

УДК 51-77:338.5:332.1

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ РОЗНИЧНЫХ ЦЕН НА БЕНЗИН (НА ПРИМЕРЕ ВОЛГОГРАДСКОЙ ОБЛАСТИ)

Барабанова Лилия Васильевна, ст. преп.

Волгоградский государственный университет, пр. Университетский, 100, Волгоград, Россия, 400062; e-mail: barabanova_l_v@volsu.ru

Цель: моделирование розничных цен на бензин в зависимости от оптовых на региональных рынках. *Обсуждение:* в большинстве отечественных эмпирических работ по моделированию цен бензина на розничном рынке нефтепродуктов производится оценка влияния на данный показатель мировых цен на нефть. В данной работе описывается методика анализа структуры временных рядов и корректного построения моделей, отражающих зависимость розничной цены на бензин от оптовых. *Результаты:* построена эконометрическая модель, отражающая зависимость розничной цены на бензин от оптовой, проведена оценка краткосрочного и долгосрочного соотношения этих величин.

Ключевые слова: анализ временных рядов, аномальные наблюдения, стационарность временных рядов, тест Дики-Фуллера, критерий Бройша-Годфри, информационный критерий.

DOI: 10.17308/meps.2017.10/1756

1. Введение

Эконометрическое моделирование цен на бензин на розничном рынке нефтепродуктов в зависимости от различных факторов на основе анализа временных рядов представлено в работах различных авторов: [5-7, 9, 10] и др. В качестве факторов, влияющих на цены бензина, в этих работах выступают: мировая цена нефти Urals, цена нефти на внутреннем рынке, базовый индекс инфляции, ВВП, объем переработки нефти, величина инвестиций в основной капитал, внешнеторговый оборот, индекс потребительских цен, индекс объема реализации и др. Вместе с тем в большинстве исследований не проводится проверка временных рядов на стационарность, что может повлечь построение ложной регрессии и получение результатов, не адекватных реальности. В данной работе описываются методика анализа структуры временных рядов и корректного построения моделей, отражающих зависимость розничной цены на бензин от оптовых.

2. Методология исследования

Изучение причинно-следственных зависимостей между данными, представленными в форме временных рядов, сводится к выполнению следующих этапов:

1. Предварительный анализ одномерных временных рядов, на основе которых проводится моделирование
2. Идентификация модели на основе предварительного анализа
3. Оценивание модели
4. Диагностика адекватности модели.
5. Выбор лучшей модели

Предварительный анализ включает в себя: визуальный анализ графика; выявление аномальных данных; оценка структуры временного ряда; проверка временного ряда на стационарность.

Визуальный анализ графика временного ряда позволяет сделать выводы о наличии аномальных наблюдений, наличии тренда и его характере, наличии сезонных и/или циклических компонент.

Под аномальным наблюдением понимается значение уровня ряда y_t , существенно отличающееся от соседних значений и отражающее нехарактерное поведение динамики изучаемого процесса. Их обнаружение представляется важным при построении зависимости между временными рядами, так как аномальные данные могут исказить результаты моделирования. Для их выявления в работе используется метод Ирвина, суть которого заключается в расчёте для всех уровней ряда статистики $\lambda_t = \frac{|y_t - y_{t-1}|}{\sigma}$

($\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2}{n-1}}$ – стандартное отклонение, \bar{y} – среднее значение уровней ряда) и сравнение его с критическим значением $\lambda_{кр}$. Если λ_t превышает $\lambda_{кр}$, то уровень y_t может быть аномальным.

Оценка структуры временного ряда, т.е. наличие в нем трендовой, сезонной и/или циклической составляющей, осуществляется при помощи анализа автокорреляционной функции. Если наиболее высоким оказался коэффициент автокорреляции первого порядка $\rho(1)$, то исследуемый ряд содержит линейную тенденцию. Наибольший коэффициент автокорреляции порядка l свидетельствует о наличии в ряде колебаний с периодичностью l моментов времени.

При построении регрессионных моделей на основе данных, представленных временными рядами, важно классифицировать их на основе свойств стационарных процессов, учитывая наличие или отсутствие в анализируемых рядах стохастического (недетерминированного) тренда.

