

3.13. ДИНАМИКА ЦЕН НА АВТОБЕНЗИН В ИВАНОВСКОЙ ОБЛАСТИ: СТАТИСТИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ

Ермолаев М.Б., д.э.н.,
 профессор кафедры экономики и финансов;
 Сизова О.В., к.т.н.,
 доцент кафедры экономики и финансов

Ивановский государственный химико-технологический университет

Работа посвящена вопросам ценообразования на региональном рынке автомобильных бензинов. На основе эконометрического моделирования исследуется влияние ряда факторов на стоимость автобензина в Ивановской области в период 2002-2006 гг. Приведены количественные оценки такого влияния, сделаны содержательные выводы. Исследуются прогностические возможности ряда модификаций тренд-сезонной модели динамического ряда цен на бензин АИ-92.

Рыночная экономика представляет собой неразделимую совокупность огромного числа частных рынков, большинство из которых может быть идентифицировано по двум признакам:

- по товарам, которые там движутся;
- по территории, где преимущественно осуществляется его функционирование.

В ряду таких рынков рынок нефтепродуктов, точнее, его сегмент, относящийся к купле-продаже автомобильных бензинов, представляется весьма значимым, своеобразным и перспективным. «Бензиновая составляющая» – неотъемлемый элемент затрат практически любой отрасли экономики. Поэтому состояние данного рынка, – прежде всего, ценовой аспект, – существенным образом влияет на общую конъюнктуру потребительского рынка страны и региона.

С начала 1990-х гг. ситуация на российском рынке нефтепродуктов во многом определяется деятельностью крупных вертикально-интегрированных нефтяных компаний (ВИНК) [2, 4]. В их состав были включены региональные предприятия нефтепродуктообеспечения с сетью автозаправочных станций. Привлекательность регионов определялась местоположением нефтеперерабатывающих предприятий и нефтепроводов, а также концентрацией потребителей – промышленных предприятий, имеющих возможность оплаты «живыми» деньгами. В 1996-1999 гг. одним из дополнительных инструментов влияния на рынок сбыта стали соглашения ВИНК с региональными администрациями. Более чем половина субъектов РФ заключили подобного рода соглашения, в том числе и Ивановская область. В результате сложилась ситуация, когда отдельные нефтяные компании по сути определяли обстановку на рынке отдельных регионов через привязку остальных хозяйствующих субъектов к своей инфраструктуре хранения и сбыта нефтепродуктов, что не могло не сказаться на состоянии оптового и розничного рынка нефтепродуктов [4].

В целом оптовое звено рынка нефти и нефтепродуктов в период до 1999 г. можно охарактеризовать как регионально-монопольное, так как в соответствующих регионах доминировала, как правило, только одна ВИНК. Например, в Ивановской области в качестве такой компании выступало ОАО «Славнефть».

Монополизация рынка осуществлялась через оптовое звено, а в ряде случаев – через использование транс-

портной инфраструктуры. Вместе с тем была достаточно высока конкуренция в розничной сети. Однако в условиях ценового кризиса 1999 г. независимые продавцы нефтепродуктов были поставлены нефтяными компаниями в условия товарного дефицита требованием о приобретении только крупных партий продукции на условиях полной предоплаты. Вследствие чего независимые продавцы вынуждены были покупать продукцию по завышенным ценам, что отражалось на уровне цен в розничной торговле. В свою очередь предприятия нефтепродуктообеспечения ориентировались на устанавливаемые таким образом рыночные цены. Во многих случаях в работе независимых продавцов наблюдались перебои, а доля ВИНК в розничной торговле существенно возрастала. Соответственно, изменялись и показатели концентрации на оптовом рынке в пользу ВИНК. Продажа нефтепродуктов в рамках ВИНК часто организовывалась через цепочки собственных компаний-посредников, что создавало условия игры на повышение оптовых и розничных цен, в том числе путем создания искусственного дефицита вне зависимости от реального состояния товарного рынка. Другой важной причиной перебоев с обеспечением внутреннего рынка нефтепродуктами в рассматриваемый период стал рост мировых цен на нефть, что стимулировало нефтяные компании к увеличению экспортных поставок в ущерб внутреннему рынку.

С 2000 г. условия работы на оптовом и розничном рынке нефтепродуктов изменились. Устойчиво формируется тенденция создания олигопольных рынков, где основную долю на рынке занимают две-три нефтяные компании, каждая из которых может не подпадать под формальные признаки доминирования. Однако очевидно, что такая «дружественная» конкуренция негативно сказывается на независимых конкурентах и потребителях.

