

Раздел 5. МАТЕМАТИЧЕСКИЕ МЕТОДЫ И МОДЕЛИ В ЭКОНОМИКЕ

УДК 338.001.36

АНАЛИЗ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ИНДЕКСА ПРОМЫШЛЕННОГО ПРОИЗВОДСТВА

Куленцан Антон Львович (kulencan@mail.ru)

Марчук Наталья Александровна

ФГБОУ ВО «Ивановский государственный химико-технологический университет»

Актуальность прогнозирования индекса промышленного производства, адекватно отражающего экономические процессы, протекающие в России, связана с ростом влияния и важности измерения наблюдающейся динамики промышленного производства, и определения к какому типу она относится: рост, стагнация или падение. В связи с этим необходимо произвести расчеты циклической составляющей временного ряда и наличия или отсутствия сезонности. Экспериментальные исследования показали, что Фурье-анализ позволяет проверить наличие циклической составляющей временного ряда и сезонности, а также получить значения скрытой сезонности. В данной статье рассматриваются показатели индекса промышленного производства в процентах к среднемесячному значению и произведен прогноз данного индекса за период: январь 2000 – май 2019 год.

Ключевые слова: индекс промышленного производства, химический комплекс, предприятие, автокорреляционная функция, коррелограмма, информационные технологии, Data Mining.

Введение. В наши дни одной из ключевых проблем, которая возникает в Российской Федерации, является проблема роста промышленного производства, являющаяся также и важной социальной проблемой [1]. Промышленность РФ является одной из главных отраслей народного хозяйства, в которой производится более 50% Валового внутреннего продукта. Промышленная отрасль является центральной составляющей материального производства и решающим фактором развития производительных сил и производственных отношений [2].

Немаловажную часть промышленности РФ составляет химический комплекс, который относится к обрабатывающему производству и является драйвером инновационного развития отраслей – потребителей химической и нефтехимической продукции. По уровню химизации судят о степени развитости страны, ее инновационном потенциале. Долгие годы химическая отрасль была флагманом советской индустрии, росла опережающими темпами как среди базовых отраслей, так и по сравнению с индексом промышленного производства в целом. [3]. Принимая важную роль химии в инновационном развитии российской экономики, необходимо особенно отметить тот факт, что в России предпосылок для развития химической индустрии значительно больше, чем во многих странах мира, сформировавших крупный производственный потенциал по производству химической и нефтехимической продукции (Сингапур, Республика Корея, и др.). Основными из них являются:

- наличие крупных запасов углеводородного и минерального сырья;
- инновационно-инвестиционные программы крупных химических компаний и предприятий;

- ценовая конкурентоспособность отечественной химической и нефтехимической продукции вследствие более низких цен на энергосырьевые ресурсы;

- рост спроса на химическую и нефтехимическую продукцию.

Однако в годы радикальных экономических реформ химическая отрасль России переживала не лучшие времена: спад объемов производства, нехватка оборотных средств, неплатежи и, как следствие, дехимизация экономики страны. После масштабной девальвации 1998 г. ситуация в отрасли начала постепенно улучшаться. Главными факторами стабилизации выступили девальвация национальной валюты и улучшение внешнеэкономической конъюнктуры на традиционные товары российской химии. Это позволило предприятиям химического комплекса получить передышку и улучшить свои балансы. В то же время долгосрочных внутриотраслевых факторов устойчивого развития создано не было и при изменении внешнеэкономической конъюнктуры, исчерпании девальвационного эффекта, введении западными странами санкций против России, ситуация в отрасли перешла в нестабильную плоскость. Данное обстоятельство актуализирует научный междисциплинарный поиск исследователей с целью создания условий и механизмов для выхода на траекторию устойчивого развития предприятий химического комплекса России [3]. Исследованию проблематики устойчивого развития предприятий посвящено немало работ [4-6]. Однако до сих пор отсутствует согласованный подход, программа совместных усилий государства и частных компаний, ориентированные на достижение устойчивого развития химической отрасли.

