москва, Россия;  
ФГБОУ ВО «Саратовский государственный технический университет имени Гагарина Ю. А.», Саратов, Россия;  
ФГБОУ ВО «Петербургский государственный университет путей сообщения императора Александра I», Санкт-Петербург, Россия; ФГАОУ ВО «Белгородский государственный национальный исследовательский университет», Белгород, Россия*

**Ключевые слова:** временные ряды; индекс ММВБ; индекс Dow Jones; индекс SSEC; коинтеграция; компонентный анализ; фондовые рынки.

**Аннотация:** Рассмотрены проблемы, связанные с проявляемым взаимным влиянием региональных фондовых рынков Китая, России и США. В качестве индикаторов динамики данных рынков выбраны их обобщающие показатели, а именно поквартальные индексы ММВБ, Shanghai Composite (SSEC) и Dow Jones соответственно за период 2001 – 2022 гг. Проведен компонентный анализ, позволивший выявить наличие квадратичных тенденций в формировании долговременной компоненты рядов для ММВБ и Dow Jones, с учетом показательной тенденции для SSEC, а также наличие кратковременной периодической составляющей (период, равный шести уровням для ММВБ и Dow Jones и восьми уровням для SSEC) и долговременной циклической составляющей (период, равный 55 уровням). Проведен коинтеграционный анализ взаимного влияния фондовых рынков

---

Тиндова Мария Геннадьевна – кандидат экономических наук, доцент кафедры Бизнес-статистики, e-mail: mtindova@mail.ru, НОЧУ ВО «Московский финансово-промышленный университет «Синергия», Москва, Россия; Кублин Игорь Михайлович – доктор экономических наук, профессор кафедры «Экономика и маркетинг», ФГБОУ ВО «Саратовский государственный технический университет имени Гагарина Ю. А.», Саратов, Россия; Воронов Александр Александрович – доктор экономических наук, доцент, профессор кафедры «Логистика и коммерческая работа», ФГБОУ ВО «Петербургский государственный университет путей сообщения императора Александра I», Санкт-Петербург, Россия; Быканова Наталья Игоревна – кандидат экономических наук, доцент, доцент кафедры инновационной экономики и финансов, ФГАОУ ВО «Белгородский государственный национальный исследовательский университет», Белгород, Россия.

друг на друга, показавший зависимость работы московской и шанхайской бирж от действий на фондовой бирже Нью-Йорка в предыдущий момент времени. В результате построены модели прогноза развития индексов ММББ и SSEC в зависимости от предполагаемых значений Dow Jones на основе регрессий по отклонениям от трендов и сделан прогноз их развития на 2023 г.

## Введение

В современной экономической действительности получила развитие глобализация фондовых рынков. Непрерывные изменения цен на энергоресурсы и, как следствие, колебания курсов валют приводят к необходимости комплексной оценки влияния мировых тенденций на динамику отечественного и регионального фондовых рынков.

Поведение фондового рынка, рост или снижение акций часто рассматриваются как показатель развития экономики всего региона или даже мира в целом. Следовательно, возникает задача предсказания поведения таких рынков и оценка влияния страновых рынков друг на друга.

*Цель работы* – построение моделей поведения региональных фондовых рынков, а также оценка их взаимного влияния.

В качестве временного интервала исследования поквартально рассматривается период с 2001 по 2022 год включительно. Объектами исследования выбраны фондовые рынки Китая, России и США. В обобщающих показателях данных рынков используются индексы Московской межбанковской валютной биржи (ММББ), Dow Jones и Shanghai Composite (SSEC) [1]. Данные индексы представляют собой взвешенные по капитализации эмитентов показатели, содержащие около 40 наиболее ликвидных акций промышленных компаний рассматриваемого региона.

Внутри каждого индекса доли компаний, определяющих его, распределены неравномерно, так как около 70 % приходится на акции десяти компаний, имеющих самую высокую капитализацию (табл. 1 составлена авторами на основе информации, представленной на сайте BestStocks [2]). Из таблицы видно, что, *во-первых*, ни одна российская компания не обладает достаточными активами для вхождения в мировой рейтинг ведущих финансовых компаний; *во-вторых*, промышленная специфика составления индексов Dow Jones и SSEC не включает в их состав акции компаний, входящих в мировой рейтинг, в частности, компаний Google и Meta, занимающих четвертую и девятую позиции в мировом рейтинге капитализации.