Что касается рынка нефтепродуктов Ивановской области, то его можно отнести к высококонцентрированным. Главенствующую роль на нем в настоящее время выполняет ОАО «Славнефть-Ярославльнефтепродукт». На конец 2006 г. в Иванове и области действовали 128 АЗС, в том числе в областном центре – 35. При этом на долю ОАО «Славнефть-Ярославльнефтепродукт» приходилось 61 АЗС, в том числе 16 в самом Иванове. По объемам же реализации бензина доля монопольной компании в Ивановской области еще выше – в период 2004-2006 гг. примерно 70-75% [5, 7].

Таблица 1

БАЗИСНЫЕ ИНДЕКСЫ ЦЕН НА БЕНЗИН МАРКИ АИ-92 В ИВАНОВСКОЙ ОБЛАСТИ В ПЕРИОД 2002-2006 гг.

Месяц	2002	2003	2004	2005	2006
Январь	0,94	1,25	1,35	1,79	2,17
Февраль	0,94	1,24	1,35	1,79	2,17
Март	0,94	1,24	1,35	1,79	2,23
Апрель	0,93	1,24	1,47	1,83	2,22
Май	1,02	1,23	1,55	1,87	2,22
Июнь	1,22	1,24	1,61	1,87	2,22
Июль	1,26	1,24	1,65	1,93	2,28
Август	1,26	1,26	1,70	1,99	2,36
Сентябрь	1,26	1,32	1,80	2,17	2,50
Октябрь	1,20	1,32	1,81	2,17	2,52
Ноябрь	1,16	1,34	1,88	2,17	2,47
Декабрь	1,16	1,35	1,80	2,17	2,44

Цель данной работы – статистическое исследование динамики цен на рынке автобензинов в Ивановской области.

Статистической базой данного исследования служит ежемесячная динамика индексов цен на бензин марки АИ-92 в Ивановской области в период 2002-2006 гг. (табл. 1). За базу принята цена на бензин в декабре 2001 г. [9].

На рисунке 1 представлен соответствующий ряд.

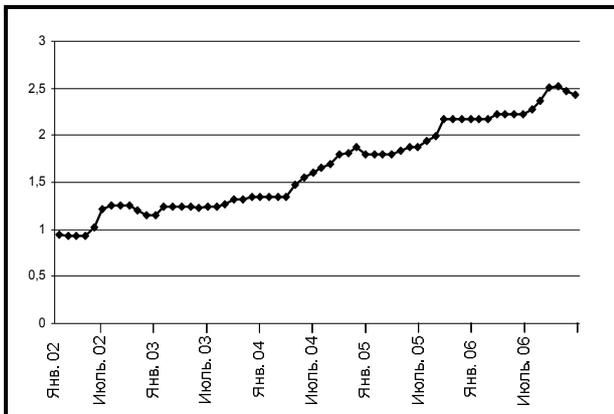


Рис. 1. Динамика базисных индексов цен на бензин марки АИ-92 в Ивановской области в период 2002-2006 гг.

Исходные данные послужили основой соответствующей тренд-сезонной модели. Она была построена по приведенному ниже алгоритму.

1. МОДЕЛЬ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ДИНАМИКИ ЦЕН НА АИ-92 НА СРЕДНЕСРОЧНУЮ ПЕРСПЕКТИВУ

1.1. Выбор и оценка трендовой компоненты

Визуальный анализ динамики цен ограничивает выбор трендовой компоненты (кривой роста) следующими вариантами:

- линейный тренд:
 $u_t = \alpha_0 + \alpha_1 t$; (1)
- полиномиальный тренд:
 $u_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \dots + \alpha_m t^m$; (2)
- «усеченный» полиномиальный 2-й степени:
 $u_t = \alpha_0 + \alpha_1 t^2$; (3)
- экспоненциальный тренд:
 $u_t = \alpha_0 \cdot e^{\alpha_1 t}$; (4)

где α_i – параметры моделей;
 t – независимая переменная (время), $t = 1, 2, \dots, n$.

При прочих равных условиях предпочтительнее выглядят первые три варианта, так как данные модели являются линейными по параметрам.

В качестве критерия окончательного выбора кривой роста рекомендуется использовать, во-первых, значение коэффициента детерминации R^2 , во-вторых, наличие статистической значимости параметров.

Оценка параметров и проверка качества построенных уравнений проводилась с помощью ППП Excel 2003. Результаты параметризации отражены в табл. 2.

Как видно из табл. 2, уровень ошибок $\text{sig } t$, $\text{sig } F$ достаточно мал для всех моделей, кроме полиномиаль-

ной 2-й степени. Для данной модели t -значимость коэффициента α_1 больше 0,05 (величины, определяющей традиционный для экономики пятипроцентный уровень ошибки), а значит, не является значимым.

