

### 3.9. ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ОСНОВНЫХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ ФОНДОВОГО РЫНКА РОССИИ АВТОРЕГРЕССИОННЫМИ МОДЕЛЯМИ С РАСПРЕДЕЛЕННЫМИ ЛАГАМИ

Хачатрян Н.К., к.ф.-м.н., доцент,  
кафедра бизнес-аналитики;  
Кравченко Т.К., д.э.н., профессор, заведующий  
кафедрой, кафедра бизнес-аналитики;  
Акопов А.С., д.т.н., профессор,  
кафедра бизнес-аналитики;  
Уварова О.М., старший преподаватель,  
кафедра бизнес-аналитики

*Национальный исследовательский университет  
«Высшая школа экономики», г. Москва*

Перейти на ГЛАВНОЕ МЕНЮ

Данная работа посвящена анализу и прогнозированию основных показателей фондового рынка Российской Федерации – индексов Российской торговой системы (РТС) и Московской межбанковской валютной биржи (ММВБ). Построены авторегрессионные модели с распределенными лагами (ADL модели), описывающие поведение указанных индексов. На основе построенных моделей проводится ретроспективное прогнозирование этих показателей, позволяющее определить точность полученных прогнозов.

#### ВВЕДЕНИЕ

Рынок ценных бумаг является важной и неотъемлемой частью экономической жизни большинства стран мира, и в том числе Российской Федерации. Особенно важно отслеживать общие тенденции того или иного рынка, так как под воздействием экономических и политических факторов рынок может стать невыгодным как для краткосрочного, так и долгосрочного инвестирования. Это может привести к оттоку капитала из страны и способствовать ухудшению состояния данного рынка. Также могут наступать и противоположные ситуации, когда в выходе на данный рынок заинтересованы многие инвесторы, и привлекательность растет. Данные движения рынка могут быть спрогнозированы с использованием экономико-математических моделей. Проблеме анализа показателей финансового рынка посвящено много трудов, в частности работы [3-6, 8].

Для финансового рынка РФ основными показателями являются индексы Российской торговой системы (РТС) (англ. *RTSI, RTS Index*) и Московской межбанковской валютной биржи (ММВБ) (англ. *MICEX Index*). Они представляют собой ценовые, взвешенные по рыночной капитализации (free-float) композитные индексы российского фондового рынка, включающие 50 наиболее ликвидных акций крупнейших и динамично развивающихся российских эмитентов, виды экономической деятельности которых относятся к основным секторам экономики, представленных в Закрытом акционерном обществе (ЗАО) «Фондовая биржа ММВБ». Методикой расчета индексов Московской биржи предусмотрен прозрачный механизм формирования базы расчета индексов, в том числе включающий ежеквартальный пересмотр значений индексов. Отбор акций для включения в индексы Московской биржи осуществляется при участии Индексного комитета ЗАО «Фондовая биржа ММВБ» – совещательного органа, в состав которого входят ведущие аналитики российского финансового рынка и представители профессионального сообщества. Расчет индекса ММВБ

осуществляется на основе цен акций, выраженных в рублях РФ, а расчет индекса РТС – на основе цен акций, выраженных в долларах США. Методика расчета индексов РТС и ММВБ представлена на официальном сайте Московской биржи [2].

Для прогнозирования данных показателей построим авторегрессионные модели с распределенными лагами (ADL модели). Эта модель временного ряда, в которой текущие значения ряда зависят как от прошлых значений этого ряда, так и от текущих и прошлых значений других временных рядов.

Для исследования был взят временной промежуток с 10 января 2014 г. по 27 ноября 2015 г.

#### 1. Построение модели

Построим авторегрессионные модели с распределенными лагами, описывающие поведение индексов РТС и ММВБ. В общем случае такую модель можно представить в следующем виде:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + \dots + a_p y_{t-p} + b_{1,0} x_{1,t} + b_{1,1} x_{1,t-1} + \dots + b_{1,r} x_{1,t-r} + \dots + b_{s,0} x_{s,t} + b_{s,1} x_{s,t-1} + \dots + b_{s,r} x_{s,t-r}$$

Для такой модели используют обозначение  $ADL(p, r, s)$ , где  $p$  – глубина запаздываний по эндогенной переменной  $y_t$ ,  $r$  – глубина запаздываний по экзогенным переменным  $x_{1,t}, x_{2,t}, \dots, x_{s,t}$ ,  $s$  – количество экзогенных переменных [1, 7].