В России, как и во всем мире, принято промышленное производство оценивать с помо-

щью Индекса Промышленного Производства (ИПП). Он показывает динамику объемов промышленного производства по видам деятельности "Добыча полезных ископаемых", "Обрабатывающие производства", "Обеспечение электрической энергией, газом и паром; кондиционирование воздуха", "Водоснабжение; водоотведение, организация сбора и утилизации отходов, деятельность по ликвидации загрязнений" [7]. Анализ изменения ИПП и получение его точного прогноза представляет большой практический интерес и является важным шагом в решении проблемы управления эффективностью производства в Российской Федерации.

$$B_s(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} s(t) \cdot s(t + \tau) dt = \langle s(t), s(t + \tau) \rangle = \|s(t)\| \cdot \|s(t + \tau)\| \cdot \cos\varphi(\tau) \quad (1)$$

Как следует из этого выражения, АКФ является скалярным произведением сигнала и его копии в функциональной зависимости от переменной величины значения сдвига τ . В том случае, когда $\tau = 0$ значение АКФ непосредственно равно энергии сигнала и является максимально возможным (косинус угла взаимодействия сигнала с самим собой равен 1):

$$B_s(0) = \int_{-\infty}^{\infty} s(t)^2 dt = E_s \quad (2)$$

$$\begin{cases} \langle s(t), s(t + \tau) \rangle = \|s(t)\| \cdot \|s(t + \tau)\| \cdot \cos\varphi(\tau), \\ \cos\varphi(\tau) = 1 \text{ при } \tau = 0, \langle s(t), s(t + \tau) \rangle = \|s(t)\| \cdot \|s(t)\| = E_s, \\ \cos\varphi(\tau) < 1 \text{ при } \tau \neq 0, \langle s(t), s(t + \tau) \rangle = \|s(t)\| \cdot \|s(t + \tau)\| \cdot \cos\varphi(\tau) < E_s \end{cases} \quad (4)$$

Спектральная же плотность автокорреляционных функций определяется из следующих соображений. В соответствии с выражением (1) АКФ представляет собой функцию скалярного произведения сигнала и его копии, сдвинутой на интервал τ , при $-\infty < \tau < \infty$:

$$B_s(\tau) = \langle s(t), s(t - \tau) \rangle \quad (5)$$

Скалярное произведение может быть определено через спектральные плотности сигнала и его копии, произведение которых представляет собой спектральную плотность взаимной мощности [8,9]:

С учетом этого получаем:

$$B_s(\tau) = \frac{1}{2\pi} \cdot \int_{-\infty}^{\infty} S(\omega) \cdot S^*(\omega) \cdot \exp(j\omega\tau) d\omega = \frac{1}{2\pi} \cdot \int_{-\infty}^{\infty} |S(\omega)|^2 \cdot \exp(j\omega\tau) d\omega \quad (8)$$

Но последнее выражение представляет собой обратное преобразование Фурье энергетического спектра сигнала (спектральной плотности энергии) [12]. Следовательно, энергетический спектр сигнала и его автокорреляционная

Для описания методики удобно следовать следующей терминологии. Автокорреляционная функция (АКФ) сигнала $s(t)$, является количественной интегральной характеристикой формы сигнала, выявления в сигнале характера и параметров взаимной временной связи отсчетов, что всегда имеет место для периодических сигналов, а также интервала и степени зависимости значений отсчетов в текущие моменты времени от предыстории текущего момента. АКФ определяется интегралом от произведения двух копий сигнала $s(t)$, сдвинутых относительно друг друга на время τ .