Классификация временных рядов [7]:

- 1) TS (trend stationary) ряды – к ним относятся временные ряды стационарные и стационарные относительно детерминированного тренда. Ста-

ционарные временные ряды характеризуются тем, что их числовые характеристики (среднее, дисперсия и ковариация) не зависят от времени, для которого они вычисляются.

2) DS (difference stationary) ряды – нестационарные временные ряды, в состав которых входит стохастический тренд (возможно наряду с детерминированным).

Построение эконометрической модели на основе временных рядов возможно только между данными, относящимися к одному классу стационарности. При этом необходимо учитывать, что наличие тренда (стохастического и/или детерминированного) в исследуемых временных рядах может привести к появлению «ложной» регрессии за счёт одинаковой или противоположной направленности тенденций и не отражать истинной зависимости между переменными.

При построении зависимости между TS-рядами исключение «мнимой» зависимости возможно следующими способами [4]:

1) учёт фактора времени t и построение модели вида $y_t = a + bt + cx_t + e_t$ (при условии, что переменная x_t представляет собой стационарный временной ряд и не зависит от времени);

2) исключение из каждого временного ряда трендовой компоненты (детрендирование) и построение модели на основе полученных стационарных рядов остатков.

Для отнесения временных рядов к классам TS или DS используют следующие процедуры различения: расширенный тест Дикки-Фуллера, тест Филлипса-Перрона, тесты Эллиота-Розенберга-Стока и др. В рамках настоящего исследования будет использован расширенный тест Дикки-Фуллера. Данный тест учитывает возможное существование автокоррелированности остатков тестируемой модели за счёт включения в правую часть уравнения запаздывающих разностей Δx_{t-j} . В критерии Дики-Фуллера проверяемой гипотезой является гипотеза о том, что временной ряд принадлежит классу DS, т.е. является нестационарным.

На основе временного ряда строится одна из трёх моделей:

$$1) \Delta y_t = \varphi y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \theta_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t, \quad t = p + 1, \dots, T$$

$$2) \Delta y_t = \alpha + \varphi y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \theta_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t, \quad t = p + 1, \dots, T$$

$$3) \Delta y_t = \alpha + \beta t + \varphi y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \theta_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t, \quad t = p + 1, \dots, T$$

Полученная при оценивании выбранной модели t -статистика t_φ для проверки гипотезы $H_0 : \varphi = 0$, сравнивается с критическими значениями t_{cr} . При $t_\varphi < t_{cr}$ DS-гипотеза отвергается и ряд признаётся стационарным [8]. После предварительного анализа структуры временного ряда происходит выбор формы модели и оценка её коэффициентов.

Диагностика подобранной модели включает проверку статистической

значимости уравнения, её коэффициентов и выполнения условия случайного характера остатков (отсутствие автокорреляции и гетероскедастичности).

Проверка значимости уравнения и коэффициентов производится при помощи F-критерия Фишера и t-критерия Стьюдента. Если расчётные значения этих критериев оказываются больше табличных, уравнение и коэффициенты признаются значимыми.

Для определения наличия автокорреляции в остатках в работе используется критерий Бройша-Годфри. В отличие от теста Дарбина-Уотсона, который предназначен для тестирования автокорреляции только первого порядка, данный тест исследует наличие автокорреляции произвольного порядка p и не требует условия нормального распределения случайной составляющей. Кроме того, при построении уравнения регрессии, в котором присутствуют запаздывающие значения зависимой переменной, значения статистики Дарбина-Уотсона смещены в сторону неоправданного принятия гипотезы об отсутствии автокорреляции остатков.

Суть данного метода заключается в построении вспомогательной регрессии $e_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^k a_i x_{it} + \sum_{s=1}^p \rho_s e_{t-s} + u_t$ и сравнении статистики Бройша-Годфри $BG = (n-p)R_{всп}^2$ (где n – количество наблюдений, p – порядок автокорреляции, $R_{всп}^2$ – коэффициент детерминации вспомогательной регрессии) с критическим значением хи-квадрат распределения $\chi_{кр}^2$ с p степенями свободы. При отсутствии автокорреляции $BG < \chi_{кр}^2(p)$.

