

Содержание

Социальное управление и общественное развитие

Данилкин В.В., Артемова Е.Н. Ассоциативное портфолио как методологическая основа изучения аффективного компонента имиджа туристических центров «Россия» и «Германия»	3
Провалова Ю.С. Модели потребительского поведения молодежной целевой аудитории	10
Климов Д.В. Экономическая конкуренция административно-территориальных элементов	14
Скакунова А.А. Проблемы интеграции России в мировое хозяйство	18
Медведева Т.Ю. Роль статистической подготовки в контексте общей профессиональной подготовки будущих менеджеров	22

Учетно-аналитическая система

Маслов Б.Г. Анализ себестоимости и финансовых результатов промышленного предприятия	25
Филонова Е.С. Моделирование нестационарных временных рядов с выраженной циклическостью	32
Кизилов А.Н., Овчаренко О.В. Неотъемлемый риск хозяйствующих субъектов-участников внешнеэкономической деятельности как элемент риска искажения бухгалтерской отчетности	39
Дятлова А.Ф. Формирование затрат на счета бухгалтерского учета и методики управления расходами в интегрированных структурах АПК	47

Финансы, налоги и кредит

Васильева М.В. Сущность и роль налогового анализа в системе управления налогообложением при упрощенной системе налогообложения	55
Варакса Н.Г. Система мер предупреждения в сфере налогообложения. Исламов Ф.Ф. Исследование развития регионального страхового рынка	62
Салий В.В. Снижение налоговой нагрузки на реальный сектор экономики как фактор развития инновационной деятельности предприятий в Российской Федерации	69
Греков И.Е. Инструменты и режимы монетарной политики: теория и международная практика	77
Гущина Т.Н. Теоретические основы налогового консультирования	82
	90

Экономика и управление предприятием

Гонтарь А.Г. Подходы к оптимизации закупочной деятельности предприятия на основе информационных технологий	96
Николаенко А.В. Система бюджетирования и планирования бизнес-процесса товародвижения	101
Дьячков М.В. Пути совершенствования организации финансово-экономической работы в экономических агентах рынка	105
Евдокимов В.Д. Повышение эффективности технологической модернизации производства на основе телекоммуникационного комплекса ERP	108
Воробьев Д.И. Проблемы организации и развития зернового обеспечения региона	111

Редакционный совет:

Голенков В.А., д-р. техн. наук, проф., председатель
Радченко С.Ю., д-р. техн. наук, проф., зам. председателя
Борзенков М.И., канд. техн. наук, доц.
Колчунов В.И., д-р. техн. наук, проф.
Попова Л.В. д-р. экон. наук, проф.
Степанов Ю.С. д-р. техн. наук, проф.

Главный редактор серии:

Попова Л.В., д-р. экон. наук, проф.

Заместители

главного редактора серии:
Аронов Д.В., д-р. ист. наук, доц.
Садков В.Г., д-р. экон. наук, проф.
Снежко О.А., канд. юр. наук, доц.
Фролова Н.А., канд. социол. наук, доц.

Редакция:

Бархатов А.П., д-р. экон. наук, проф.
Гетьман В.Г., д-р. экон. наук, проф.
Маслова И.А., д-р. экон. наук, проф.
Мельник М.В., д-р. экон. наук, проф.
Носков Б.П., канд. юр. наук, проф.
Павлова Л.П., д-р. экон. наук, проф.
Росс Г.В., д-р. экон. наук, проф.
Садков В.Г., д-р. экон. наук, проф.

Ответственный за выпуск:

Варакса Н.Г., канд. экон. наук, доц.

Адрес редакции серии:

302020, г. Орел,
Наугорское шоссе, 40
(4862) 41-98-60
www.ostu.ru
E-mail: ecgum@ostu.ru

Зарег. в Федеральной службе по надзору в сфере связи и массовых коммуникаций.

Свидетельство: ПИ № ФС77-35716 от 24 марта 2009 года

Подписной индекс 29503 по объединенному каталогу «Пресса России»

© ОрелГТУ, 2009

Е.С. ФИЛОНОВА

МОДЕЛИРОВАНИЕ НЕСТАЦИОНАРНЫХ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ С ВЫРАЖЕННОЙ ЦИКЛИЧНОСТЬЮ

В работе рассмотрены некоторые подходы к анализу и прогнозированию нестационарных временных рядов с выраженной циклическостью, основанные на использовании моделей $ARIMA(p, d, q)(P, D, Q)$, содержащих сезонный оператор. В качестве примера использован временной ряд месячных данных о среднедушевых денежных доходах населения России за период с 1993 по 2008 гг.