Как для индекса ММВБ, так и для РТС построим модели указанного типа. Для модели, описывающей поведение индекса ММВБ, в качестве экзогенных переменных выступают индекс РТС, индекс государственных облигаций и курс доллара.

Для модели, описывающей поведение индекса РТС, экзогенными являются индекс ММВБ, индекс государственных облигаций и курс доллара.

Индекс государственных облигаций (англ. *RGBI*) также является одним из основных показателей Московской биржи. Этот индекс является основным индикатором рынка российского государственного долга. Он включает в себя наиболее ликвидные облигации федерального займа с дюрацией более одного года, рассчитывается в режиме реального времени по методам совокупного дохода и чистых цен. Методикой расчета индексов облигаций Московской биржи предусмотрен прозрачный механизм формирования базы расчета индексов, в том числе включающий ежеквартальный пересмотр индексов.

Отбор облигаций для включения в индекс осуществляется на основе цен облигаций, выраженных в рублях РФ. Для каждого индекса осуществляется также расчет показателей дюрации и доходности к погашению. Методика расчета индекса государственных облигаций также представлена на официальном сайте Московской биржи.

Напомним, что для исследования был взят временной промежуток с 10 января 2014-го по 27 ноября 2015 гг. В качестве статистических данных имеется 469 элементов временных рядов, описывающих указанные выше переменные. В табл. 1 приведены первые и последние десять элементов этих временных рядов.

Остальные элементы временных рядов можно увидеть на официальном сайте Московской биржи.

В начале исследования рассмотрим графики временных рядов, представленные на рис. 1 и 2.

Таблица 1

**ИСХОДНЫЕ СТАТИСТИЧЕСКИЕ ДАННЫЕ**

№	Дата	MICEX	RTSI	RGBI	USD
1	10.01.2014	1465,74	1388,86	324,76	33,15
2	11.01.2014	1469,19	1395,91	324,74	33,21
3	14.01.2014	1477,59	1401,82	325,11	33,12
4	15.01.2014	1469,76	1388,69	325,11	33,24
5	16.01.2014	1486,37	1401,78	325,47	33,36
6	17.01.2014	1480,63	1397,23	324,78	33,40
7	18.01.2014	1485,75	1395,79	324,78	33,43
8	21.01.2014	1495,92	1394,49	324,99	33,64
9	22.01.2014	1503,6	1395,87	324,91	33,82
10	23.01.2014	1498,73	1391,75	324,22	33,87
...	...	...	...	...	...
460	16.11.2015	1728,12	815,25	353,72	66,63
461	17.11.2015	1740,98	834,47	353,51	66,46
462	18.11.2015	1787,11	864,05	354,79	65,48
463	19.11.2015	1811,89	885,43	355,31	64,78
464	20.11.2015	1810,03	881,76	356,51	64,91
465	23.11.2015	1826,87	887,08	358,95	64,87
466	24.11.2015	1868,08	894,46	356,82	65,60
467	25.11.2015	1810,02	870,82	354,94	65,62
468	26.11.2015	1833,97	881,46	354,5	65,48
469	27.11.2015	1828,32	873,67	355,75	65,68

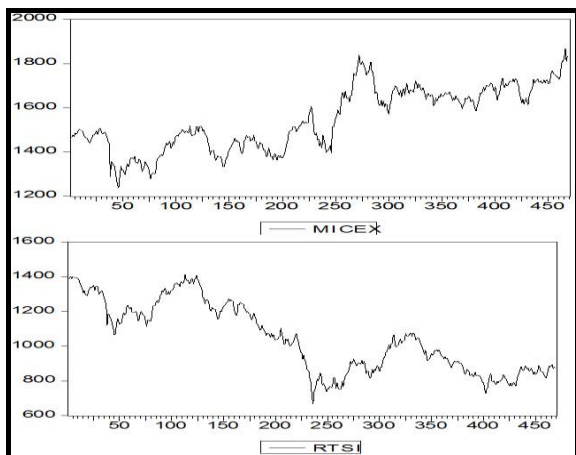


Рис.1. Графики значений индексов ММВБ (вверху) и РТС (внизу)