Для проверки наличия гетероскедастичности случайных ошибок регрессионной модели используется тест Уайта. Особенностью данного теста является его универсальность и отсутствие особых ограничений на структуру гетероскедастичности. Для реализации данного теста необходимо построить зависимость квадратов остатков, полученных при оценке исходной модели, от всех объясняющих переменных, их квадратов и парных произведений. Например, при построении зависимости от двух факторов вспомогательная регрессия выглядит следующим образом: $e_t^2 = a_0 + b_1 x_{1t} + b_{11} x_{1t}^2 + b_2 x_{2t} + b_{22} x_{2t}^2 + b_{12} x_{1t} x_{2t} + u_t$. В случае отсутствия гетероскедастичности вспомогательная регрессия должна быть незначимой. Для проверки этой гипотезы используется величина $W = nR_{всп}^2$ ($R_{всп}^2$ – коэффициент детерминации вспомогательной регрессии, n – количество наблюдений). При отсутствии гетероскедастичности данная статистика имеет асимптотическое распределение $\chi_{кр}^2(N-1)$ (N – количество параметров вспомогательной регрессии, в примере их пять). Если значение статистики больше критического значения этого распределения для заданного уровня значимости, т.е. $W > \chi_{кр}^2$, то наблюдается гетероскедастичность остатков.

При обнаружении нарушений стандартных предположений следует либо улучшить спецификацию модели, привлекая дополнительные объясняющие переменные или, наоборот, сокращая их, либо использовать для оценивания коэффициентов и оценивания дисперсий коэффициентов мо-

дели специальные методы оценивания, принимающие во внимание обнаруженные нарушения.

При сравнении нескольких моделей выбор лучшей осуществляется на основе информационных критериев. В данной работе предлагается использовать информационные критерии Акаике и Шварца.

$$\text{Информационный критерий Акаике: } AIC = \ln\left(\frac{RSS}{T}\right) + \frac{2(n+1)}{T}.$$

$$\text{Информационный критерий Шварца: } SIC = \ln\left(\frac{RSS}{T}\right) + \frac{(n+1)\ln T}{T},$$

где RSS – сумма квадратов остатков в модели, T – фактически использованное количество наблюдений, n – количество факторов в регрессии (не считая константу). Лучшей признаётся модель с наименьшей величиной данных критериев.

Для моделирования использовались ежемесячные данные оптовых цен на бензин марки А-92 («цен производителей»), тыс./т, на территории Южного федерального округа и розничных цен («цен приобретения», руб./л) этой марки в Волгоградской области. Период исследования – с января 2010 по ноябрь 2017 г. Источником данных является сайт Федеральной службы государственной статистики (<http://www.gks.ru/>). Расчеты производились в пакете прикладных программ Eviews. С целью приведения рассматриваемых рядов к одной единицы измерения (руб./л) цены производителей были поделены на количество литров в тонне бензина марки А-92, а именно 1315.

3. Обсуждение результатов

На графике (рис. 1) представлена динамика розничных и оптовых цен в Волгоградской области. Для более наглядного сравнения изменения цен оптовые цены построены по дополнительной оси.

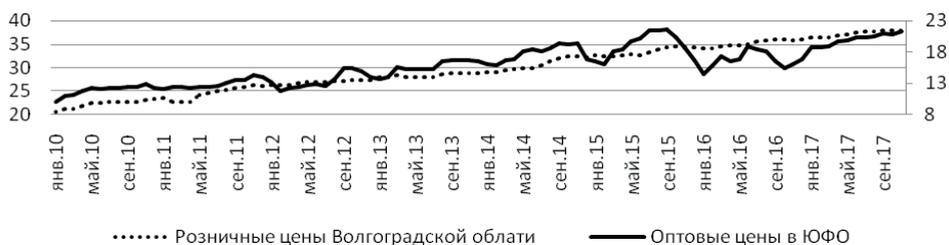


Рис. 1. Динамика розничных и оптовых цен в Волгоградской области

Для выявления существования в рассматриваемых рядах нестандартных данных произведём расчёт статистики Ирвина λ_t (табл. 1) и сравним её с табличным значением $\lambda_{кр}$.