Ключевые слова: нестационарные временные ряды, модель, $ARIMA$, мультипликативная, тренд-сезонная.

In this research work one considers some points of view to the analysis and prognostication of the non-stationary time-series with the expressed cyclic recurrence based on the usage of the models $ARIMA(p, d, q)(P, D, Q)$, which contain seasonal operator. As an example one uses a temporal sequence of the monthly data about average money income per head of the population of Russia from 1993 till 2008.

Key words: non-stationary temporal sequence, model, $ARIMA$, multiplicative, trend-seasonal.

Методы статистического анализа и прогнозирования подходят для временных рядов, у которых детерминированная составляющая преобладает над случайной, то есть для данных, обладающих предопределенной динамикой. Большинство финансово-экономических показателей таковыми не являются. Слишком много случайных факторов и непредсказуемых событий влияют на показатели и в конечном итоге формируют их значения в различные моменты времени.

В связи с этим для описания поведения экономических величин необходимо привлекать вероятностно-статистические понятия и методы. В современной научной литературе встречаются весьма интересные подходы к анализу и прогнозированию. Эти подходы непосредственно отражают стохастичность и неопределенность процесса и широко используют соответствующий математический аппарат: теорию вероятностей, математическую статистику, стохастическое программирование, теорию случайных процессов и т.д.

В качестве примера в данной работе рассматривается временной ряд, имеющий сильно выраженную циклическую составляющую. Это ряд, образованный месячными данными о среднедушевых денежных доходах (СДД) населения России за период с 1993 по 2008 г.г.¹ Интерес к этому показателю вызван как его практической важностью, так и характерными свойствами указанного временного ряда, требующими специфических методов анализа. Большая длина временного ряда (190 уровней) обусловлена стремлением автора охватить различные периоды экономического развития России.

Поставим задачу исследования структуры временного ряда с целью подбора модели, наиболее подходящей для прогнозирования среднедушевых денежных доходов населения России на ближайшие несколько месяцев.

Предварительное визуальное обследование графика ряда (Рисунок 1) позволяет предположить нестационарный характер данных, который часто предполагает наличие ярко выраженного тренда, и наличие периодических систематических колебаний показателя, особенно ярко выраженных в конце предыдущего и вначале последующего года.

Однако визуального обследования ряда бывает недостаточно для определения его структуры и выбора наиболее правильного направления анализа. Поэтому воспользуемся более точными методиками исследования.

¹ Фактические данные СДД получены на сайте ГУ – Высшая школа экономики www.hse.ru

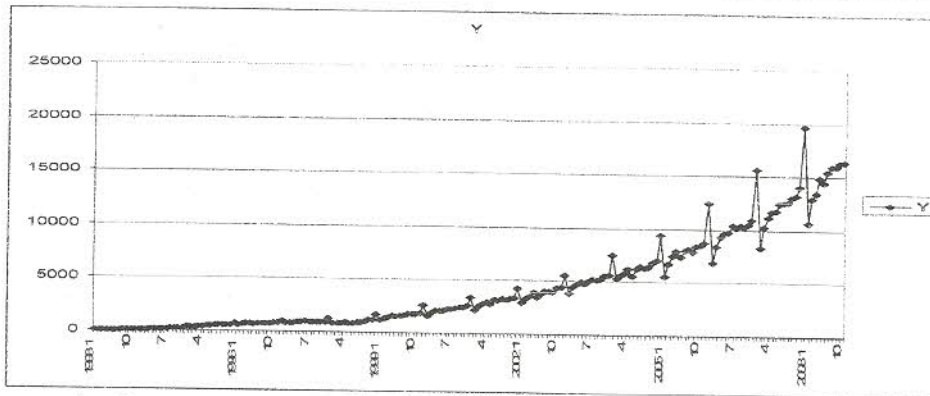


Рисунок 1 – Среднедушевые денежные доходы населения России за период с 1993 по 2008 гг.

