

ОРИГИНАЛЬНАЯ СТАТЬЯ

УДК 338.517(045)
© Скиба О.А., 2021

Эконометрическая модель курса ценной бумаги



Ольга Андреевна Скиба, студентка Факультета прикладной математики и информационных технологий, Финансовый университет, Москва, Россия
Olga A. Skiba, student of the Faculty of Applied Mathematics and Information Technologies, Financial University, Moscow, Russia
sk.ol.1999@mail.ru

АННОТАЦИЯ

В данной статье представлено исследование, по результатам которого создана эконометрическая модель курса ценной бумаги. Цель исследования состоит в том, чтобы смоделировать зависимость курса ценной бумаги компании Московской биржи от фондового индекса. В статье проделаны следующие тесты: проведена оценка модели, проверка ее на качество, адекватность и на выполнение предпосылок теоремы Гаусса-Маркова. Актуальность выбранной темы статьи обосновывается тем, что люди стали больше интересоваться волатильностью ценных бумаг, они покупают и продают акции, тем самым пытаются предугадать дальнейшие скачки ценных бумаг. Научная новизна данной работы заключается в проверке модели на коинтегрированность с помощью теста Дики-Фуллера, а также в устранении положительной автокорреляции с помощью алгоритма Кохрейна-Оркатта. В результате исследования была построена модель зависимости ценной бумаги Мосбиржи от фондового индекса, проведены вышеуказанные тесты и получены соответствующие результаты.
Ключевые слова: курс ценной бумаги; фондовый индекс; моделирование; оценка модели; проверка на качество; проверка на адекватность; теорема Гаусса-Маркова; коинтегрированность

Для цитирования: Скиба О. А. Эконометрическая модель курса ценной бумаги. *Научные записки молодых исследователей*. 2021;9(2):24-30.

ORIGINAL PAPER

An Econometric Model of the Security Rate

ABSTRACT

The purpose of the study is to model the dependence of the exchange rate of a Mosbirzhi company's security on the stock index. The tests presented in the article are as follows: model evaluation, quality test, adequacy test and fulfilling the premises of the Gauss-Markov theorem. The relevance of my topic is justified because people are more often interested in the volatility of securities. They buy and sell shares, thereby becoming shareholders. The scientific novelty of this work is to test the model for co-integration using the Dickey-Fuller test and eliminate positive autocorrelation using the Cochrane-Orcutt algorithm. As a result of the research, the author built a model for the dependence of the Mosbirzhi company's security on the stock index. The author performed the above tests and the obtained corresponding results.

Научный руководитель: **Данеев О.В.**, кандидат экономических наук, доцент, Финансовый университет, Москва, Россия / Scientific Supervisor: **Daneev O.V.**, Cand. Sci. (Econ.), Associate Professor, Financial University, Moscow, Russia.

Keywords: securities exchange rate; stock index; modelling; model evaluation; quality check; adequacy check; Gauss-Markov theorem; co-integration

For citation: Skiba O. A. An econometric model of the security rate. *Nauchnye zapiski molodykh issledovatelei = Scientific notes of young researchers*. 2021;9(2):24-30.

Введение

Прогнозирование развития курса ценной бумаги – сложная и чрезвычайно важная задача. Величина прибыли или убытка трейдера как игрока биржи зависит от правильности прогноза. Игрок фондового рынка в основном нацелен на получение прибыли от купли или продажи в короткие сроки.

Показательным в этом смысле является российский фондовый рынок, который на современном этапе находится на стадии обучения и активного развития [5]. Российский фондовый рынок весьма чувствителен к изменениям многих факторов, таких как мировые цены на нефть и доходность государственных ценных бумаг. Одно из них – колебания фондовых индексов, которые предопределяют состояние рынка ценных бумаг [4]. Поэтому, чтобы определить степень влияния фондового индекса, необходимо провести эконометрический анализ. Разберем фондовый индекс как предмет исследования. Это индикатор состояния рынка ценных бумаг, рассчитываемый на основе корзины наиболее ликвидных обыкновенных акций или облигаций [1]. В качестве объекта исследования возьмем стоимость ценной бумаги, т.е. цену, по которой ценные бумаги продаются и покупаются. На примере модели курса ценной бумаги Московской биржи исследуем степень влияния фондового индекса.