Таблица 1

Цены на бензин	Статистика Ирвина (максимальное значение)	Статистика Ирвина табличное значение (n=95; α=0,95)
Оптовые цены в ЮФО	0,81	0,99
Розничные цены в Волгоградской области	0,30	0,99

Сравнение статистики Ирвина с табличным значением показывает отсутствие в рассматриваемых рядах аномальных данных.

Произведём классификацию временных рядов по типу стационарности.

В табл. 2 содержатся результаты расширенного теста Дики-Фуллера для исходных данных, в качестве которых выступают оптовые цены на бензин в Южном федеральном округе.

Таблица 2

Null Hypothesis: UFO has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.934084	0.0143
Test critical values:	1% level		-4.059734	
	5% level		-3.458856	
	10% level		-3.155470	

Визуальный анализ графика ряда оптовых цен позволяет предположить наличие тренда, поэтому в качестве спецификации модели для проведения теста на стационарность выбран тренд с константой. Значение t-статистики равно: $t_{\text{факт}} = -3,93$. Это значение меньше критического значения t-статистики на 5%-м уровне значимости: $t_{\text{крит}} = -3,45$, что означает, что на данном уровне значимости ряд является стационарным. Тест Дики-Фуллера для розничных цен бензин показал значение t-статистики $t_{\text{факт}} = -3,57$. Это значение меньше критического значения для 5% уровня значимости, следовательно, данный ряд также является стационарным. Однако заметим, что в более ранних исследованиях на стационарность ряд розничных цен на бензин Волгоградской области признавался нестационарным [2]. Это связано с тем, что мощность теста Дики-Фуллера возрастает с увеличением объёма выборки [8]. Так как оба ряда представляют собой стационарный процесс (TS-ряд), для Волгоградской области возможно изучение причинно-следственной зависимости розничных цен на бензин от оптовых.

Оценим статическую модель $P_r(t) = a + bP_{\text{opt}}(t)$, где $P_r(t)$ – розничная цена на бензин в Волгоградской области, $P_{\text{opt}}(t)$ – оптовая цена на бензин в ЮФО. В результате получаем зависимость вида $P_r(t) = 6,77 + 1,45P_{\text{opt}}(t)$. Уравнение и все коэффициенты значимы, коэффициент детерминации $R^2 = 0,77$. Проверка модели на выполнение условий случайного характера остатков при помощи критерия Бройша-Годфри обнаружила наличие автокорреляции остатков. Гетероскедастичность в соответствии с тестом Уайта отсутствует. Для устранения нарушения в отношении коррелированности остатков изменим спецификацию модели.

Визуальный анализ графиков цен и их автокорреляционных функций даёт основание предположить наличие детерминированного тренда в обоих рядах. Изменим спецификацию предшествующей модели, включив в неё фактор времени t : $P_r(t) = 20,78 + 0,18 \cdot t + 0,03P_{\text{opt}}(t)$. В данной модели коэффициент при переменной $P_{\text{opt}}(t)$ оказался незначимым. Сделав предполо-

жение, что оптовая цена не влияет на розничную, исключим эту переменную из уравнения и рассмотрим зависимость розничной цены только от времени t : $P_r(t) = 21,13 + 0,18 \cdot t$. Полученное уравнение связи, хоть и является значимым в целом и включает значимые коэффициенты, но не проходит проверку на отсутствие автокорреляции остатков. Следовательно, данная модель не может адекватно описывать поведение розничной цены на бензин.