## Компонентный анализ

На первом шаге исследования проведем компонентный анализ каждого из указанных временных рядов. Компонентный анализ является классическим способом моделирования рядов динамики, позволяющим находить математические выражения для совместного влияния трендовой, периодической, циклической и случайной составляющих.

Таблица 1

## Топ 10 компаний по степени капитализации, млрд долл.

Dow Jones	SSEC	ММВБ	В мире
Apple Inc. 2292	Ping An Insurance 139,65	Газпром 52,62	Apple Inc. (США) 2292
Microsoft 1940	Petro China A 139,63	Роснефть 50,05	Saudi Aramco (Саудовская Аравия) 2180
United Health 490,14	Agricultural Bank China A 128,37	СберБанк 48,37	Microsoft (США) 1940
Johnson & Johnson 434,71	Bank of China A 114,35	Новатэк 43,49	Alphabet Inc. (Google) (США) 1555
Walmart 368,63	Postal Savings Bank of China 98,05	Лукойл 35,58	Amazon Inc. (США) 1184
JP Morgan Chase & Co 335,81	China Yangtze Power 70,27	ГМК Норникель 32,29	Tesla Inc.(США) 763,66
Procter & Gamble 333,11	China International Travel 70,21	Газпромнефть 29,69	Berkshire Hathaway Inc. (США) 614,06
Visa 327,22	China Petrol A 65,66	Полос золото 16,29	Tencent (Китай) 473,22
Chevron 305,61	China Shenhua Energy SH 63,01	Сургутнефтегаз 14,51	Meta Platforms Inc. (США) 460,5
Coca-Cola 268,13	Industrial Bank 54,75	ФосАгро 11,63	TSMC (Тайвань) 445,56

Для проверки наличия основного тренда воспользуемся двух-выборочным  $F$ -тестом для дисперсий, который основывается на сравнении дисперсий в начале и конце временного ряда, их равенство объясняет стационарность исследуемых динамических данных. Для ряда динамики ММВБ дисперсия в начале ряда составила  $\sigma_{нач}^2 = 302$ , в конце –  $\sigma_{кон}^2 = 504$ ,

$$F = 0,59 < F_{кр} = 0,605, \quad (1)$$

что говорит о значимости полученных показателей. Полученные же результаты позволяют сделать вывод о наличии тренда в исследуемом временном ряду. Аналогичным образом подтверждены тесты о наличии долговременных составляющих и в других исследуемых рядах.

Сравнивая линейную, параболическую и показательную функции, в качестве явного выражения долговременной компоненты выбрана квадратичная функция вида

$$y_t = 328,4 + 22,9 t + 0,09 t^2 + \varepsilon. \quad (2)$$

Коэффициент детерминации полученной функции составил  $R^2 = 0,815$  и оказался значимым по критерию Фишера

$$F = 187,5 > F_{кр}(\alpha = 5\%, k_1 = 2, k_2 = 86) = 3,072. \quad (3)$$

Как видим, показателями периодических колебаний являются индексы сезонности, которые показывают изменения соответствующих уровней ряда от основной тенденции.

Для ряда ММВБ они составили  $I_1 = 1,031$ ;  $I_2 = 1,022$ ;  $I_3 = 1,062$ ;  $I_4 = 0,998$ ;  $I_5 = 0,947$  и  $I_6 = 0,941$ . Указанные значения говорят о том, что в каждом шестиквартальном цикле первые три квартала происходит рост курса ММВБ на 2,2 – 6,2 % относительно среднего уровня, задаваемого трендом; в оставшиеся три квартала наблюдается снижение на 0,2, 5,3 и 5,9 % соответственно.

Коэффициент аппроксимации полученной тренд-сезонной модели составил  $A = 23,5\%$ .

Глубокий анализ позволяет предположить наличие циклической компоненты в динамике курса ММВБ, которая имеет предположительно период 55 кварталов или 13,75 лет (рис. 1). При этом первые 40 уровней наблюдаются незначительные колебания тренд-сезонного уравнения, за которыми следует резкий скачок курса продолжительностью 15 кварталов (пик приходится примерно на 9-й уровень).