В данной работе будет построена модель временных рядов. На основе оцененной модели проведены проверка ее на качество, адекватность, на

выполнение предпосылок теоремы Гаусса-Маркова, коинтегрированность, а также устранена положительная автокорреляция.

Актуальность выбранной темы обосновывается тем, что люди стали больше интересоваться волатильностью ценных бумаг, они покупают и продают акции, тем самым пытаясь предугадать дальнейшие скачки ценных бумаг. Также в настоящее время рынок ценных бумаг в России быстро развивается, повышается интерес у частных инвесторов к ценным бумагам российских компаний.

Описание исходных данных. Построение модели

Для оценивания модели воспользуемся данными за период с 30.08.2019 по 14.12.2019 г. Частота наблюдений равна один день. Часть данных представлена в *табл. 1*.

На *рисунке* представлена зависимость курса ценной бумаги от ее индекса. Отметим, что при анализе графика видно, что тренд является возрастающим. Так как линия тренда почти полностью описывает график, моделью должна быть линейная функция, отображенная на *рисунке*.

Для решения задачи построим эконометрическую модель. В качестве спецификации возьмем парную регрессионную модель вида:

$$\begin{cases} y_t = a_0 + a_1 * x_t + u_t \\ E(u_t | x_t) = 0 \\ Var(u_t | x_t) = \sigma_u^2 \end{cases},$$

где y_t – курс ценной бумаги Московской биржи; x_t – фондовый индекс Московской биржи.

Практическая часть

Проведем оценку параметров полученной модели по обучающей выборке (в Excel с помощью функции «ЛИНЕЙН»). Полученная модель имеет вид:

$$\begin{cases} y_t = 264,27 + 0,57 * x_t + u_t \\ S_{a_0}^2 = 18,74 ; S_{a_1}^2 = 0,004 ; \tilde{\sigma} = 8,21 \\ R^2 = 0,994 \end{cases}.$$

Таблица 1

Исходные данные

Номер	Дата	Курс	Индекс
1	30.08.2019	2713,17	4274,22
2	31.08.2019	2702,59	4259,52
3	01.09.2019	2700,57	4256,33
4	02.09.2019	2684,25	4230,61
5	03.09.2019	2701,06	4257,10

Источник: составлено автором по данным Мосбиржи. URL: <https://www.moex.com/ru/index/totalreturn/MCFTR/archive> (дата обращения: 20.12.2019); <https://www.finam.ru/profile/moex-akcii/moscowexchange/export/> (дата обращения: 20.12.2019).