Проанализируем значения частной автокорреляционной функции (табл. 3). Её значение показывает «очищенную» зависимость между уровнями ряда при исключении влияния промежуточных значений. Наивысший коэффициент указывает на порядок авторегрессионной модели

$$q: y_t = \sum_{q=1}^n a_q y_{t-q} + e_t.$$

Таблица 3

Лаг	Розничная цена		Оптовая цена	
	Автокорреляционная функция	Частная автокорреляционная функция	Автокорреляционная функция	Частная автокорреляционная функция
1	0.965	0.965	0.925	0.925
2	0.931	-0.007	0.839	-0.114
3	0.896	-0.035	0.751	-0.053
4	0.863	0.018	0.685	0.102
5	0.832	0.000	0.636	0.061
6	0.799	-0.024	0.598	0.022

Единственный высокий коэффициент первого порядка частной автокорреляционной функции для обоих рядов позволяет идентифицировать каждый как модель авторегрессии первого порядка AR(1): $Y_t = ay_{t-1} + e_t$. Данный анализ позволяет предположить описание зависимости розничной цены на бензин в Волгоградской области от оптовой в виде динамической ADL-модели с глубиной запаздывания, равной единице: $P_r(t) = a + b_1 P_r(t-1) + b_2 P_{opt}(t) + b_3 P_{opt}(t-1)$, где в качестве зависимой переменной выступает розничная цена в текущий момент времени, а в качестве регрессоров – розничная цена в предыдущий момент времени $P_r(t-1)$ и оптовая цена в текущий $P_{opt}(t)$ и предшествующий момент времени $P_{opt}(t-1)$. Удалив незначимую константу, получаем следующее уравнение, отражающее зависимость розничных цен на бензин от оптовых: $P_r(t) = 0,98 P_r(t-1) + 0,13 P_{opt}(t) - 0,08 P_{opt}(t-1)$, $R^2 = 0,997$. Уравнение и коэффициенты значимы. Анализ остатков при помощи критерия Бройша-Годфри не выявляет автокоррелированности. В соответствии с критерием Уайта гетероскедастичность остатков отсутствует. С целью сокращения размерности модели исключим из рассмотрения переменную $P_{opt}(t-1)$. Полученное уравнение имеет вид: $P_r(t) = 0,33 + 0,96 P_r(t-1) + 0,16 P_{opt}(t)$. Удалив незначимый свободный член, получаем зависимость розничной цены на бензин от оптовой в виде следующего уравнения: $P_r(t) = 0,97 P_r(t-1) + 0,06 P_{opt}(t)$. Диагностика подобранной модели дала положительные результаты, следовательно, эта модель может быть использована для дальнейшего анализа.

Предположение об отсутствии влияния оптовой цены на розничную в текущий момент времени реализуем в построении редуцированных моделей $P_r(t) = 1,006P_r(t-1)$ и $P_r(t) = 7 + 1,44P_{opt}(t-1)$. Данные модели не проходят проверку на отсутствие автокоррелированности остатков, следовательно, их спецификация не верна.

В табл. 4 вынесены модели, прошедшие проверку на адекватность (уравнение и коэффициенты значимы, автокорреляция и гетероскедастичность отсутствует) и соответствующие им информационные критерии.

Таблица 4

Модель	R^2	AIC	SIC
$P_r(t) = 0,98P_r(t-1) + 0,13P_{opt}(t) - 0,08P_{opt}(t-1)$	0,997	0.375761	0.456930
$P_r(t) = 0,97P_r(t-1) + 0,06P_{opt}(t)$	0,997	0.391675	0.472844

В соответствии с требованием минимального значения информационного критерия лучшей оказывается модель, отражающая зависимость розничной цены на бензин от данной цены в предыдущий момент времени и от оптовой в текущий и предшествующий момент времени. Данная модель описывает зависимость розничной цены от оптовой в краткосрочном периоде. Наибольшее влияние на цену на розничном рынке бензина оказывает эта же цена в предыдущий момент времени. Оптовая цена в текущий момент времени оказывает незначительное влияние: изменение цены на бензин в оптовом сегменте на 1 рубль приведёт к росту розничной на 13 коп. Отрицательный коэффициент при лаговой переменной оптовой цены объясняет более сглаженную траекторию динамики розничных цен по сравнению с оптовыми.