В результате моделирования получаем 55 индексов цикличности. В частности,  $\Pi_1 = 0,976$ ;  $\Pi_2 = 0,955$ ;  $\Pi_3 = 0,977$ ; ...;  $\Pi_{42} = 1,032$ ;  $\Pi_{43} = 1,044$ ; ...;  $\Pi_{49} = 1,371$ ;  $\Pi_{50} = 1,224$ ;  $\Pi_{51} = 1,268$ ;  $\Pi_{52} = 1,202$ ; ...;  $\Pi_{55} = 0,998$ .

Коэффициент аппроксимации полученной мультипликативной тренд-сезонной модели с индексами цикличности составил  $A = 19,4\%$ , результат моделирования с использованием данной модели представлен на рис. 1.

Проводя аналогичные рассуждения для остальных временных рядов, получаем:

– индекс *Dow Jones*:

Для долговременной компоненты выбрана квадратичная функция

$$y_t = 11210,6 - 178,6 t + 5,07 t^2 + \varepsilon, \quad (4)$$

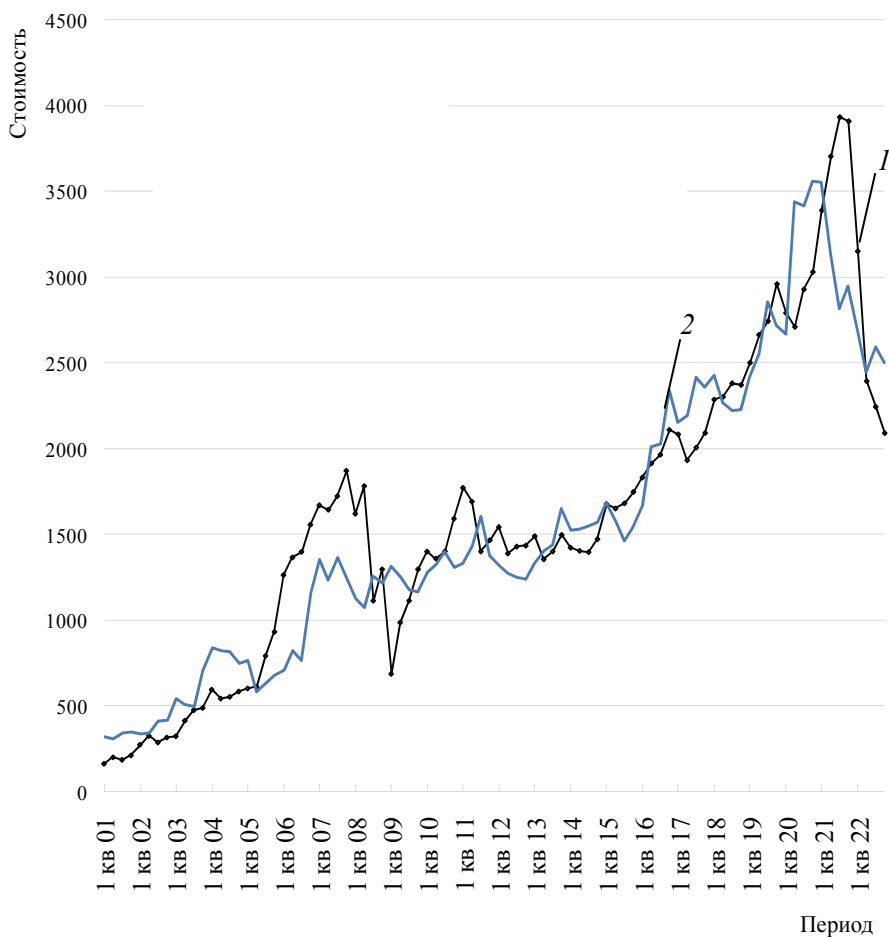
где коэффициент детерминации  $R^2 = 0,95$  является значимым по критерию Фишера. Сезонные колебания имеют период  $\tau = 6$ :  $I_1 = 1,000$ ;  $I_2 = 0,996$ ;  $I_3 = 1,028$ ;  $I_4 = 1,004$ ;  $I_5 = 0,988$  и  $I_6 = 0,983$ ; циклические колебания здесь менее выражены, но имеют период  $\tau = 55$ ; коэффициент аппроксимации итоговой модели составляет  $A = 8,19\%$ . Результаты представлены на рис. 2, а;