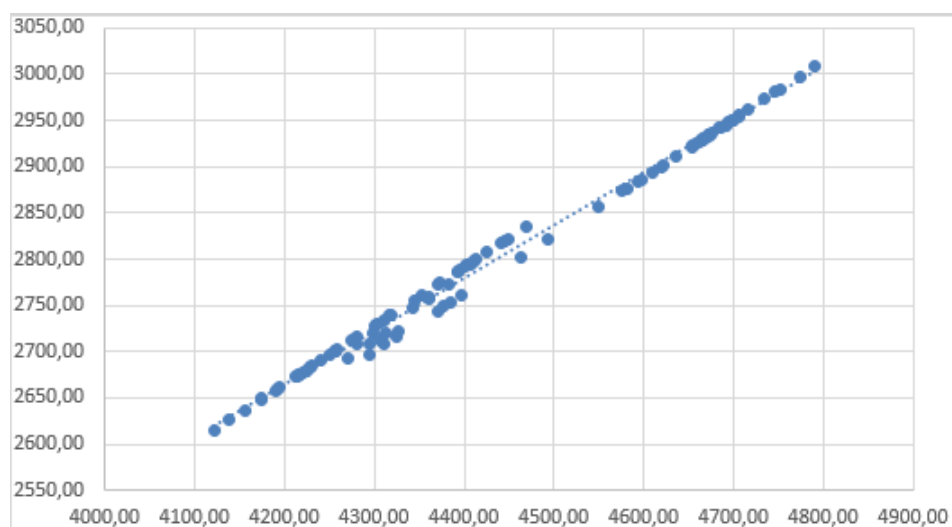


Рис. Зависимость курса от индекса

Источник: составлено автором по данным Мосбиржи. URL: <https://www.moex.com/ru/index/totalreturn/MCFTR/archive> (дата обращения: 20.12.2019); <https://www.finam.ru/profile/moex-akcii/moscowexchange/export/> (дата обращения: 20.12.2019).

Проверка качества спецификации

Для проверки качества спецификации полученной модели введем две гипотезы:

$$\begin{aligned} H_0 : a_1 &= 0, \\ H_1 : H_1 &= H_0. \end{aligned}$$

При оценивании модели была получена величина F -теста, которая равна: $F\text{-тест} = 18\,291,16$.

Зададимся уровнем значимости $\alpha \in (0; 0,05]$, используя функции «Ф.ОБР.ПХ» при количествах степеней свободы $\nu_1 = k = 1$, $\nu_2 = n - (k + 1) = 105$, где k – количество регрессоров в нашей модели; n – объем обучающей выборки, получили значение $F_{\text{крит}} = 3,93$:

$$18\,291,16 > 3,93 \Rightarrow F\text{-тест} > F_{\text{крит}}.$$

Вывод: коэффициент детерминации велик ($R^2 = 0,994$). Такой результат говорит о том, что экзогенная переменная x_t почти полностью объясняет значение эндогенной переменной y_t , а из $F\text{-тест} > F_{\text{крит}}$ следует отклонить гипотезу H_0 в пользу альтернативы H_1 . Таким образом, заключаем, что спецификация модели является качественной.

Проверка выполнения предпосылок теоремы Гаусса-Маркова

Запишем оцененную модель спецификации:

$$\begin{cases} y_t = 264,27 + 0,57 * x_t + u_t \\ S_{a_0}^2 = 18,74 ; S_{a_1}^2 = 0,004 ; \tilde{\sigma} = 8,21. \\ R^2 = 0,994 \end{cases}$$

А. Проверка первой предпосылки

Для проверки выполнения первой предпосылки о нулевом математическом ожидании случайного остатка введем две гипотезы:

$$H_0 : E(u_1) = E(u_2) = \dots = E(u_n) = 0,$$

$$H_1 : H_1 = \overline{H_0}.$$

Для того чтобы принять гипотезу H_0 , необходимо чтобы:

$$E(u_t) = \overline{u_t} = \frac{\sum \tilde{u}_t}{n} \approx 0.$$

Для проверки предпосылки рассчитаем u_t по формуле из [2]:

$$u_t = y_t - a_0 - a_1 * x_t.$$

Считая $E(u_t)$, получаем $E(u_t) = 1,2 * 10^{-12} \approx 0$.

Вывод: математическое ожидание случайного остатка стремится к нулю, следовательно, гипотезу H_0 принимаем, первая предпосылка теоремы Гаусса-Маркова выполняется.

Б. Тест Голдфелда-Квандта

Для проверки выполнения второй предпосылки о гомоскедастичности случайного остатка введем две гипотезы:

$$H_0 : Var(u_1) = Var(u_2) = \dots = Var(u_n) = 0,$$

$$H_1 : H_1 = \overline{H_0} [1]$$

Таблица 2

Оценка 1-й и 2-й части модели

1-я часть		2-я часть	
0,563917	295,9184	0,544134	391,9691
0,017331	74,01769	0,007653	35,15036
0,954043	8,287763	0,990011	6,923058
1058,724	51	5054,761	51
72720,58	3503,037	242268,3	2444,365

Источник: составлено автором.