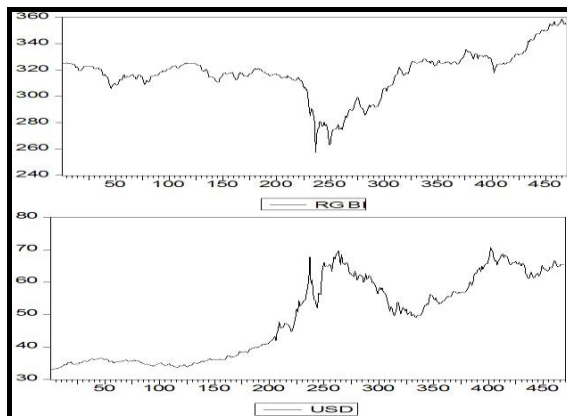


Рис. 2. График значений индекса государственных облигаций (вверху) и курса доллара (внизу)

Визуальный анализ этих графиков указывает на то, что данные временные ряды не стационарны. Для проверки данного утверждения проведем расширенные тесты Дики-Фуллера. Результаты тестов представлены в табл. 2-5.

Таблица 2

**РАСШИРЕННЫЙ ТЕСТ ДИКИ-ФУЛЛЕРА ДЛЯ ИНДЕКСА ММВБ**

ADF test statistic	-1,192965	1% critical value*	-3,4467
-	-	5% critical value	-2,8680
-	-	10% critical value	-2,5702
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root			
-	-	-	-

Таблица 3

**РАСШИРЕННЫЙ ТЕСТ ДИКИ-ФУЛЛЕРА ДЛЯ ИНДЕКСА РТС**

ADF Test statistic	-1,766172	1% critical value*	-3,4467
-	-	5% critical value	-2,8680
-	-	10% critical value	-2,5702
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root			
-	-	-	-

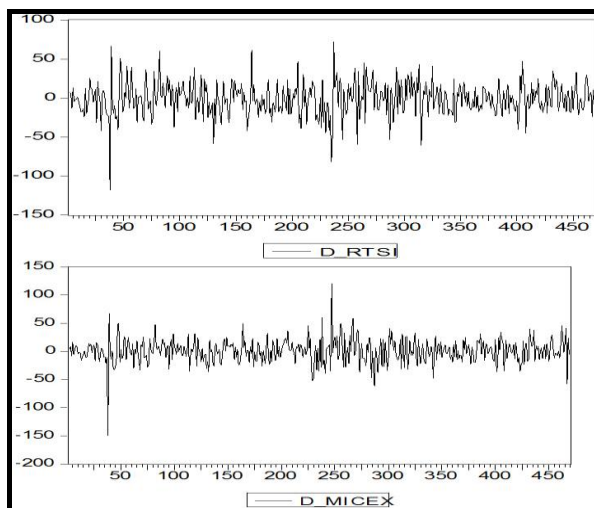


Рис. 3. Графики первых разностей значений индексов ММВБ (вверху) и РТС (внизу)

Таблица 4

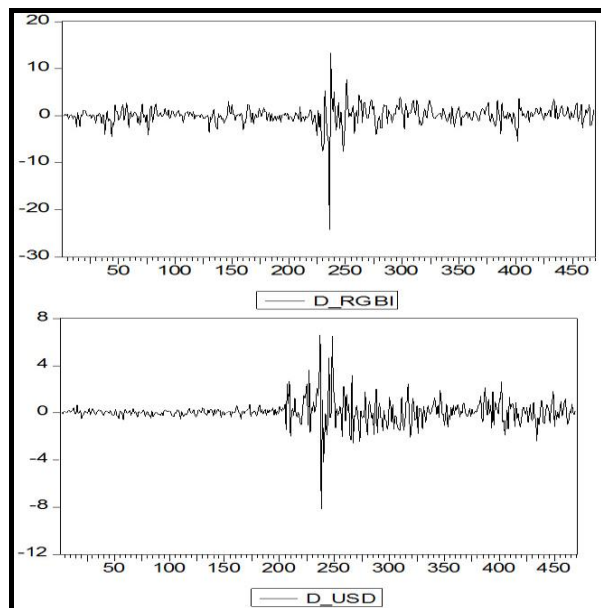
**РАСШИРЕННЫЙ ТЕСТ ДИКИ–ФУЛЛЕРА ДЛ  
ИНДЕКСА ГОСУДАРСТВЕННЫХ ОБЛИГАЦИЙ**