Полезно отметить, что АКФ является четной функцией, в чем можно убедиться заменой переменной $t = t - \tau$ в выражении (1):

$$B_s(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} s(t - \tau) \cdot s(t) dt = B_s(-\tau) \quad (3)$$

Максимум АКФ, равный энергии сигнала при $\tau=0$, всегда положителен, а модуль АКФ при любом значении временного сдвига не превосходит энергии сигнала. В силу таких соображений, получаем:

$$\langle s(t), s(t - \tau) \rangle = \frac{1}{2\pi} \cdot \int_{-\infty}^{\infty} S(\omega) \cdot S^*(\omega) d\omega \quad (6)$$

Смещение сигнала по оси абсцисс на интервал τ отображается в спектральном представлении умножением спектра сигнала на $\exp(-j\omega\tau)$, а для сопряженного спектра на множитель $\exp(j\omega\tau)$:

$$S^*(\omega) = S^*(\omega) \cdot \exp(j\omega\tau) \quad (7)$$

функция связаны преобразованием Фурье [10,11]:

$$B_s(\tau) \leftrightarrow |S(\omega)|^2 = W_s(\omega) \quad (9)$$

Таким образом, спектральная плотность АКФ есть не что иное, как спектральная плот-

ность мощности сигнала, которая, в свою очередь, может определяться прямым преобразованием Фурье через АКФ [13,14]:

$$|S(\omega)|^2 = \int_{-\infty}^{\infty} B_s(\tau) \cdot \exp(-j\omega\tau) d\tau \quad (10)$$

Последнее выражение накладывает определенные ограничения на форму АКФ и методику их ограничения по длительности [8, 15].

Для моделирования сезонной составляющей тренда (τ_t) можно использовать формулу по определению сезонного движения (ϑ_t):

$$\vartheta_t = \lambda_1 \cdot \delta_{1t} + \dots + \lambda_h \delta_{ht} \quad (11)$$

где δ_{jt} – сезонные фиксированные переменные, соответствующие h сезонам: $\delta_{jt} = 1$, когда наблюдение относится к сезону j , и $\delta_{jt} = 0$ в противном случае.

Использование в линейной регрессии полного набора таких переменных связано с одной особенностью. В сумме они дают

$$\vartheta_t = -(\lambda_2 + \dots + \lambda_h) \cdot \delta_{1t} + \lambda_2 \cdot \delta_{2t} + \dots + \lambda_h \cdot \delta_{ht} = \lambda_2 \cdot (\delta_{2t} - \delta_{1t}) + \dots + \lambda_h \cdot (\delta_{ht} - \delta_{1t}) \quad (13)$$

Новые переменные $\delta_{2t} - \delta_{1t}, \dots, \delta_{ht} - \delta_{1t}$ будут уже линейно независимыми, и их можно использовать в линейной регрессии в качестве факторов.

Если для описания тренда взять полиномиальную функцию, то временной ряд можно представить в виде:

$$x_t = a_0 + a_1 \cdot t + \dots + a_p \cdot t^p + \lambda_1 \cdot \delta_{1t} + \dots + \lambda_h \delta_{ht} + \varepsilon_t \quad (14)$$

где $\lambda_1 + \dots + \lambda_h = 0$.

В этой регрессии a_i и λ_j являются неизвестными коэффициентами [16, 17].

Задача прогнозирования считается одной из наиболее сложных задач в Data Mining и требует тщательного исследования исходного набора данных и методов, подходящих для анализа.

В первую очередь, рассмотрим текущую экономическую ситуацию в химической отрасли. Индексы промышленного производства по основным видам экономической деятельности обрабатывающих производств за 2000-2018 и первую половину 2019 г. характеризуются следующими данными. Темпы прироста индекса производства по виду деятельности: "Добыча полезных ископаемых", "Обрабатывающие производства", "Обеспечение электрической энергией, газом и паром; кондиционирование воздуха", "Водоснабжение; водоотведение, организация сбора и утилизации отходов, деятельности по ликвидации загрязнений" незначительно растут с каждым годом. Наибольшее снижение ИПП наблюдалось в 2009 г. (89,3%) по сравнению с 2008 г. и в 2015 г. (99,2%) по сравнению с 2014 г. соответственно. Такие показатели ИПП, обусловлены финансовым экономическим кризисом и санк-