– индекс *SSEC*:

Долговременная компонента задается показательной функцией

$$y_t = 1636,9 e^{0,009t} + \varepsilon,$$

$R^2 = 0,64$  является значимым. Сезонные колебания имеют период  $\tau = 8$ :  $I_1 = 0,966$ ;  $I_2 = 0,940$ ;  $I_3 = 0,998$ ;  $I_4 = 0,987$ ;  $I_5 = 1,011$ ;  $I_6 = 1,029$ ;  $I_7 = 1,041$ ;



**Рис. 1. Динамика индекса ММВБ:**

1 – исходные данные; 2 – цикличная мультипликативная модель с квадратичным трендом

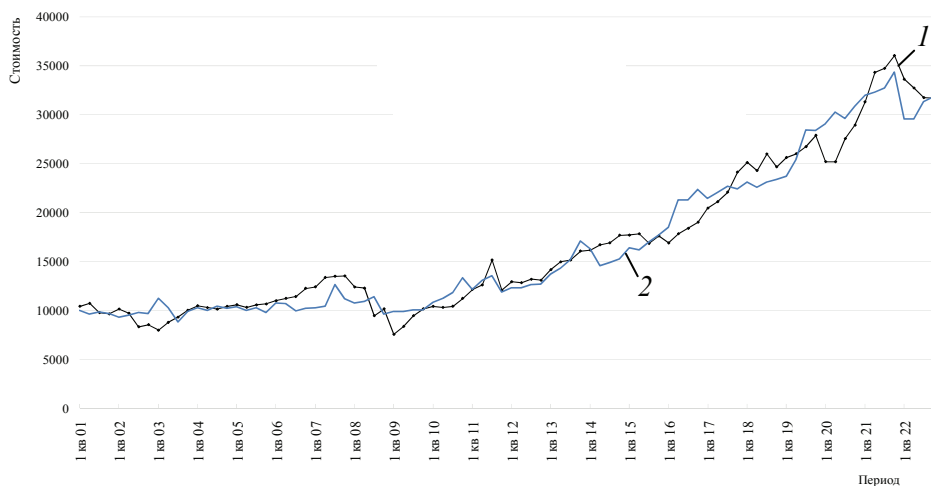
$I_8 = 1,029$ ; цикличные колебания имеют период  $\tau = 55$ ; коэффициент аппроксимации итоговой модели составляет  $A = 18,23\%$ . Результаты представлены на рис. 2, б.

Проверим адекватность полученных моделей на основе анализа остатков [3]. Так, для прогнозной модели динамики ММВБ автокорреляция остатков составила  $f = 0,168$  и данное значение входит в интервал

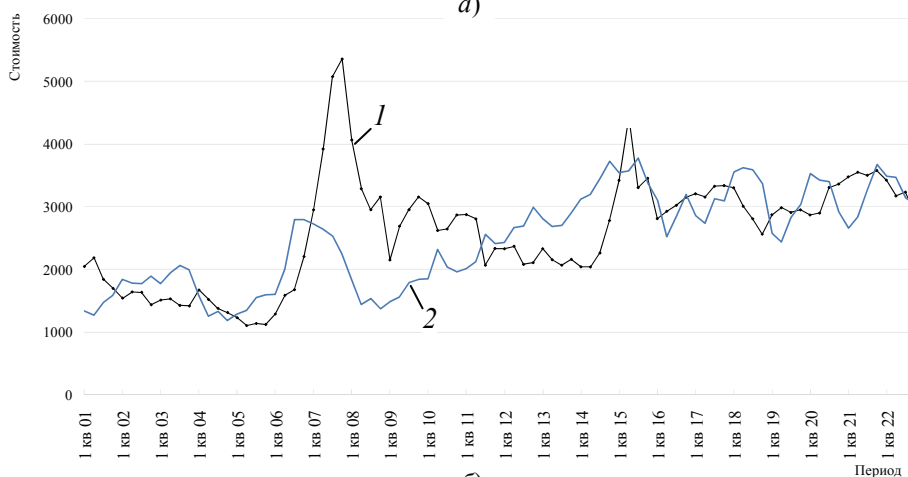
$$\pm \frac{t_\infty}{\sqrt{n}} = \pm \frac{2,0003}{\sqrt{88}} = \pm 0,213, \text{ следовательно, остатки независимы. Аналогично}$$

происходит для модели, формирующей индекс Dow Jones:  $f = 0,182 \in [-0,213; 0,213]$ , и модели, формирующей SSEС:  $f = 0,203 \in [-0,213; 0,213]$ , то есть построенные модели можно использовать для прогнозирования динамики процессов на фондовых рынках.