ADF test statistic	-0,266805	1% critical value*	-3,4467
–	–	5% critical value	-2,8680
–	–	10% critical value	-2,5702
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root			
–	–	–	–

Таблица 5

**РАСШИРЕННЫЙ ТЕСТ ДИКИ–ФУЛЛЕРА ДЛ  
КУРСА ДОЛЛАРА**

ADF test statistic	-0,840996	1% critical value*	-3,4467
–	–	5% critical value	-2,8680
–	–	10% critical value	-2,5702
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root			
–	–	–	–



**Рис.4. Графики первых разностей значений индекса государственных облигаций (вверху) и курса доллара (внизу)**

Как видно из табл. 2-5, нулевая гипотеза о нестационарности (наличие единичного корня) принимается для всех рядов на всех уровнях значимости, приведенных в тестах (1, 5, 10%), так как значения статистики теста больше критических значений. Однако первые разности всех рядов являются стационарными. Приведем графики первых разностей рядов (рис. 3, 4) и соответствующие тесты Дики–Фуллера (табл. 6-9).

Как видно из табл. 6-9, значения статистики теста Дики-Фуллера для первых разностей временных рядов расположены левее критических значений для всех уровней значимости, указанных в тестах. Следовательно, нулевая гипотеза о нестационарности данных рядов отвергается в пользу альтернативной, согласно которой эти ряды стационарны. Таким образом, необходимо продолжить исследо-

вание с использованием не самих временных рядов, а их первых разностей.

Таблица 6

**РАСШИРЕННЫЙ ТЕСТ ДИКИ–ФУЛЛЕРА ДЛ  
ПЕРВЫХ РАЗНОСТЕЙ ИНДЕКСА ММВБ**

ADF Test Statistic	-9,299220	1% Critical Value*	-3.4467
–	–	5% Critical Value	-2.8680
–	–	10% Critical Value	-2.5702
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root			
–	–	–	–

Таблица 7

**РАСШИРЕННЫЙ ТЕСТ ДИКИ–ФУЛЛЕРА ДЛ  
ПЕРВЫХ РАЗНОСТЕЙ ИНДЕКСА РТС**

ADF test statistic	-9,282606	1% critical value*	-3,4467
–	–	5% critical value	-2,8680
–	–	10% critical value	-2,5702
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root			
–	–	–	–

Таблица 8

**РАСШИРЕННЫЙ ТЕСТ ДИКИ–ФУЛЛЕРА ДЛ  
ПЕРВЫХ РАЗНОСТЕЙ ИНДЕКСА  
ГОСУДАРСТВЕННЫХ ОБЛИГАЦИЙ**

ADF test statistic	-8,947957	1% critical value*	-3,4467
–	–	5% critical value	-2,8680
–	–	10% critical value	-2,5702
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root			
–	–	–	–

Таблица 9

**РАСШИРЕННЫЙ ТЕСТ ДИКИ–ФУЛЛЕРА ДЛ  
ПЕРВЫХ РАЗНОСТЕЙ КУРСА ДОЛЛАРА**

–	–	–	–	–
ADF test statistic	-9,896941	1% critical value*	-3,4467	
–	–	5% critical value	-2,8680	
–	–	10% critical value	-2,5702	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root				
–	–	–	–	–

Следующим шагом является выявление глубины лага эндогенной и экзогенных переменных моделей **ADL**, описывающих поведение первых разностей соответствующих временных рядов. Выбор глубины лага производился на основе информационного критерия AIC, вычисляемого по формуле

$$AIC = 2K + n * (\ln(\hat{\sigma}^2)),$$

где  $\hat{\sigma}^2$  – оценка дисперсии случайных остатков;

**K** - число параметров модели;

**n** – объем выборки.

Также отбрасываются лаги, коэффициенты при которых являются статистически незначимыми. В итоге, оптимальная глубина лага для всех переменных оказалась равной единице. Это означает, что первые разности временных рядов, описывающих поведение индексов ММВБ и РТС, исследуются с помощью **ADL(1,1,3)** модели.