Для проверки этой гипотезы проводится тест Голдфелда-Квандта:

1. Упорядочивается статистика по возрастанию суммы модулей регрессора x_i .

2. Данные разделяются на две части $n' = \frac{107}{2}$.

По делим следующим образом: 1-я и 2-я части равны $n' = 53$ (54-е значение в тесте не участвует).

По 1-й и 2-й частям данных оценивается модель.

Из табл. 2 находим значения $ESS_1 = 3503,037$ и $ESS_2 = 2444,365$.

Вычисляются значения статистики GQ и обратное к ней GQ^{-1} .

$$GQ = \frac{ESS_1}{ESS_2} = 1,43; \quad GQ^{-1} = \frac{ESS_2}{ESS_1} = 0,698.$$

Используя функцию «ФРАСПОБР», находится F -критическое при $\alpha = 0,05; \nu_1 = \nu_2 = n' - (k + 1) = 53 - 2 = 51. F_{крит} = 1,59$.

$$\text{Получаем: } \begin{cases} GQ \leq F_{крит} \\ GQ^{-1} \leq F_{крит} \end{cases}.$$

Вывод: неравенства выполняются, следовательно, гипотезу H_0 принимаем, то есть случайный остаток в нашей модели полагать гомоскедастичным.

В. Тест Дарбина-Уотсона

Для проверки выполнения третьей предпосылки об отсутствии автокорреляции случайных остатков в линейной регрессионной модели введем две гипотезы [2]:

$$H_0 : Cov(u_i, u_j) = 0 \text{ при } j = i - 1,$$

$$H_1 : Cov(u_i, u_j) > 0 \text{ при } j = i - 1.$$

Для проверки этой гипотезы проводится тест Дарбина-Уотсона:

Вычисляется статистика Дарбина-Уотсона DW :

Таблица 3

Промежутки статистики DW

M1=	(0;1,65)
M2=	(1,65;1,69)
M3=	(1,69;2,31)
M4=	(2,31;2,35)
M5=	(2,35;4)

Источник: составлено автором.

Таблица 4

Данные контрольной выборки

Контролирующая выборка			
Номер	Дата	Курс	Индекс
7	05.09.2019	2701,02	4257,04
25	23.09.2019	2672,84	4212,63
68	05.11.2019	2752,91	4383,96
84	21.11.2019	2951,16	4699,67
104	11.12.2019	2932,40	4671,43

Источник: составлено автором.

$$DW = \frac{\sum_{i=2}^{107} (\tilde{u}_i - \tilde{u}_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^{107} \tilde{u}_i^2} = 0,0745.$$

Из таблицы, где находятся границы интервала критических значений $DW_{крит}$, находим граничные значения d_L и d_U статистик Дарбина-Уотсона для

$$n = 107, k = 1, \alpha = 0,05 : d_L = 1,65; d_U = 1,69.$$

1. Запишем пять подмножеств M_1, M_2, M_3, M_4, M_5 интервала (0;4) величины DW . В табл. 3 представлены эти значения.

2. Проверим, в каком из пяти интервалов лежит полученная нами величина статистики: $DW \in M_1$.

Вывод: $DW \in M_1$, что говорит нам о том, что гипотеза H_0 не выполняется в пользу гипотезы H_1 , следовательно, автокорреляция случайных остатков в линейной регрессионной модели имеется, причем положительная.

Проверка адекватности

1. Разделим наши результаты наблюдений на два класса: обучающую выборку (90% от n) и контролируемую. Пусть в контролируемую выборку войдут наблюдения под номерами 7, 25, 68, 83, 104. Данные контролирующей выборки представлены в табл. 4.