Прогноз развития рассмотренных региональных рынков на 2023 год представлен в табл. 2. Традиционно прогноз принято делать в трех сценариях: реальном; оптимистическом, при котором показываются максимальные прибыли; и пессимистическом, когда указываются возможные потери [4].



а)



б)

**Рис. 2. Динамика индексов Dow Jones (а) и SSEC (б):**

*1* – исходные данные; *2* – циклическая мультипликативная модель с квадратичным трендом

Таблица 2

**Результаты прогноза по трем сценариям (2023 г.)**

Индекс (коэффициент аппроксимации)	Сценарий	1 кв.	2 кв.	3 кв.	4 кв.
ММВБ ( $A = 19,4\%$ )	Оптимистический	5532,07	6149,94	6297,22	5989,94
	Реальный	3052,07	3389,25	3466,64	3293,91
	Пессимистический	572,08	628,55	636,06	597,88
Dow Jones ( $A = 8,19\%$ )	Оптимистический	42539,46	42478,49	43874,62	43954,75
	Реальный	32694,00	32687,49	33802,83	33905,41
	Пессимистический	22849,33	22896,48	23731,04	23856,04
SSEC ( $A = 18,23\%$ )	Оптимистический	5743,44	5904,20	5902,22	5672,02
	Реальный	4163,20	4269,91	4258,70	4083,22
	Пессимистический	3017,74	3088,00	3072,83	2939,46

## Коинтеграционный анализ

На следующем шаге исследуем взаимное влияние друг на друга указанных фондовых рынков. Основываясь на географическом расположении стран и фондовых бирж, которым принадлежат данные индексы, можно предположить, что индекс шанхайской биржи SSEС будет иметь влияние на работу московской и нью-йоркской бирж.

Для подтверждения данной гипотезы проведем коинтеграционный анализ. На первом шаге рассчитаем коэффициенты корреляции между указанными рядами:  $r_{y_1y_2} = 0,896$ ,  $r_{y_1y_3} = 0,662$  и  $r_{y_3y_2} = 0,508$ .

Множественный коэффициент корреляции между исследуемыми рядами составил

$$r_{y_1y_2y_3} = \sqrt{\frac{r_{y_1y_2}^2 + r_{y_1y_3}^2 - 2r_{y_1y_2}r_{y_1y_3}r_{y_2y_3}^2}{1 - r_{y_2y_3}^2}} = 0,927. \quad (5)$$

Учитывая специфику временного ряда, который всегда имеет автокорреляцию в остатках, при моделировании зависимости между временными рядами используется метод отклонения от трендов. В качестве исходной базы моделирования рассматриваются не сами временные ряды, а ряды, избавленные от влияния основной тенденции, которые обозначим

$$\varepsilon_i = y_i - \hat{y}_i. \quad (6)$$

При этом коэффициент корреляции для рядов отклонений равен

$$r_{12}^{\text{отк}} = \frac{\sum \varepsilon_1 \varepsilon_2}{\sqrt{\sum \varepsilon_1^2 \sum \varepsilon_2^2}} = 0,694, \quad (7)$$

что объясняется отсутствием ложной корреляции между рядами, то есть действительно имеется корреляционная зависимость между динамиками индексов ММВБ и Dow Jones. Однако корреляция между индексами ММВБ и SSEС, а также между Dow Jones и SSEС приняла значения соответственно  $r_{13}^{\text{отк}} = 0,419$  и  $r_{23}^{\text{отк}} = 0,276$ , что свидетельствует об отсутствии влияния результатов работы шанхайской биржи на биржи Москвы и Нью-Йорка.