**2. Оценивание параметров модели и анализ полученных результатов**

С помощью метода наименьших квадратов (МНК) оценим параметры модели **ADL(1,1,3)**, описанной в

предыдущем параграфе. В табл. 10 и 11 приведем результаты оценивания.

Таблица 10

### РЕЗУЛЬТАТЫ МОДЕЛИРОВАНИЯ ПЕРВОЙ РАЗНОСТИ ИНДЕКСА ММВБ

Dependent Variable: D(MICEX)				
Method: Least squares				
-				
Sample (adjusted): 3 459				
Included observations: 457 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(MICEX(-1))	-0,215479	0,055388	-3,890350	0.0001
D(RTSI)	0,791184	0,035527	22,26977	0.0000
D(RTSI(-1))	0,298906	0,068965	4,334164	0.0000
D(RGBI)	-1,498692	0,381614	-3,927242	0.0001
D(RGBI(-1))	2,285216	0,396592	5,762135	0.0000
D(USD)	6,129428	1,086249	5,642749	0.0000
D(USD(-1))	5,175522	0,745617	6,941261	0.0000
R-squared	0,551110	Mean dependent var		0,592232
Adjusted R-squared	0,545125	S,D, dependent var		21,08511
S.E. of regression	14,22074	Akaike info criterion		8,162479
Sum squared resid	91003,25	Schwarz criterion		8,225658
Log likelihood	-1858,126	Durbin-Watson stat		1,976955

$$\begin{aligned}
 D(MICEX) = & -0,2154792968 * D(MICEX(-1)) + \\
 & 0,7911836328 * D(RTSI) + 0,2989056828 * \\
 & * D(RTSI(-1)) - 1,498691683 * D(RGBI) \\
 & + 2,285216145 * D(RGBI(-1)) + \\
 & +6,129428368 * D(USD) + 5,175521827 * \\
 & * D(USD(-1)).
 \end{aligned}
 \quad (1)$$

Таблица 11

### РЕЗУЛЬТАТЫ МОДЕЛИРОВАНИЯ ПЕРВОЙ РАЗНОСТИ ИНДЕКСА РТС

Dependent Variable: D(RTSI)				
Method: Least squares				
-				
Sample(adjusted): 3 459				
Included observations: 457 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RTSI(-1))	-0,312324	0,062714	-4,980122	0.0000
D(MICEX)	0,662658	0,029756	22,26977	0.0000
D(MICEX(-1))	0,184292	0,050798	3,627953	0.0003
D(RGBI)	3,135145	0,322971	9,707201	0.0000
D(RGBI(-1))	-2,207444	0,361422	-6,107663	0.0000
D(USD)	-5,852848	0,990990	-5,906064	0.0000
D(USD(-1))	-4,519946	0,685630	-6,592402	0.0000
R-squared	0,629597	Mean dependent var		-1,250263
Adjusted R-squared	0,624658	S,D, dependent var		21,24295
S.E. of	13,01452	Akaike info criterion		7,985207

regression			
Sum squared resid	76220,00	Schwarz criterion	8,048386
Log likelihood	-1817,620	Durbin-Watson stat	1,953343

$$\begin{aligned}
 D(RTSI) = & -0,31232414 * D(RTSI(-1)) + \\
 & + 0,6626577977 * D(MICEX) + 0,1842924222 * \\
 & * D(MICEX(-1)) + 3,135144599 * D(RGBI) - \\
 & -2,20744353 * D(RGBI(-1)) - 5,852847726 * \\
 & * D(USD) - 4,519945543 * D(USD(-1))
 \end{aligned}
 \quad (2)$$