единицу:

$$\delta_{1t} + \dots + \delta_{ht} = 1 \quad (12)$$

Из данного уравнения следует, что в уравнении (11) будет наблюдаться линейная зависимость, и $\lambda_1, \dots, \lambda_h$ нельзя будет оценить однозначно. Таким образом, требуется наложить на коэффициенты $\lambda_1, \dots, \lambda_h$ дополнительное ограничение. В частности, один из коэффициентов приравнять к нулю, что эквивалентно неиспользованию соответствующей переменной при построении регрессии. Однако для удобства, данные ограничения можно представить как: $\lambda_1 + \dots + \lambda_h = 0$. При этом сезонная компонента центрируется, то есть в среднем влияние эффекта сезонности на уровень ряда оказывается равным нулю.

Подставив это ограничение в сезонную компоненту, получится:

циями, которые были введены против России.

Наибольший же темп прироста по виду деятельности: "Добыча полезных ископаемых", "Обрабатывающие производства", "Обеспечение электрической энергией, газом и паром; кондиционирование воздуха", "Водоснабжение; водоотведение, организация сбора и утилизации отходов, деятельности по ликвидации загрязнений" наблюдался в 2003 г. по сравнению с предыдущим и составил соответственно 5,8% и 6%, затем данный показатель снижается, в 2010 г. составил 28% и 6,7% по сравнению с 2009 г. и 2008 г. соответственно. В 2018 г. наблюдался незначительный рост ИПП, он составил 0,8% от 2017 г. Полученные данные говорят о том, что низкие показатели ИПП несут в себе большую экономическую проблему, которая может привести еще к ухудшению финансово-экономического состояния РФ, а также привести к снижению уровня жизни населения России.

На рисунке 1 представлен временной ряд индекса промышленного производства в процентах к среднемесячному значению за период с января 2000 г. по май 2019 г. Из этого рисунка видно, что тенденция характеризующая общее направление динамики изменения ИПП

линейная и восходящая и представлена в виде колебаний.

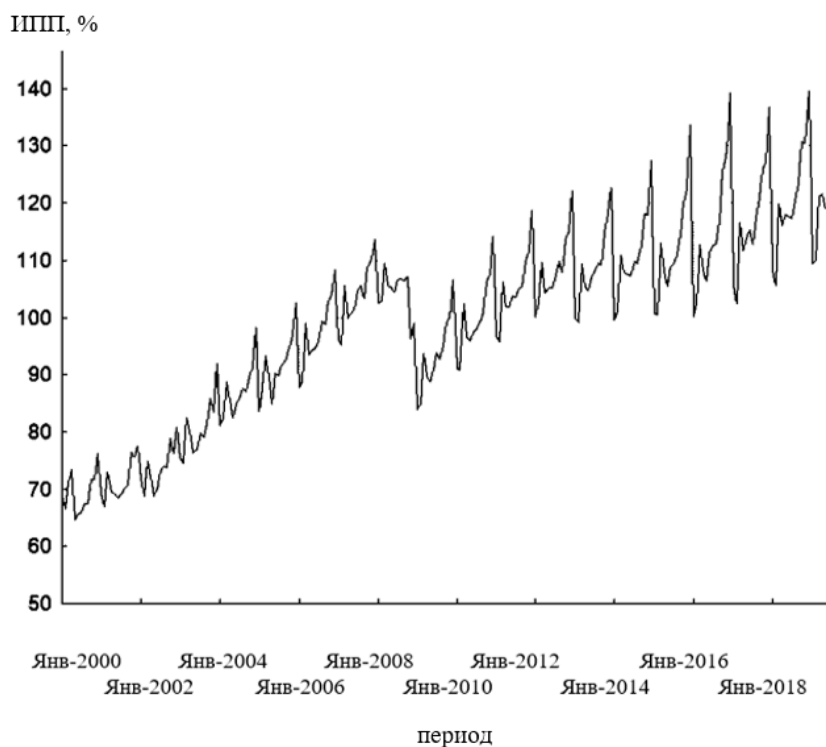


Рисунок 1. Индекс промышленного производства за период 2000 – 2019 г. (в процентах к среднемесячному значению)