Прежде всего, убедимся в нестационарности данных. Для этого построим график автокорреляционной функции (коррелограмму), который представлен на рисунке 2².

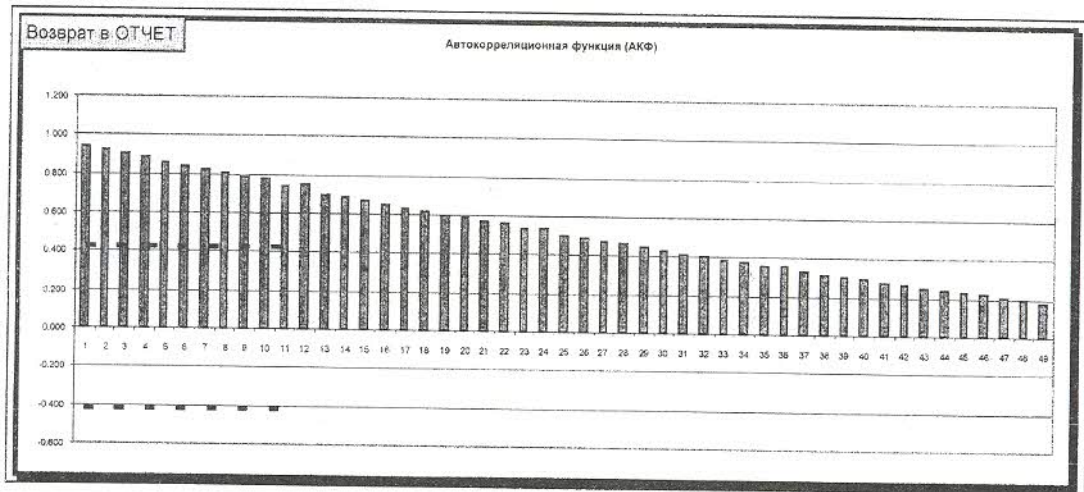


Рисунок 2 – Автокорреляционная функция исходного временного ряда

Из рисунка 2 видно, что автокорреляционные коэффициенты, посчитанные для нашего временного ряда, убывают очень медленно, что является свидетельством его нестационарного характера.

Теперь целесообразно определить порядок интегрируемости ряда. Сделаем это на основе обобщенного теста Дики-Фуллера [3]. Это наиболее эффективный, распространенный и часто встречающийся из простых тестов на интегрируемость.

Вначале построим уравнение для первых разностей, включив в него слагаемые с лагом, равным 6 (при больших сдвигах разностного ряда соответствующие слагаемые становятся статистически незначимы).

$$\Delta y_t = 80.337 + 0.093y_{t-1} - 1.178\Delta y_{t-1} - 1.133\Delta y_{t-2} - \\ - 0.995\Delta y_{t-3} - 0.715\Delta y_{t-4} - 0.483\Delta y_{t-5} - 0.191\Delta y_{t-6}.$$

Значение статистического критерия для параметра y_{t-1} этого уравнения составляет 5.257. Модифицированные критические значения при 95 и 99 %-ом уровне для модели со средним значением равны:

² Исследование временного ряда в статье проводилось с использованием ППП «Олимп» [1].

$$-2.86 - 2.74/183 - 8.36/183^2 = -3.464 < 5.257,$$

$$-3.43 - 6/183 - 29.25/183^2 = -2.875 < 5.257.$$

Таким образом, исходный временной ряд СДД является нестационарным.

Для уточнения порядка его интегрируемости воспользуемся обобщенным тестом Дики-Фуллера для вторых разностей ряда. Соответствующее уравнение с лагом, равным 4, примет вид

$$\Delta^2 y_t = 336.737 - 3.87\Delta y_{t-1} + 1.92\Delta^2 y_{t-1} + 1.117\Delta^2 y_{t-2} + 0.512\Delta^2 y_{t-3} + 0.178\Delta^2 y_{t-4}.$$

Значение статистического критерия равно теперь -10.526, критические значения для 95 и 99 % соответственно равны

$$-2.86 - 2.74/184 - 8.36/184^2 = -3.464 > -10.526,$$

$$-3.43 - 6/184 - 29.25/184^2 = -2.875 > -10.526.$$

Видим, что статистический критерий в обоих случаях меньше отрицательных критических величин. Следовательно, первые разности являются стационарным рядом, а тогда исходный временной ряд – интегрируемым первого порядка.