Как видно из этих таблиц, все коэффициенты обеих моделей являются статистически значимыми на уровне значимости, не превышающем 0,01% для первой модели и 0,03% для второй модели, коэффициенты детерминации  $R^2$  равны соответственно 0,55 и 0,63. Статистика Дарбина–Уотсона в обеих моделях очень близка к двум (1,98 и 1,95 соответственно), однако, как известно, данная статистика выявляет только лишь автокорреляцию регрессионных остатков первого порядка. Кроме того, в моделях **ADL** статистика Дарбина–Уотсона не годится для выявления автокорреляции регрессионных остатков. Это объясняется тем, что при наличии в правой части регрессионного уравнения запаздывающих значений объясняемой переменной значения статистики Дарбина–Уотсона смещены в сторону значения два. Для выявления автокорреляции регрессионных остатков воспользуемся тестом Бройша–Годфри. Данный тест позволяет проверить гипотезу о том, что остатки модели описываются моделью авторегрессии порядка  $p$ :

$$\varepsilon_t = \gamma_1 \varepsilon_{t-1} + \gamma_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \gamma_p \varepsilon_{t-p} + u_t.$$

Таким образом проверяется гипотеза о равенстве нулю всех коэффициентов данного авторегрессионного соотношения (отсутствие автокорреляции регрессионных остатков порядка  $p$ ) против альтернативной гипотезы, заключающейся в наличии хотя бы одного ненулевого коэффициента (наличие автокорреляции). Тогда соответствующая статистика рассчитывается по формуле  $TR^2$ , где  $T$  – число наблюдений временного ряда, а  $R^2$  – коэффициент детерминации вспомогательной модели, представляющей регрессию МНК-остатков исходной модели на факторы этой модели и лаговые значения остатков. Статистика теста имеет асимптотическое распределение  $\chi^2(p)$ . Если значение статистики превышает критическое значение, то автокорреляция признается значимой, в противном случае она незначима. В табл. 12 представлены значения статистики теста Бройша–Годфри для порядков автокорреляции  $p = 1, \dots, 7$  и критические значения для уровня значимости 5%.

Таблица 12

### ПРОВЕРКА РЕГРЕССИОННЫХ ОСТАТКОВ НА АВТОКОРРЕЛИРОВАННОСТЬ

Порядок автокорреляции	1	2	3	4	5	6	7
Статистика теста $TR^2$ для модели (1), <i>MICEX</i>	0,455668	0,241360	0,514279	0,409980	0,386952	0,446274	0,495654
Статистика теста $TR^2$ для модели (2), <i>RTSI</i>	1,679807	0,905222	0,639246	0,487912	0,404147	0,436000	0,567081
Критическое значение	3,84146	5,99146	7,81473	9,48773	11,0705	12,59159	14,06714

Как видно из табл. 12, автокорреляция регрессионных остатков как в модели 1, так и в модели 2 признается незначимой на уровне значимости 5%.

Переписав соотношения (1-2) относительно исходных временных рядов, учитывая, что

$$D(MICEX(t)) = MICEX(t) - MICEX(t-1),$$

$$D(RTSI(t)) = RTSI(t) - RTSI(t-1),$$

$$D(RGBI(t)) = RGBI(t) - RGBI(t-1),$$

$$D(USD(t)) = USD(t) - USD(t-1),$$

после несложных преобразований получим следующие модели, описывающие поведение самих индексов ММББ и РТС:

$$MICEX(t) = 0,78 MICEX(t-1) + 0,22 MICEX(t-2) + 0,79 RTSI(t) - 0,49 RTSI(t-1) - 0,3 RTSI(t-2) + 6,13 USD(t) - 0,95 USD(t-1) - 5,18 USD(t-2) - 1,5 RGBI(t) + 3,79 RGBI(t-1) - 2,29 RGBI(t-2); \quad (3)$$

$$RTSI(t) = 0,69 RTSI(t-1) + 0,31 RTSI(t-2) + 0,66 MICEX(t) - 0,48 MICEX(t-1) - 0,18 MICEX(t-2) - 5,85 USD(t) + 1,33 USD(t-1) + 4,52 USD(t-2) + 3,14 RGBI(t) - 5,35 RGBI(t-1) + 2,21 RGBI(t-2). \quad (4)$$