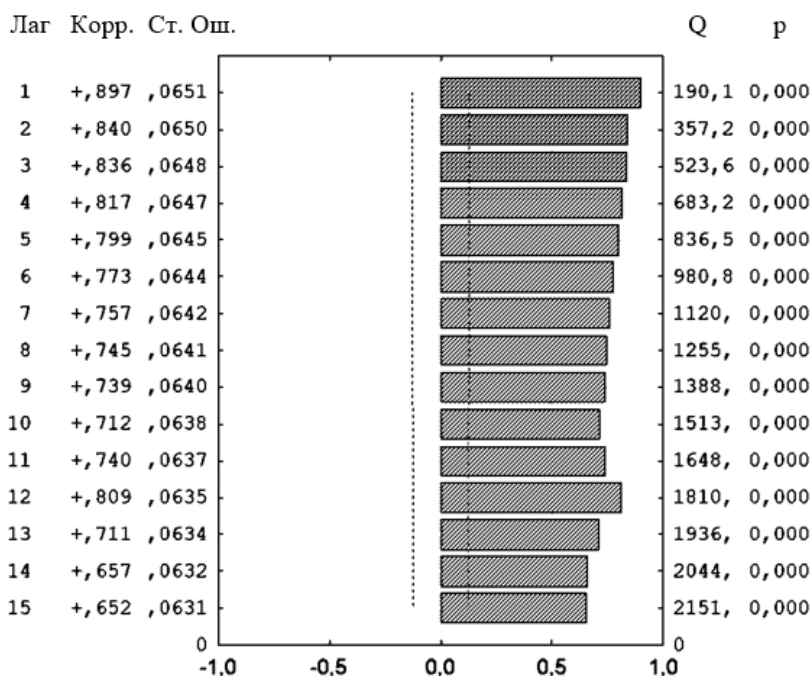


Рисунок 2. Correlogramma временного ряда ИПП, получена с помощью пакета STATISTICA

Из приведенных на рисунке 2 результатов, следует, что автокорреляционный коэффициент высокий для первых лагов, затем он убывает и появляется очередной локальный максимум – на значении лага равном 12. Согласно

полученным данным, это означает, что в данных присутствует тренд и сезонность, значение которой равно 12. Чтобы проверить наличие сезонности и получить значения скрытой сезонности для ИПП, которые не показывает ав-

токорреляционный анализ, был применен анализ Фурье для данных - индекса промышленно-

го производства в процентах к среднемесячному значению за период 2000 – 2019 г.