В качестве модели прогноза в данной работе будем использовать модель типа ARIMA. ARIMA-модели используются для анализа нестационарных стохастических процессов. Эти модели опираются, в основном, на автокорреляционную структуру данных. В методологии ARIMA не предусматривается какой-либо четкой модели. Задается лишь общий класс моделей, которые описывают временной ряд, и, которые позволяют как-то выражать текущее значение переменной через ее предыдущие значения. Ключевым моментом моделирования считается процедура идентификации – обоснования вида модели, наиболее подходящей для аппроксимации и прогнозирования. При идентификации модели определяется порядок авторегрессии p , интегрируемости d и скользящего среднего q .

Для идентификации и построения ARIMA-модели необходимо вначале сделать предположения о структуре рассматриваемых данных.

Предварительное обследование исходного временного ряда на наличие аномальных наблюдений дает большую совокупность нехарактерных точек, которые всегда появляются при смене и часто в середине года. На рисунке 3 представлены аномальные наблюдения временного ряда, а на рисунке 4 – наш временной ряд, из которого устранены аномальные точки.

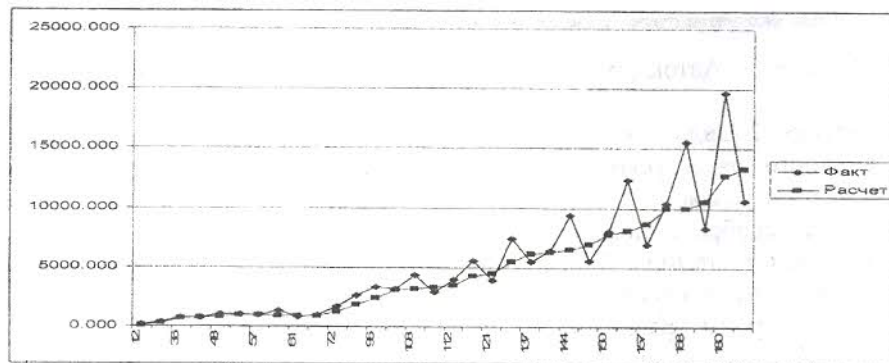


Рисунок 3 – Аномальные наблюдения и их исправленные значения

Из рисунка 4 видно, что при отсутствии нехарактерных точек временной ряд становится вполне соответствующим экспоненте. Совокупность же аномальных точек (Рисунок 3) представляет собой периодические колебания с возрастающей во времени амплитудой. Для данного временного ряда устранение аномальных наблюдений с целью последующего анализа и прогнозирования нецелесообразно, так как все нехарактерные точки являются фактическими значениями. Их устранение исказит реальную динамику исследуемого показателя СДД.

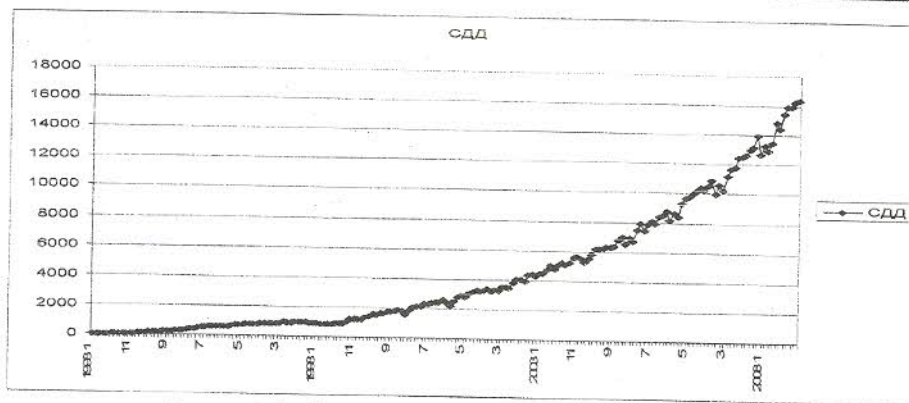


Рисунок 4 – Временной ряд без аномальных наблюдений

Из рисунков 3 и 4, а также из графика самого ряда (Рисунок 1) целесообразно предположить наличие сезонных колебаний показателя. Это предположение подтверждает АКФ первого разностного ряда, которая имеет периодически (через 12 месяцев) повышающиеся значения (Таблица 1).