Таблица 2

СРАВНИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ КАЧЕСТВА МОДИФИКАЦИЙ ТРЕНДОВОЙ КОМПОНЕНТЫ МОДЕЛИ ДИНАМИКИ ЦЕН (ЗА 2000-2005 гг.)

№	Вид	Оценка параметров	$\text{sig } t^1$	R^2	$\text{sig } F^2$
1	Линейная $u_t = \alpha_0 + \alpha_1 t$	$\alpha_0 = 0,852$	$9,05 \cdot 10^{-40}$	-	-
		$\alpha_1 = 0,026$	$1,18 \cdot 10^{-41}$	-	-
		-	-	0,958	$1,18 \cdot 10^{-41}$
2	Полиномиальная 2-й степени $u_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 t^2$	$\alpha_0 = 0,970$	$1,84 \cdot 10^{-40}$	-	-
		$\alpha_1 = 0,015$	0,897	-	-
		$\alpha_2 = 0,0002$	$3,44 \cdot 10^{-14}$	-	-
-	-	-	0,970	$4,84 \cdot 10^{-44}$	
3	«Усеченная» полиномиальная 2-й степени $u_t = \alpha_0 + \alpha_1 t^2$	$\alpha_0 = 1,142$	$2,82 \cdot 10^{-32}$	-	-
		$\alpha_1 = 0,0004$	$9,39 \cdot 10^{-40}$	-	-
		-	-	0,951	$9,39 \cdot 10^{-40}$
4	Экспоненциальная $u_t = \alpha_0 \cdot e^{\alpha_1 t}$	$\alpha_0 = 0,968$	0,035	-	-
		$\alpha_1 = 0,016$	$2,88 \cdot 10^{-42}$	-	-
		-	-	0,960	$2,88 \cdot 10^{-42}$

Наилучшим качеством обладает тренд вида $u_t = \alpha_0 \cdot e^{\alpha_1 t}$ или $y = 0,968 \cdot e^{0,016 t}$, для которого $R^2 = 0,960$. Однако $\text{sig } t$ для коэффициента $\alpha_0 = 0,035$ близко к критическому значению. Поэтому самым приемлемым для использования, по нашему мнению, является линейный тренд $u_t = \alpha_0 + \alpha_1 t$ или $y = 0,852 + 0,026 t$, для которого $R^2 = 0,958$ почти совпадает с аналогичным значением для экспоненциальной модели, а значения $\text{sig } t$ для его коэффициентов «исчезающе малы». Таким образом, линейная трендовая компонента определяет почти 96% вариации исследуемого временного ряда.

На рис. 2 представлен ряд базисных цен на бензин марки АИ-92 с его линейным трендом.

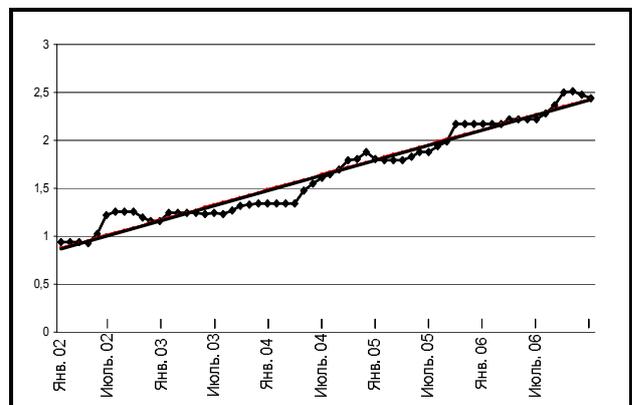


Рис. 2. Динамика базисных индексов цен на бензин марки АИ-92 с его линейным трендом

1.2. Оценка сезонной компоненты

Выделение сезонной компоненты может быть проведено различными способами, например, методом

¹ $\text{sig } t$ – t -значимость параметров модели, определяющая уровень ошибки при оценивании соответствующего параметра методом наименьших квадратов.

² $\text{sig } F$ – F -значимость модели, определяющая уровень ошибки при оценивании регрессии в целом.

скользящих средних, включающим процедуры, приведенные ниже [3].