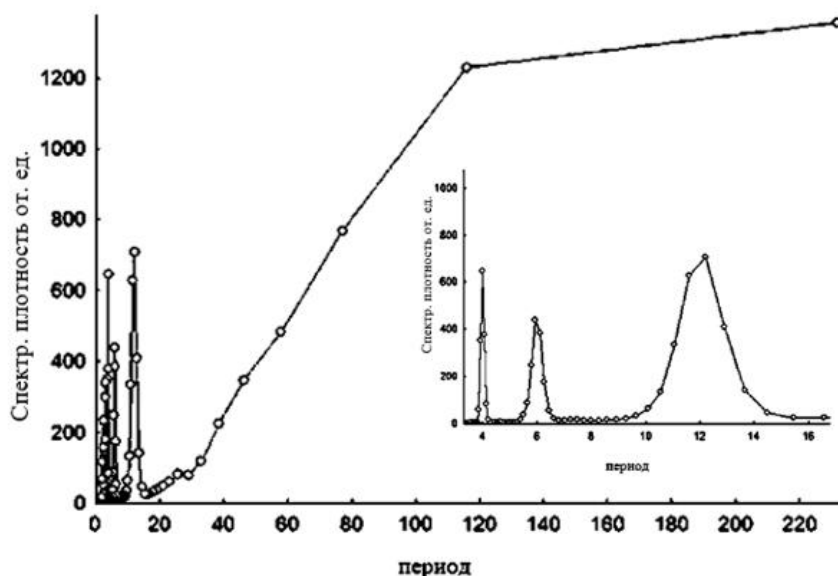


Рисунок 3. Зависимость спектральной плотности от периода

Из рисунка 3 видно, что абсолютный максимум достигается в точке 12, что соответствует основной сезонности. Из полученных результатов следует, что в данных присутствуют сезонности равные 4 и 6. Но значения спектральной плотности в этих точках меньше, тем самым можно сделать вывод о том, что сезонность с лагом 12 влияет на изменчивость данных в большей степени, чем сезонность с лагом 4 и 6. Итак с помощью аналитических методов было установлено

наличие циклической составляющей временного ряда, а также наличие сезонности.

Применив расчетные оценки для тренд-циклической составляющей, мы получили прогноз на 7 месяцев вперед индекса промышленного производства (табл.1). Так, средняя ошибка прогнозируемых данных за 2017 г. составляет 1,4% а за 2018 г. – 0,97%. Полученные в настоящей работе результаты исследований свидетельствуют о том, что данный анализ хорошо предсказывает наблюдаемые значения.

Таблица 1
Результаты итогового прогноза ИПП (в процентах к среднемесячному значению)

Месяц	Индекс промышленного производства (в процентах к среднемесячному значению)			Прогноз			Ошибка прогнозируемых данных	
	2017	2018	2019	2017	2018	2019	2017	2018
Январь	105,8	108,3	109,5	108,80	110,06	112,39	0,028	0,016
Февраль	102,3	105,6	109,9	105,94	108,48	111,29	0,036	0,027
Март	116,6	119,8	121,2	116,00	119,69	122,73	0,005	0,0009
Апрель	111,7	116,1	121,5	112,33	116,07	119,27	0,006	0,0002
Май	113,7	117,9	118,9	112,19	115,90	118,68	0,013	0,017
Июнь	115,2	117,6		114,06	117,60	120,16	0,009	0,00002
Июль	112,9	117,3		115,32	118,77	121,35	0,021	0,013
Август	117,3	120,4		117,43	120,79	123,40	0,001	0,003
Сентябрь	120,9	123,5		119,53	122,92	125,55	0,011	0,005
Октябрь	125,9	130,6		126,51	130,03	132,79	0,005	0,004
Ноябрь	127,3	130,4		126,62	129,74	132,49	0,005	0,005
Декабрь	136,7	139,5		132,91	136,01	138,93	0,028	0,025
Средняя ошибка прогнозируемых данных, %							1,4	0,97

Выводы. В данной статье представлены результаты темпов прироста и снижения индекса промышленного производства химической отрасли за последние 19 лет (2000 год – первая половина 2019 года). Произведен прогноз ИПП за период июнь 2019 – декабрь 2019 г. и рассчитана средняя ошибка прогнозируемых данных. Полученные результаты свидетельствуют о том, что будет наблюдаться рост ИПП, несмотря на экономическую ситуацию в РФ. Таким образом, рассчитанный прогноз ИПП представляет большой практический интерес, который позволит решать проблемы управления эффективностью производства в России.