Таблица 1 – АКФ первого разностного ряда (фрагмент)

Лаг	АКФ	Лаг	АКФ	Лаг	АКФ
1	-0,540	13	-0,416	25	-0,306
2	0,029	14	0,037	26	0,036
3	-0,023	15	-0,030	27	-0,026
4	0,088	16	0,070	28	0,041
5	-0,078	17	-0,054	29	-0,019
6	0,079	18	0,065	30	0,033
7	-0,057	19	-0,068	31	-0,061
8	0,057	20	0,070	32	0,077
9	0,009	21	0,000	33	-0,013
10	0,000	22	-0,010	34	-0,006
11	-0,402	23	-0,285	35	-0,196
12	0,753	24	0,545	36	0,379

Коррелограмма первого разностного ряда (Рисунок 5) наглядно демонстрирует наличие сезонных колебаний с периодом 12. Следовательно, для первых разностей ряда целесообразно построение модели, включающей сезонный оператор.

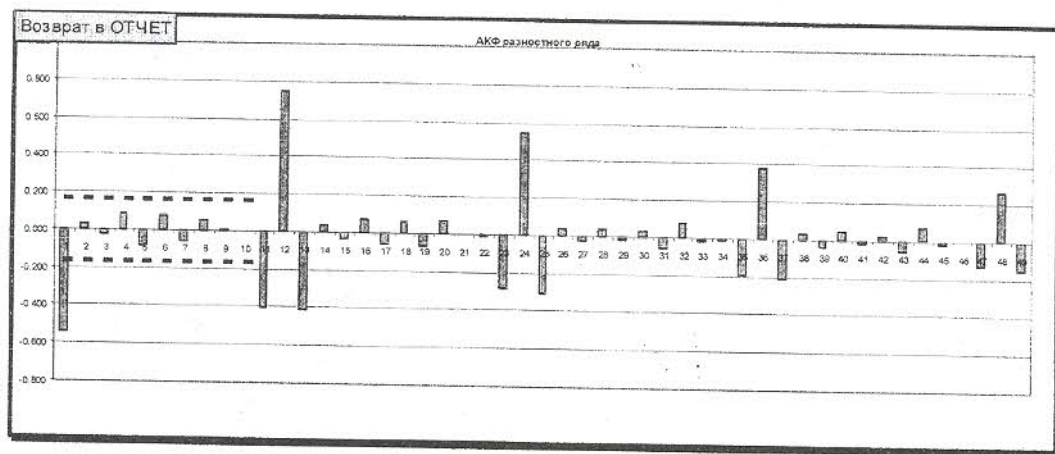


Рисунок 5 – АКФ первого разностного ряда (коррелограмма)

Сезонные данные имеют четкую структуру, которая повторяется каждый год. В месячных данных с годовой сезонной структурой значения тех же месяцев в разные годы должны коррелировать между собой, то есть коррелировать между собой должны не только отдельные наблюдения в течение одного и того же года, но и наблюдения с периодом, кратным целому году. Поэтому сезонные модели ARIMA включают в себя обычные авторегрессионные члены и члены скользящего среднего, которые отвечают за корреляции при низких интервалах, а также авторегрессионные члены и члены скользящего среднего, которые отвечают за автокорреляции и частичные автокорреляции при сезонных интервалах.

При наличии сезонных колебаний в модели ARIMA учитывается их периодичность с лагом, который для месячных данных равен 12, и параметрами (P,D,Q) , смысл которых аналогичен параметрам (p,d,q) модели ARIMA для несезонных процессов. Если амплитуда сезонных изменений во временном ряду увеличивается вместе с трендом, то модели, применяемые в этом случае, называются моделями с мультипликативной сезонностью. Порядок мультипликативной тренд-сезонной модели ARIMA составляет $(p,d,q) \cdot (P,D,Q)_s$ (в нашем примере $s=12$).