Рассчитаем долговременное соотношение, к которому приводит данная модель:

$$(1 - 0,98)P_r(t) = (0,13 - 0,08)P_{opt}(t);$$

$$P_r(t) = \frac{(0,13 - 0,08)}{(1 - 0,98)}P_{opt}(t);$$

$$P_r(t) = 2,5 \cdot P_{opt}(t).$$

Правая часть долгосрочного соотношения между розничной и оптовой ценой на бензин в Волгоградской области представляет собой долгосрочный мультипликатор рассматриваемой модели ADL(1,1;1). Он показывает, что изменение значения текущего и всех предыдущих значений оптовой цены на 1 рубль приведёт к увеличению розничной цены на 2,5 рубля.

4. Заключение

На основе рассмотренной методики предполагается провести моделирование розничных цен на бензин в зависимости от оптовых для всех регионов Российской Федерации. Полученные коэффициенты моделей, отражающие количественный отклик розничной цены на рост оптовой, наряду с фактором наличия/отсутствия нефтеперерабатывающих заводов на территории региона предлагается использовать для проведения анализа

территориальных различий в уровне потребительских цен на бензин для возможного обоснования необходимости развития нефтеперерабатывающего сектора.

Список источников

1. Алехин Б.И. Нефть и рубль: скованные одной цепью // *Финансовая аналитика: проблемы и решения*, 2016, по. 16 (298), с. 2-19.
2. Барабанова Л.В. Идентификация типа стационарности временных рядов для корректного моделирования (на примере цен на бензин) // *Труды международной научно-практической конф. «Экономика и менеджмент в условиях глобальной конкуренции: проблемы и перспективы»*. Изд-во СПбПУ, 2016, с. 332-336.
3. Барабанова Л.В. К вопросу о корректности эконометрического моделирования цен бензина на региональных розничных рынках в РФ // *Анализ, моделирование и прогнозирование экономических процессов: материалы VII Международной научно-практической интернет-конференции*, 20 декабря 2015 г. – 20 февраля 2016 г. / под ред. Н.В. Апатовой, Л.Ю. Богачковой, В.В. Давниса; Волгоград. гос. ун-т, Воронеж. гос. ун-т., Крымский фед. ун-т им. В.И. Вернадского. Волгоград, ООО «Консалт», 2015, с. 13-22.
4. Богачкова Л.Ю., Барабанова Л.В., Раззаренова Л.В. О проблеме регулирования российских рынков нефтепродуктов: взгляд на пути решения, аргументы и анализ данных // *Современная экономика: проблемы и решения*, 2013, по. 2, с. 25-36.
5. Елисеева И.И., Курышева С.В., Костеева Т.В. *Эконометрика*. Москва, Финансы и статистика, 2007.
6. Ермолаев М.Б., Сизова О.В. Динамика цен на автобензин в Ивановской области: статистическое моделирование // *Аудит и финансовый анализ*, 2008, по. 4, с. 194-200.
7. Идрисов Г.И., Литвинова Ю.О. Основные факторы цен на розничном рынке бензина: эмпирическое исследование для Санкт-Петербурга // *Экономический журнал ВШЭ*, 2015, т. 19, по. 3, с. 423-456.
8. Носко В. *Эконометрика: введение в регрессионный анализ временных рядов*. Москва, ЛОГОС, 2004.
9. Проскурин А.О. Регрессионный анализ ценообразования на региональном рынке нефтепродуктов // *Вестник ИНЖЭКОНА. Серия: Экономика*, вып. 2(15), 2007, с. 362-366.
10. Сафина Т.А. *Статистическое исследование потребительских цен на автомобильный бензин в регионах Российской Федерации*: автореф. дис. канд. экон. наук. Москва, 2014.

ECONOMETRICAL MODELING OF RETAIL PRICE ON GASOLINE (ON THE EXAMPLE OF THE VOLGOGRAD REGION)

Barabanova Liliya Vasilievna, Assist. Prof.

Volgograd State University, University av., 100, Volgograd, Russia, 400062;
e-mail: barabanova_l_v@volsu.ru

Purpose: the author models the dependence between retail and wholesale price on gasoline in the regional market. *Discussion*: the author notices that the world indicator of world oil prices impacts on retail prices on gasoline in accordance with the most of the domestic empirical works on the modeling of gasoline prices. The author describes the structure analysis technique of time series data and the correct models construction of gasoline retail and wholesale prices dependence. *Results*: the author constructed the econometric model of gasoline retail and wholesale price dependence, and estimated the short-term and long-term ratio of these values.