Дальнейшие исследования позволили предположить, что основным показателем является работа нью-йоркской биржи предыдущего периода. В таком случае результаты корреляционного анализа приняли вид:

- парная корреляция:  $r_{y_1y_2^{-1}} = 0,974$ ,  $r_{y_1y_3} = 0,662$  и  $r_{y_3y_2^{-1}} = 0,654$ , где  $y_2^{-1}$  обозначен ряд индекса Dow Jones в предыдущий момент времени;
- множественная корреляция  $r_{y_1y_2y_3} = 0,974$ ;
- корреляция для рядов отклонений:  $r_{12}^{\text{отк}} = 0,724$ ;  $r_{13}^{\text{отк}} = 0,519$  и  $r_{23}^{\text{отк}} = 0,476$ .

Для проведения теста Ингла–Грэнджера построим линейные зависимости индексов ММВБ и SSEС от индекса Dow Jones предыдущего периода:

$$\hat{y}_{1t} = -103,8 + 0,102 y_{2t}^{-1} + \varepsilon_{1t}; \quad (8)$$

$$\hat{y}_{3t} = 1651,08 + 0,05 y_{2t}^{-1} + \varepsilon_{3t}. \quad (9)$$

Далее находим остатки данных регрессий и строим уравнения вида

$$\Delta \varepsilon_t = a + b \varepsilon_{t-1}. \quad (10)$$

Для индексов ММВБ и SSEC уравнения приняли соответственно вид:

$$\Delta \varepsilon_t = -1,9 + 0,92 \varepsilon_{1t-1}; \quad (11)$$

$$-\Delta \varepsilon_{3t} = -3,6 + 0,88 \varepsilon_{3t-1}. \quad (12)$$

Для проверки гипотезы  $H_0$  об отсутствии коинтеграции между рядами необходимо расчетные значения  $t$ -статистики для параметров  $b$  в полученных уравнениях (они приняли значения 20,02 и 16,8 соответственно) сравнить с критическим значением критерия Ингла–Грэнджера, которое при  $\alpha = 5\%$  равно 1,9439 [5].

Поскольку оба расчетных значения больше критического, то гипотезы  $H_0$  отклоняются. Другими словами, с вероятностью 95% работа московской и шанхайской бирж зависит от работы фондовой биржи Нью-Йорка в предыдущий момент времени.

Для построения модели связи между исследуемыми фондовыми индексами используем уравнение регрессии по отклонениям от трендов, которое в данном случае примет вид [6]

$$\varepsilon_{1y_1} = a + b \varepsilon_{t, y_2^{-1}} = -2,5 + 0,13 \varepsilon_{t, y_2^{-1}}. \quad (13)$$

Коэффициент детерминации полученного уравнения составляет  $R^2 = 0,551$  и он значим по критерию Фишера

$$F = 37,5 > F_{кр}(\alpha = 5\%, k_1 = 1, k_2 = 87) = 3,95. \quad (14)$$

Параметр  $b$  уравнения (13) значим по критерию Стьюдента

$$t = 6,09 > t_{кр}(\alpha = 5\%, k_1 = 2) = 2,0003 \quad (15)$$

и демонстрирует то, что случайные отклонения по ряду динамики индекса ММВБ в 0,13 раза выше случайных колебаний индекса Dow Jones.

Полученное уравнение можно использовать в качестве основы для составления прогнозного уравнения уровня индекса ММВБ в зависимости от предполагаемого уровня индекса Dow Jones в предыдущий момент времени [7].

Используя ранее представленные уравнения зависимости  $y_1$  и  $y_2^{-1}$  от времени, получим:

$$y_{1t} = 328,4 + 22,9 t + 0,09 t^2; \quad (16)$$

$$y_2^{-1} = 11103 - 171,5 t + 5,09 t^2. \quad (17)$$



Подставляя их в уравнение по отклонениям от трендов после алгебраических преобразований, получим окончательное уравнение следующего вида:

$$y_{1t} = -1117,49 + 45,19 t - 0,57 t^2 + 0,13 y_{2t}^{-1}. \quad (18)$$

В полученном уравнении параметр  $b_1 = 45,19$  показывает, что воздействие всех факторов, кроме индекса Dow Jones в предыдущий момент времени, на индекс ММВБ приводит к росту последнего на 45,19 пункта. Параметр  $b_2 = -0,57$  показывает скорость данного воздействия, то есть ежеквартально влияние всех факторов, не учтенных в модели, приводит к замедлению роста индекса ММВБ на 0,57 пункта. Параметр  $b_3 = 0,13$  говорит о том, что если индекс Dow Jones предыдущего периода вырастет на 1 пункт, то индекс ММВБ вырастет на 0,13 пункта.