Коррелограмма на рисунке 5 также свидетельствует о быстром затухании по экспоненте «всплесков» АКФ с каждым годом. Это означает, что сезонный оператор может генерировать авторегрессионный процесс, причем порядок сезонной авторегрессии может быть равен 2.

График частной автокорреляционной функции (ЧАКФ) для первого разностного ряда представлен на рисунке 6. Он демонстрирует сочетание экспоненты и синусоиды, что свидетельствует о наличии в сезонном операторе процесса скользящего среднего. Предполагаемый порядок скользящего среднего также равен 2.



Рисунок 6 – ЧАКФ первого разностного ряда

Таким образом, для исследуемого временного ряда будем искать тренд-сезонную модель типа ARIMA $(p,d,q) \cdot (P,D,Q)_{12}$. Подбор модели осуществим с помощью ППП «Олимп».

Фрагмент отчета, включающий модель, уровень ее точности и результаты прогнозирования на 12 следующих месяцев представлены на рисунке 7.

В полученной модели трендовая составляющая первого разностного ряда оказалась «белым шумом», а сезонный оператор включает в себя авторегрессионные члены и члены скользящего среднего порядка $P=Q=2$.

Отчет программы позволяет сделать вывод о хороших аппроксимирующих свойствах полученной модели. Ее прогностические свойства можно оценить, используя ретропрогноз. Осуществим ретропрогноз на основе значений СДД за последние три месяца. Соответствующие результаты представлены на рисунке 8.

Модель	a1	a2	a3	a4
АРИСС (0, 1,0) x (2, 1,2)	-1,046	-0,361	0,856	0,284

Характеристика	Значение
Относительная ошибка	4,127

Таблица прогнозов (p =80%)

Упреждение	Прогноз	Нижняя граница	Верхняя граница
1	17350,699	16916,787	17784,611
2	24633,189	24198,447	25067,932
3	12878,273	12443,529	13313,018
4	15783,821	15349,077	16218,565
5	16657,621	16222,877	17092,365
6	18442,631	18007,887	18877,375
7	17941,883	17507,139	18376,627
8	19319,762	18885,018	19754,506
9	19885,693	19450,949	20320,438
10	19870,242	19435,498	20304,986
11	20210,053	19775,309	20644,797
12	20294,031	19859,287	20728,775

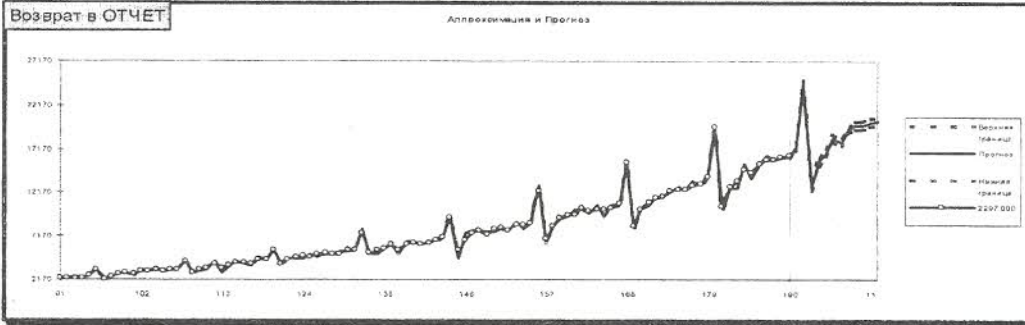


Рисунок 7 – Отчет программы «Олимп» по результатам моделирования и прогнозирования временного ряда (фрагмент)

Результаты ретропрогноза являются точными (средний модуль ошибки составляет 1,6%). Фактические уровни СДД за три месяца попадают в доверительный интервал прогноза с вероятностью 80 %, что показано также на графиках аппроксимации и ретропрогноза, представленных на рисунке 8.

Таким образом, полученная ARIMA модель обладает хорошими аппроксимирующими и прогностическими свойствами и может быть использована для прогнозирования среднедушевого денежного дохода населения России на ближайший период будущего. Так, в декабре 2008 г. фактическое значение СДД составило 20587 рублей, наша модель предсказывала значение около 20300 рублей. В октябре 2009 г., в соответствии с построенной моделью, СДД в России составит приблизительно 20000 рублей. Интересно посмотреть насколько этот прогноз будет соответствовать реальности с учетом финансового кризиса и поднявшегося из-за него уровня безработицы.