Keywords: time series analysis, anomalous observations, stationarity of time series, Dickey-Fuller test, Broych-Godfrey test, information criterion.

References

1. Alekhin B.I. Neft i rubl: skovannyye odnoy tsepyu [Oil and the ruble: chained]. *Finansovaya analitika: problemy i resheniya*, 2016, no. 16 (298), pp. 2-19. (In Russ.)
2. Barabanova L.V. Identifikatsiya tipa statsionarnosti vremennykh ryadov dlya pravil'nogo modelirovaniya (na primere tsen na benzin) [Identification of the stationarity type of the time series for correctly modeling (for example, gasoline prices)]. *Trudy mezhdunarodnoy nauchno-prakticheskoy konf. «Ekonomika i menedzhment v usloviyakh global'noy konkurentsii: problemy i perspektivy»*, SPbPU, 2016, pp. 332-336. (In Russ.)
3. Barabanova L.V. K voprosu o korrektnosti ekonometricheskogo modelirovaniya tsen benzina na regionalnih roznichnih rinkah v RF [About the question of correctness in econometric modelling of gasoline prices in the regional retail markets in Russia]. *Analitika, modelirovaniye i prognozirovaniye ekonomicheskikh protsessov: materialy VII Mezhdunarodnaya nauchno-prakticheskaya Internet-konferentsii / pod red. N.V. Apatovoy, L.YU. Bogachkovoy, V.V. Davnis; Volgograd. gos. un-t, Voronezh. gos. un-t, Krymskiy fed. un-t im. V.I. Vernadskogo. Volgograd, OOO «Konsalt», 2015, pp. 13-22. (In Russ.)*
4. Bogachkova L.YU., Barabanova L.V., Razzarenova L.V. O probleme regulirovaniya rossiyskikh rynkov nefteproduktov: vzglyad na puti resheniya, argumenty i analiz dannykh [About the problem of Russian markets regulation for petroleum products: a look at the solutions, arguments and data analysis]. *Sovremennaya ekonomika: problemy i resheniya*, 2013, no. 2, pp. 25-36. (In Russ.)
5. Yeliseyeva I.I., Kurysheva S.V., Kosteyeva T.V. *Ekonometrika* [Econometrics]. Moscow, Finance and statistics, 2007. (In Russ.)
6. Yermolayev M.B., Sizova O.V. Dinamika tsen na avtobenzin v Ivanovskoy oblasti: statisticheskoye modelirovaniye [Dynamics of prices on gasoline in the Ivanovo region: statistical modeling]. *Audit i finansovyy analiz*, 2008, no. 4, pp. 194-200. (In Russ.)

7. Idrisov G.I., Litvinova YU.O. Osnovnyye faktory tsen na roznichnom rynke benzina: empiricheskoye issledovaniye dlya Sankt-Peterburga [The main factors of prices in the retail gasoline market: an empirical study in St. Petersburg]. *Ekonomicheskiy zhurnal VSHE*, 2015, v. 19, no. 3, pp. 423-456. (In Russ.)
8. Nosko V. *Ekonometrika: vvedeniye v regressionnyy analiz vremennykh ryadov* [Econometrics: introduction to regression analysis of time series]. Moscow, LOGOS, 2004. (In Russ.)
9. Proskurin A.O. Regressionnyy analiz tsenoobrazovaniya na svodnom rynke nefteproduktov [Pricing regression analysis in the regional market of petroleum products]. *Vestnik INZHEKONA. Seriya: Ekonomika*, vyp. 2 (15), 2007, pp. 362-366. (In Russ.)
10. Safina T.A. *Statisticheskoye issledovaniye potrebitel'skikh tsen na avtomobil'nyy benzin v regionakh Rossiyskoy Federatsii* [Statistical research of consumer prices for automobile gasoline in the Russian regions]. Avtoref dis. kand. ekon. nauk. Moscow, 2014. (In Russ.)