Приведенная ошибка аппроксимации при использовании модели составит  $A = 13,5 \%$ .

Делая аналогичные преобразования для индекса SSEC, получим:

$$\varepsilon_{y_1} = 77,8 + 0,12\varepsilon_{y_2}^{-1}; \quad (19)$$

$$y_{3t} = 1636,9 e^{0,009t} - 1254,56 + 20,58 t - 0,61 t^2 + 0,12 y_{2t}^{-1}, \quad (20)$$

при  $A = 16,7 \%$ .

Используя уравнения и с учетом приведенных в табл. 3 данных, составим прогноз индексов ММВБ и SSEC.

Полученные прогнозы строятся на предположении, что переменная  $y_2^{-1}$  примет определенные значения. Другими словами, например, в реальном сценарии, если уровень индекса Dow Jones в 4 квартале 2022 года достиг уровня  $y_2^{-1}(4 \text{ кв. } 2022) = 36157,4$ , то индекс ММВБ в 1 квартале 2023 года примет значение  $y_{1t}(1 \text{ кв. } 2023) = 3089,91$ , а индекс SSEC  $y_{3t}(1 \text{ кв. } 2023) = 3730,77$ . Остальные случаи – аналогично.

Таблица 3

**Результаты прогноза по модели отклонения от трендов**

Индекс	Сценарий	4 кв. 2022	1 кв.	2 кв.	3 кв.	4 кв.
			2023			
Dow Jones	Оптимистический	47132,9	48039,6	48957,7	49887,2	–
	Реальный	36157,4	36897,0	37646,8	38406,8	
	Пессимистический	25254,0	25828,2	26411,4	27003,5	
ММВБ	Оптимистический	–	4516,7	4577,7	4639,1	4700,8
	Реальный		3089,9	3129,2	3168,7	3208,4
	Пессимистический		1672,5	1690,3	1708,1	1725,9
SSEC	Оптимистический	–	5047,8	5100,9	5154,6	5208,6
	Реальный		3730,7	3763,8	3797,3	3831,0
	Пессимистический		2422,4	2435,6	2449,1	2462,6

## Заключение

Проведенный анализ показывает связи и влияние региональных фондовых рынков, а именно зависимость рынков Китая и России от рынка США предыдущего периода. Данный факт позволяет построить модели прогноза развития индексов ММББ и SSEC, основываясь на регрессии по отклонениям от трендов [8]. Ошибки аппроксимации полученных моделей составят от 13 до 17 %.

Проведенный в первой части статьи компонентный анализ временных рядов показал наличие квадратичных тенденций в формировании долговременной компоненты рядов для ММББ и Dow Jones, а также показательной тенденции для SSEC, что свидетельствует о том, что компании Китая развиваются в долгосрочной перспективе более быстрыми темпами. Кроме того, формирование динамики фондовых рынков зависит от кратковременной периодической составляющей (период, равный шести уровням для ММББ и Dow Jones и восьми уровням для SSEC) и долговременной циклической составляющей (период, равный 55 уровням).

### Список литературы

1. Московская биржа ОАО ММББ (МОЕХ). – Текст : электронный. – URL : <https://ru.investing.com/> (дата обращения : 26.12.2022).
2. Официальный сайт BestStocks. – Текст : электронный. – URL : <https://beststocks.ru/indices/> (дата обращения : 26.12.2022).
3. Эконометрика : учебник / И. И. Елисеева, Д. И. Беляков, Л. М. Галиуллина [и др.]. – М. : ЮРАЙТ, 2019. – 449 с.
4. Бушуева, В. О. Эконометрика финансовых рынков / В. О. Бушуева, А. Э. Сергеев // Вопросы устойчивого развития общества. – 2022. – № 3. – С. 810 – 817.
5. Тиндова, М. Г. Инструментальные методы сравнительного подхода / М. Г. Тиндова. – Саратов : Саратовский государственный социально-экономический университет, 2012. – 95 с.
6. Филиппов, В. И. Многомодулярные пространства и их свойства / В. И. Филиппов // Известия высших учебных заведений. Математика. – 2017. – № 12. – С. 57 – 65.
7. Сажин, Ю. В. Анализ временных рядов и прогнозирование : учебник / Ю. В. Сажин, А. В. Катынь, Ю. В. Сарайкин. – Саранск : Мордовский государственный университет им. Н.П. Огарёва, 2013. – 192 с.
8. Использование программных решений бизнес-аналитики как инструмент повышения конкурентоспособности компаний и регионов / А. Н. Калашников, Ю. Ю. Пянзина, И. М. Кублин, Р. В. Фомин // Экономика устойчивого развития. – 2019. – № 1(37). – С. 289 – 292.