Литература

1. Комолов С.А. Анализ современного состояния отраслей промышленности РФ // Бизнес в законе. 2013. № 4. 108 с.
2. Филиппова М.Г. Анализ современного состояния и развития промышленности России в период реализации федеральной кластерной политики // Молодой ученый. 2013. № 11. С. 495-500.
3. Коряков А.Г. Предприятия химического комплекса РФ в современных условиях: задачи выхода на траекторию устойчивого развития // Вестник МУ им. С.Ю. Витте. 2016. Вып. 3 (18). С. 3–9.
4. Коряков А.Г. Методологические вопросы устойчивого развития предприятий // Вопросы экономики и права. 2012. № 46. С. 110–114.
5. Коряков А.Г. Парадигма управления предприятием и обеспечение его развития на основе концепции устойчивого развития // Бизнес в законе. Экономико-юридический журнал. 2012. № 3. С. 179–182.
6. Коряков А.Г. Изменение парадигмы развития в условиях глобализации: актуализация концепции устойчивого развития // Мир науки, культуры, образования. 2012. № 3 (34). С. 364–367.
7. Промышленное производство: Федеральная служба государственной статистики [электронный ресурс]. URL: http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/enterprise/industrial/# (дата обращения: 20.06.2019).
8. Баскаков С.И. Радиотехнические цепи и сигналы // Учебник для вузов. М.: Высшая школа. 1988. 63 с.
9. Отнес Р., Энноксон Л. Прикладной анализ временных рядов // М.: Мир. 1982. 428 с.
10. Сергиенко А.Б. Цифровая обработка сигналов // Учебник для вузов. СПб.: Питер. 2003. 608 с.
11. Айфичер Э., Джервис Б. Цифровая обработка сигналов. Практический подход // М. "Вильямс". 2004. 992 с.
12. Баскаков С.И. Радиотехнические цепи и сигналы // Москва. Ленанд. 2016. 528 с.
13. Тер-Крикоров А.М., Шабунин М.И. Курс математического анализа // Учеб. пособие для вузов. 3-е издание. 2001. С. 641-644.
14. Кудрявцев Л.Д. Курс математического анализа // М.: Дрофа. 2004. Т. 2. 720 с.
15. Латыпова Н.В. Интегралы, зависящие от параметра // Ижевск: Изд-во Удмуртский университет. 2007. 57 с.
16. Гмурман В.Е. Теория вероятностей и математическая статистика // М.: Высшая школа. 2003. 479 с.
17. Гмурман В.Е. Руководство к решению задач по теории вероятностей и математической статистике // Издательство: Высшая школа. М.: 2004. 407 с.

УДК 336.767.3:51

О ВЛИЯНИИ ЧАСТОТЫ КУПОННЫХ ПЛАТЕЖЕЙ НА ДОХОДНОСТЬ ИНВЕСТИЦИИ В ОБЛИГАЦИЮ

Попова Наталья Владимировна (nat_porova@mail.ru)

ФГБОУ ВО «Российский экономический университет имени Г.В. Плеханова»

Число купонных платежей в году – это второстепенный параметр облигации, влияние которого на инвестиционные свойства облигации в литературе практически не обсуждается. Данная статья посвящена влиянию этого параметра на доходность инвестиции в облигацию. Задача решается при фиксированных значениях основных параметров облигации. Установлено, что при любых значениях ставки реинвестирования доходность инвестиции в облигацию растет с увеличением числа купонных платежей в году.

Ключевые слова: математические методы, купонная облигация, число купонных платежей в году, доходность к погашению, ставка реинвестирования.

Купонная облигация – наиболее распространенный инструмент для инвестиций с фиксированным доходом. Как подчеркивается в [1, с. 420], «сегодня облигации относятся к одному из наиболее конкурентоспособных инвестиционных инструментов», что подтверждает и рос-

сийский рынок облигаций, на котором в последние годы возобновлен выпуск облигаций федерального займа (ОФЗ).

Основными факторами, влияющими на инвестиционные свойства облигации, являются: срок до погашения, купонная ставка и доход-