2. По обучающей выборке оценим модель:

$$\begin{cases} y_t = 264,38 + 0,57 * x_t + u_t \\ S_{\tilde{a}_0} = 19,33 ; S_{\tilde{a}_1} = 0,004 ; \tilde{\sigma} = 8,22. \end{cases}$$

3. Оптимальный прогноз величины y_0 рассчитывается по правилу:

$$\tilde{y}_t = \tilde{a}_0 + \tilde{a}_1 * x_t,$$

с точностью прогнозирования:

$$\begin{cases} S_{\tilde{y}_0} = \tilde{\sigma} * \sqrt{1 + q_0} \\ q_0 = \frac{1}{n} + (x_0 - \bar{x})^2 / \sum_{i=1}^{102} (x_i - \bar{x})^2 \end{cases}$$

4. С помощью функции «СТБЮДРАСПОБР», где $\alpha = 0,05, v_2 = 100$ рассчитаем интервальный прогноз: $t_{\text{крит}} = 1,98$.

5. Построим доверительные интервалы по формуле:

$$\begin{cases} y_0^- = \tilde{y}_0 - t_{\text{крит}} * S_{\tilde{y}_0} \\ y_0^+ = \tilde{y}_0 + t_{\text{крит}} * S_{\tilde{y}_0}. \end{cases}$$

6. Расчет оптимального прогноза, оценки прогнозирования, интегрального прогноза и доверительных интервалов для каждого наблюдения из контролирующей выборки, а также проверка на принадлежность y_0 доверительному интервалу представлены в *табл. 5*.

Вывод: по полученным результатам видно, что с вероятностью 80% наша модель адекватна.

Тест Дики-Фуллера

Проверим данную модель на коинтегрированность. Курс ценной бумаги и ее индекс являются нестационарными временными рядами, т.е. поведение цен является непредсказуемым в будущем и настоящем и не совпадает с прошлым. Тогда цены курса Московской биржи и ее индекса будут называться коинтегрированными, если их можно будет объединить в один ряд, обладающим свойством стационарности. Другими словами, коинтегрированность можно определить так: наличие во временном ряду тренда обуславливается тем, что другой ряд, входящий в модель, также содержит тренд, а не связан с прочими случайными причинами и рядом случаев, служит причиной коинтеграции этих величин.

Направленность в одну или разные стороны тенденций рядов может иметь устойчивый характер и наблюдаться на протяжении длительного промежутка времени. Одним из методов тестирования гипотезы о коинтеграции временных рядов x_t и y_t является тест Дики-Фуллера¹ [3]. Для проверки выполнения критерия Дики-Фуллера введем две гипотезы:

$$H_0 : \text{отсутствие коинтеграции между рядами } y_t \text{ и } x_t \\ H_1 : H_1 = H_0$$

Отвергаем H_0 на $N\%$ -ном ($N = 1\%, 5\%, 10\%$) уровне значимости, если $t_{\text{стат}} > t_{\text{крит}}^{N\%}$.

Выполним тест. В разделе «Данные» выберем «Анализ данных» в качестве инструмента анализа «Регрессия». Уровень надежности введем 95% и выберем «Остатки». На новом листе появится таблица «Вывод итогов». Отметим, что коэффициент при переменной $x = 0,57$ будет использоваться в качестве коэффициента хеджирования, т.е. коэффициента для уменьшения риска курса ценной бумаги.

Рассчитаем разницы остатков регрессии в столбце «Дельта». Также вычислим остаток регрессии в столбце $t - 1$. Он будет равен остатку за предыдущий период. Полученные результаты представлены в фрагменте *табл. 6*.

Снова применим линейную регрессию к полученным столбца «Дельта» и « $t - 1$ ». На выбранном уровне надежности T -статистика равна $t_{\text{стат}} = -1,47$. Данные представлены в *следующую табл. 7*.

Сравним статистику $t_{\text{стат}}$ с $t_{\text{крит}}$: при объеме выборки $n = 100$ и 5%-ном критическом значении $t_{\text{крит}} = -3,45, t_{\text{стат}} > t_{\text{крит}}$.

Вывод: таким образом, нулевая гипотеза отклонена, и мы можно утверждать, что данные коинтегрированы.