Прогнозирование с помощью моделей ARIMA успешно осуществляется уже достаточно длительное время, но новизна данной работы состоит в проведении комплексного анализа временного ряда с предварительным выявлением его структуры и в использовании модели ARIMA, содержащей сезонный оператор. Описанные в статье процедуры особенно актуальны при анализе показателей финансовых рынков [2]. Практический опыт математического моделирования финансовых рынков показывает, что их показатели не поддаются исследованию методами детерминированной математики.

Упреждение	Факт	Прогноз	Нижняя граница	Верхняя граница	Абсолютное отклонение	Относительное отклонение
1	15976,000	16149,402	15729,504	16569,301	-173,402	-1,085
2	16250,000	16461,650	16040,922	16882,379	-211,650	-1,302
3	16398,000	16799,570	16378,840	17220,301	-401,570	-2,449

Характеристика	Абсолютное значение	Относительное значение (%)
Среднее значение	-262.208	-1.612
Среднеквадратическое отклонение	99.774	0.598
Средний модуль ошибки	262.208	1.612

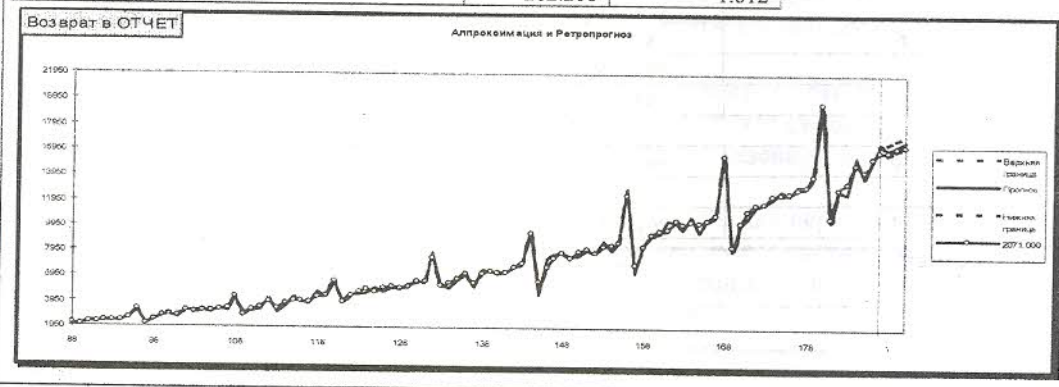


Рисунок 8 – Результаты ретропрогноза

В заключение отметим, что при работе с нестационарными данными приходится осуществлять переход от фактических рядов к их стационарным разностям, что и было сделано в данной работе. Избежать этого недостатка позволяет обнаружение явления коинтеграции между временными рядами в долгосрочном периоде [4]. Наличие коинтеграции делает возможным применение к нестационарным данным обычных методов корреляционно-регрессионного анализа.

ЛИТЕРАТУРА

1. Дайитбегов, Д.М. Компьютерные технологии анализа данных в эконометрике [Текст] / Д.М. Дайитбегов. – М.: ИНФРА-М – Вузовский учебник, 2008. – 578 с.
2. Карпунова, С.Ю. Преимущества модели ARIMA для краткосрочного прогнозирования поведения ценовых графиков Forex (автореферат) [Текст].
3. Орлова, И.В. Экономико-математические методы и модели: компьютерное моделирование: Учеб. Пособие [Текст] / И.В. Орлова, В.А. Половников. – Изд. испр. и доп. – М.: Вузовский учебник, 2009. – 365 с.
3. Эконометрика: Учебник [Текст] / И.И. Елисеева, С.В. Курьшева, Т.В. Костеева и др.; Под ред. И.И. Елисеевой. – 2-е изд., перераб. и доп. – М.: Финансы и статистика, 2006. – 576 с.
4. Сайт ГУ – Высшая школа экономики www.hse.ru

Филонова Елена Сергеевна

Всероссийский заочный финансово-экономический институт, филиал, г. Орел

Кандидат физико-математических наук, доцент, доцент кафедры «Экономико-математические методы и модели»

Тел.: (4862) 54-48-37

E-mail: zamdir.orel@vzfei.ru