### 3. Анализ точности прогноза

Проверим точность прогнозов, полученных с помощью моделей (3) и (4). Напомним, что в качестве статистических данных имеется 469 элементов временных рядов (с 10 января 2014 г. по 27 ноября 2015 г.), описывающих переменные модели. Модели (1) и (2), а значит (3) и (4), построены с использованием выборки, включающей все элементы временных рядов за исключением

первых двух и последних десяти, т.е.  $t = 3, 4, \dots, 459$  (обучающая выборка). Построим ретроспективный (ex-post) прогноз индексов ММББ и РТС на временной промежуток  $\tau = 460, 461, \dots, 469$  (с 16 ноября по 27 ноября 2015 г., экзаменующая выборка).

Обозначим прогнозные значения индексов ММББ и РТС через  $MICEX(\tau)$  и  $RTSI(\tau)$  соответственно. В табл. 13 приведем эти значения, а также ошибки прогнозов, вычисляемые по формуле

$$APE = \left| \frac{\hat{y}}{y} - 1 \right| * 100\%,$$

где  $y = MICEX, RTSI$ .

Таблица 13

#### РЕЗУЛЬТАТЫ РЕТРОСПЕКТИВНОГО ПРОГНОЗА

№	460	461	462	463	464	465	466	467	468	469
MICEX	1728,12	1740,98	1787,11	1811,89	1810,03	1826,87	1868,08	1810,02	1833,97	1828,32
<i>MICEX</i>	1734,33	1747,41	1757,97	1795,50	1806,53	1813,05	1843,62	1844,42	1819,71	1823,38
RTSI	815,25	834,47	864,05	885,43	881,76	887,08	894,46	870,82	881,46	873,67
<i>RTSI</i>	815,05	820,55	872,28	886,88	887,04	898,34	899,51	856,64	887,00	883,09
APE MICEX	0,36	0,37	1,63	0,90	0,19	0,76	1,31	1,90	0,78	0,27
APE RTSI	0,02	1,67	0,95	0,16	0,60	1,27	0,56	1,63	0,63	1,08

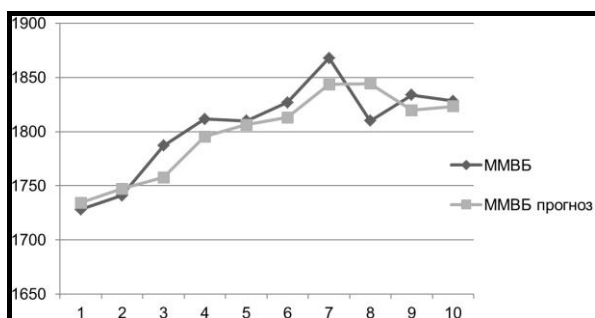


Рис. 5. График прогноза индекса ММББ

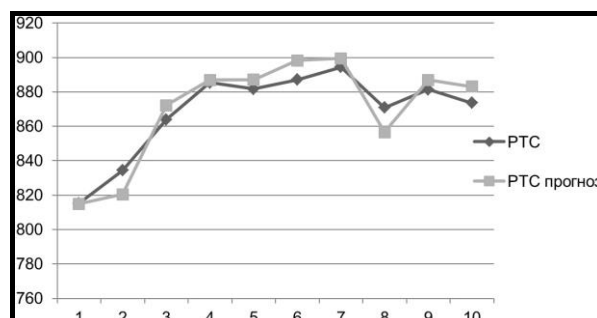


Рис. 6. График прогноза индекса РТС

Как видно из последних двух строк табл. 2, максимальные значения ошибок прогнозов обеих индексов меньше 2%, а средние значения менее 1%, а именно – 0,85% для индекса ММВБ и 0,86 % для индекса РТС.

Закончим данное исследование построением графиков индексов ММВБ И РТС и их прогнозов для экзаменуемой выборки, состоящей из десяти элементов (рис. 5, 6).

## ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Построены авторегрессионные модели с распределенными лагами, описывающие поведение индексов РТС и ММВБ. Для обеих моделей общими экзогенными переменными являются индекс государственных облигаций и курс доллара. Кроме того, для модели, описывающей поведение индекса РТС еще одной экзогенной переменной является индекс ММВБ, и наоборот, для модели описывающей поведение индекса ММВБ – индекс РТС. С помощью информационных критериев, а также отбрасывания лагов, коэффициенты при которых являются статистически незначимыми, оцениваются структурные параметры модели. Используя метод наименьших квадратов, оценены неструктурные параметры модели и проведен анализ построенной модели. На основе данной модели проводится ретроспективное прогнозирование этих показателей, позволяющее определить точность полученных прогнозов. Как оказалось, средняя ошибка прогноза в обеих моделях менее одного процента.

## Литература

1. Канторович Г.Г. Анализ временных рядов [Текст] / Г.Г. Канторович // Экономический журнал ВШЭ. – 2002. – Т. 6 ; №4. – С. 498-523.
2. Московская биржа [Электронный ресурс]. URL: <http://moex.com/>.
3. Breen W. et al. Economic significance of predictable variations in stock index returns [Text] / W. Breen, L.R. Glosten, R. Jagannathan // J. of finance. – 1988. – Vol. 44. – Pp. 1177-1189.
4. Campbell J.Y. Stock prices, earnings, and expected dividends [Text] / J.Y. Campbell, R.J. Shiller // J. of finance. – 1988. – Vol. 43. – Pp. 661-676.
5. Chauvet M. Coincident and leading indicators of the stock market [Text] / M. Chauvet, S. Potter // J. of empirical finance. – 2000. – Vol. 7. – Pp. 87-111.
6. Cristoffersen P.F. Financial asset returns, direction-of-change forecasting, and volatility dynamics [Text] / P.F. Cristoffersen, F.X. Diebold // Management science. – 2006. – Vol. 52/ – Pp. 1273-1287.
7. Enders W. Applied econometric time series analysis [Text] / W. Enders. – N.Y. : John Wiley and Sons, 1995. – 446 p.
8. Leung M.T. et al. Forecasting stock indices: a comparison of classification and level estimation models [Text] / M.T. Leung, H. Daouk, A.S. Chen // International j. of forecasting. – 2000. – Vol. 16. – Pp. 173-190.

## Ключевые слова

Анализ временных рядов; регрессионная модель; проверка гипотез; прогнозирование; ошибка прогноза; индексы фондового рынка.

*Хачатрян Нерсес Карленович*

*Кравченко Татьяна Константиновна*

*Акопов Андраник Сумбатович*

*Уварова Ольга Михайловна*

## РЕЦЕНЗИЯ

Актуальность темы исследования обусловлена необходимостью построения экономико-математических моделей, позволяющих получить точные прогнозы основных индексов фондового рынка Российской Федерации.

В данной статье построены авторегрессионные модели с распределенными лагами, описывающие поведение индексов Российской торговой системы (РТС) и Московской межбанковской валютной биржи (ММВБ). В модели, описывающей поведение индекса РТС, в качестве экзогенной переменной выступает индекс ММВБ, и наоборот, в модели, описывающей поведение индекса ММВБ, – индекс РТС. Таким образом учитывается взаимное влияние индексов друг на друга. В обеих моделях присутствуют также общие экзогенные переменные – индекс государственных облигаций и курс доллара. Модели построены на основе большого объема выборки используемых переменных. Это, в частности, позволяет использовать тест Бройша–Годфри, с помощью которого регрессионные остатки исследуются на автокоррелированность. Обе модели имеют достаточно высокую прогностическую силу, все оценки неизвестных параметров модели являются статистически значимыми. Стоит также отметить результаты ретроспективного прогноза – средние значения ошибок прогнозов по обоим индексам менее одного процента.

Практическая значимость данной работы заключается в возможности применения построенных моделей, а также возможных их модификаций в задачах прогнозирования показателей фондового рынка.

Рецензируемая статья отвечает требованиям, предъявляемым к научным публикациям, и может быть рекомендована к опубликованию.

*Бахтизин А.Р., д.э.н., заведующий лабораторией компьютерного моделирования социально-экономических процессов Центрального экономико-математического института Российской Академии наук, г. Москва.*

[Перейти на ГЛАВНОЕ МЕНЮ](#)