Избавление от автокорреляции

Для избавления от автокорреляции был использован алгоритм Кохрейна-Оркатта. Алгоритм довольно простой:

1. Оценивается МНК исходная модель и вычисляется вектор случайных остатков:

$$\begin{cases} y_t = 264,27 + 0,57 * x_t + u_t \\ S_{\tilde{a}_0} = 18,74 ; S_{\tilde{a}_1} = 0,004 ; \tilde{\sigma} = 8,21 \\ R^2 = 0,994. \end{cases}$$

¹ URL: <https://metr-ekon.ru/index.php?request=full&id=202#> (дата обращения: 20.12.2019).

Таблица 5

Оценка модели на адекватность по контролирующей выборке

tkp=	1,983972			tkp=	1,983972		
Номер			Вывод	Номер			Вывод
7	y0 (оц)= 2697,784		y0	68	y0 (оц)= 2770,334		y0 не
	q0= 0,018156		принадл		q0= 0,010384		принадл
	Sy0= 8,297984		ежит		Sy0= 8,266252		ежит
	y- = 2681,321		интерва		y- = 2753,934		интерва
	y+ = 2714,247		лу		y+ = 2786,734		лу
25	y0 (оц) = 2672,398		y0	84	y0 (оц) = 2960,18		y0
	q0= 0,023015		принадл		q0= 0,032916		принадл
	Sy0= 8,317761		ежит		Sy0= 8,357915		ежит
	y- = 2655,896		интерва		y- = 2943,598		интерва
	y+ = 2688,901		лу		y+ = 2976,762		лу
tkp=	1,983972						
Номер			Вывод				
104	y0 (оц)= 2934,657		y0				
	q0= 0,026278		принадл				
	Sy0= 8,331013		ежит				
	y- = 2918,129		интерва				
	y+ = 2951,186		лу				

Источник: составлено автором.

Таблица 6

Фрагмент таблицы остатков

Наблюдение	Предсказанное Y	Остатки	Дельта	T-1
1	2707,46803	5,70196972		
2	2699,065338	3,524661891	-2,177307829	5,70196972
3	2697,241897	3,328103253	-0,196558638	3,524661891
4	2682,540044	1,709956493	-1,61814676	3,328103253
5	2697,682038	3,377962235	1,668005741	1,709956493

Источник: составлено автором.

Таблица 7

Фрагмент таблицы t-статистики

	Коэффициенты	Стандартная ошибка	t-статистика
Y-пересечение	-0,024871399	0,217114402	-0,114554351
Переменная X 1	-0,039100708	0,026581596	-1,470969176

Источник: составлено автором.

2. С помощью формулы $\rho = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} u_i * u_{i+1}}{\sum_{i=1}^{n-1} u_i^2}$ оценивается ρ .

3. Коэффициент ρ подставляется в трансформированную модель.

$$\begin{cases} y_t - \rho y_{t-1} = a_0(1-\rho) + a(x_t - \rho x_{t-1}) + \xi_t \\ E(\xi_t) = 0, E(\xi_t^2) = \sigma_\xi^2 \end{cases}$$

Шаги повторяются пока не получится одинаковый ρ . В случае с моделью ценной бумаги Московской биржи алгоритм проводился 10 раз. Результаты показаны в табл. 8.

4. В конечном итоге была получена следующая оцененная модель:

$$\begin{cases} y_t = 0,304 + 0,627 * x_t + u_t \\ S_{a_0} = 0,5535 ; S_{a_1} = 0,004 ; \tilde{\sigma} = 1,28 \\ R^2 = 0,996 \end{cases}$$

Вывод: положительная автокорреляция была устранена и предпосылки теоремы Гаусса-Маркова были выполнены.

Выводы

В данной статье была построена модель зависимости курса ценной бумаги Мосбиржи от ее индекса.