### References

1. available at: <https://ru.investing.com/> (accessed 26 December 2022).
2. available at: <https://beststocks.ru/indices/> (accessed 26 December 2022).
3. Yeliseyeva I.I., Belyakov D.I., Galiullina L.M. [et al.]. *Ekonometrika: uchebnik* [Econometrics: textbook], Moscow: YURAYT, 2019, 449 p. (In Russ.).
4. Bushuyeva V.O., Sergeev A.E. [Econometrics of financial markets], *Voprosy ustoychivogo razvitiya obshchestva* [Issues of sustainable development of society], 2022, no. 3, pp. 810-817. (In Russ., abstract in Eng.).

5. Tindova M.G. *Instrumental'nyye metody sravnitel'nogo podkhoda* [Instrumental methods of comparative approach], Saratov: Saratovskiy gosudarstvennyy sotsial'no-ekonomicheskii universitet, 2012, 95 p. (In Russ.).

6. Filippov V.I. [Multimodular spaces and their properties], *Izvestiya vysshikh uchebnykh zavedeniy. Matematika* [News of higher educational institutions. Mathematics], 2017, no. 12, pp. 57-65. (In Russ., abstract in Eng.).

7. Sazhin Yu.V., Katyn' A.V., Saraykin Yu.V. *Analiz vremennykh ryadov i prognozirovaniye: uchebnik* [Time series analysis and forecasting: textbook], Saransk: Mordovskiy gosudarstvennyy universitet im. N.P. Ogarova, 2013, 192 p. (In Russ.).

8. Kalashnikov A.N., Pyanzina Yu.Yu., Kublin I.M., Fomin R.V. [Using business intelligence software solutions as a tool to improve the competitiveness of companies and regions], *Ekonomika ustoychivogo razvitiya* [Economics of sustainable development], 2019, no. 1(37), pp. 289-292. (In Russ., abstract in Eng.).

---

### **Regional Stock Markets: Links, Influence and Promising Marketing Opportunities**

**M. G. Tindova, I. M. Kublin,  
A. A. Voronov, N. I. Bykanova**

*Moscow Financial and Industrial University "Synergy", Moscow, Russia;  
Yuri Gagarin State Technical University of Saratov, Saratov, Russia;  
Petersburg State University of Communications of Emperor Alexander I,  
St. Petersburg, Russia; Belgorod State National Research University,  
Belgorod, Russia*

**Keywords:** time series; MICEX index; Dow Jones index; SSEC index; cointegration; component analysis; stock markets.

**Abstract:** The paper tackles the problems associated with the mutual influence of regional funds of the markets of China, Russia and the USA. Their generalizing indicators were chosen as indicators of the dynamics of these markets, namely the quarterly indices of the MICEX, Shanghai Composite (SSEC) and Dow Jones, respectively, for the period 2001–2022. A component analysis was carried out, which made it possible to identify the presence of quadratic trends in the formation of the long-term component of the series for MICEX and Dow Jones, taking into account the indicative trend for SSEC, as well as the presence of a short-term periodic component (a period equal to six levels for MICEX and Dow Jones and eight levels for SSEC) and a long-term cyclical component (a period equal to 55 levels). A cointegration analysis of the mutual influence of stock markets on each other was carried out, which showed the dependence of the work of the Moscow and Shanghai stock exchanges on the actions on the New York stock exchange at the previous moment in time. As a result, forecast models for the development of the MICEX and SSEC indices were built depending on the estimated Dow Jones values based on regressions on trend deviations and a forecast of their development for 2023 was made.

---

© М. Г. Тиндова, И. М. Кублин, А. А. Воронов, Н. И. Быканова, 2023