Результаты алгоритма Кохрейна-Оркатта

Оценки	Значения оценок									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
ρ	0,959529	0,297301	-0,04291	0,001296	-0,0019	-0,00233	-0,00126	-0,00463	-0,00331	-0,0033
a_0 оц	264,2738	0,637819	0,276226	0,305775	0,281933	0,299521	0,278305	0,298493	0,302811	0,303931
a_1 оц	0,571612	0,626171	0,627525	0,627329	0,627471	0,627285	0,62742	0,627211	0,627135	0,627079

Источник: составлено автором.

Была произведена проверка на качество с помощью F -теста, проверка на выполнение предпосылок теоремы Гаусса-Маркова, проверка на адекватность с помощью интервального прогнозирования, устранена положительная автокорреляция с помощью алгоритма Кохрейна-Оркатта, а также проведена проверка на коинтеграцию. В результате проверок было установлено, что модель качественная, адекватная с вероятностью 80%, коинтегрирована. Случайные остатки в оцениваемой модели гомоскедастичны, их математическое ожидание равно нулю, но автокорреляция случайных остатков положительна. Для устранения автокорреляции был применен алгоритм Кохрейна-Оркатта.

Таким образом, построение и проверка модели позволяет сделать вывод о возможности ее практического применения для прогнозирования стоимости ценных бумаг на фондовых биржах. Следовательно, можно сделать вывод, что колебания фондовых индексов оказывают сильное влияние на курс ценной бумаги Московской биржи, тем самым предопределяя состояние цены акций на рынке ценных бумаг. Однако следует иметь в виду, что модели временных рядов все-таки не являются идеальными, так как существуют и неподвластные учету факторы, могущие влиять на динамику стоимости ценных бумаг.

Список источников

1. Картаев Ф.С., Клочкова О.А., Ромашова В.М., Сучкова О.В. Сборник задач по эконометрике временных рядов и панельных данных. М.: Экономический факультет МГУ имени М.В. Ломоносова; 2016. 64 с.
2. Бывшев В.А. Эконометрика. Учебное пособие. М.: Финансы и статистика; 2008. 480 с.
3. Валеев Н.Н., Аксянова А.В., Гадельшина Г.А. Анализ временных рядов и прогнозирование. Учебное пособие. Казань: Казанский гос. технологический ун-т; 2010. 160 с.
4. Мацкевич А.А. Факторы, определяющие эффективность фондового рынка России. *Вестник ЧелГУ*. 2013;32(323). URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/factory-opredelyayuschie-effektivnost-fondovogo-rynka-rossii> (дата обращения: 31.01.2021).
5. Матвийчук А.В. Нечеткая идентификация и прогнозирование финансовых временных рядов. *ЭНСР*. 2006;(3). URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/nechetkaya-identifikatsiya-i-prognozirovanie-finansovyh-vremennyh-ryadov> (дата обращения: 31.01.2021).

References

1. Kartaev F.S., Klochkova O.A., Romashova V.M., Suchkova O.V. Collection of exercises on the econometrics of time series and panel data. Moscow: Lomonosov Moscow State University, Faculty of Economics; 2016. (In Russ.).
2. Byvshev V.A. Econometrica. Manual. Moscow: Finance and Statistics; 2008. 480 p. (In Russ.).
3. Valeev N.N., Aksyanova A.V., Gadelshina G.A. Time series analysis and forecasting. Textbook. Kazan: Kazan State Technological University; 2010. (In Russ.).
4. Mackiewicz A. The factors that determine the performance of the stock market in Russia. *Vestnik ChelGU = Bulletin of the Chelyabinsk State University*. 2013;32(323). URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/factory-opredelyayuschie-effektivnost-fondovogo-rynka-rossii> (accessed on 31.01.2021). (In Russ.).
5. Matviychuk A.V. Fuzzy identification and forecasting of financial time series. *ENSR*. 2006;(3). URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/nechetkaya-identifikatsiya-i-prognozirovanie-finansovyh-vremennyh-ryadov> (accessed on 31.01.2021). (In Russ.).