- 1) Сглаживание уровней временного ряда простой скользящей средней с интервалом сглаживания $m = 12$ по формуле:

$$\bar{y}_t = (0,5 \cdot y_{t-6} + y_{t-5} + \dots + y_t + \dots + y_{t+5} + 0,5 \cdot y_{t+6}) / 12. \quad (5)$$

Результаты данной операции представлены в табл. 3. **Таблица 3**

СГЛАЖЕННЫЕ УРОВНИ ВРЕМЕННОГО РЯДА

Месяц	2002	2003	2004	2005	2006	Ср. значение
Январь	-	0,02	-0,05	-0,02	0,00	-0,01
Февраль	-	0,01	-0,08	-0,04	-0,03	-0,03
Март	-	0,01	-0,12	-0,07	0,00	-0,04
Апрель	-	0,00	-0,03	-0,06	-0,04	-0,03
Май	-	-0,02	0,00	-0,05	-0,06	-0,03
Июнь	-	-0,02	0,02	-0,08	-0,08	-0,04
Июль	0,14	-0,04	0,02	-0,05	-	0,02
Август	0,12	-0,02	0,03	-0,02	-	0,03
Сентябрь	0,09	0,03	0,10	0,13	-	0,09
Октябрь	0,00	0,02	0,08	0,09	-	0,05
Ноябрь	-0,06	0,01	0,11	0,06	-	0,03
Декабрь	-0,07	-0,01	0,01	0,03	-	-0,01

- 2) Расчет отклонений фактических значений от уровня сглаженного ряда:

$$x_t = y_t - \bar{y}_t. \quad (6)$$

- 3) Определение предварительных значений сезонной составляющей как средних арифметических \bar{x}_i из уровней x_t для одноименных месяцев.

- 4) Корректировка первоначальных значений сезонной составляющей с целью соблюдения условия равенства нулю суммы значений сезонной составляющей для полного сезонного цикла:

$$s_i = \bar{x}_i - \bar{x} \quad (i = 1, 2, \dots, 12), \quad (7)$$

где $\bar{x} = \sum_{i=1}^{12} \bar{x}_i / 12$.

В результате выполнения перечисленных операций к рассматриваемому ряду базисных индексов была получена оценка аддитивной сезонной составляющей, выраженная в табл. 4.

Таблица 4

ОЦЕНКА АДДИТИВНОЙ СЕЗОННОЙ СОСТАВЛЯЮЩЕЙ S_i РЯДА БАЗИСНЫХ ИНДЕКСОВ ЦЕН НА АВТОБЕНЗИН АИ-92

Месяц	S_i
Январь	-0,010
Февраль	-0,034
Март	-0,045
Апрель	-0,034
Май	-0,031
Июнь	-0,042
Июль	0,019
Август	0,026
Сентябрь	0,085
Октябрь	0,046
Ноябрь	0,031
Декабрь	-0,010

Графическое изображение оценки аддитивной сезонной составляющей приведено на рис. 3.

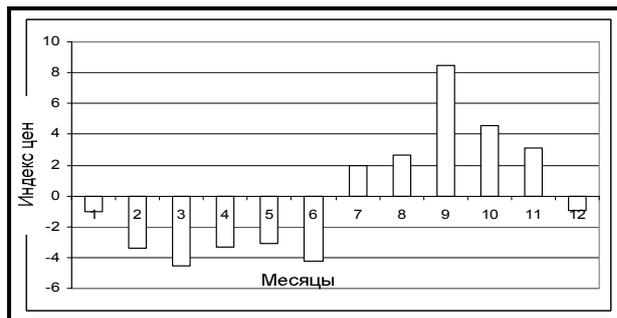


Рис. 3. «Сезонная волна» индекса цен на автобензин АИ-92 в Ивановской области в период 2002-2006 гг.

Таким образом, снижение цен приходится на зимние и весенние месяцы (особенно март) и, напротив, увеличение цен наблюдается в летние и особенно в ранние осенние месяцы (особенно сентябрь). Амплитуда колебаний от «самого дешевого» до «самого дорогого» месяца составляет около 13% от соответствующего среднего базисного уровня.

Сезонная корректировка (десезонализация) исходных данных и последующая оценка параметров полиномиального тренда 2-го порядка по скорректированным уровням ряда вполне естественно приводит к более качественной регрессионной модели (табл. 5).

Таблица 5

РЕЗУЛЬТАТЫ РЕГРЕССИОННОГО АНАЛИЗА ВРЕМЕННОГО РЯДА БАЗИСНЫХ ИНДЕКСОВ ЦЕН НА АВТОБЕНЗИН АИ-92 В ИВАНОВСКОЙ ОБЛАСТИ

Факторы	Коэффициенты	sig F	sig(t)	R ²
1) Модель, построенная по исходным данным				
Const	0,852	-	9,05·10 ⁻⁴⁰	-
t	0,026	1,18·10 ⁻⁴¹	1,18·10 ⁻⁴¹	0,958
2) Модель, построенная по данным, скорректированным на аддитивную сезонность				
Const	0,859	-	4,86·10 ⁻⁴¹	-
t	0,026	1,63·10 ⁻⁴²	1,63·10 ⁻⁴²	0,961

Значение коэффициента детерминации $R^2 = 0,961$ свидетельствует о том, что динамика цен на бензин марки АИ-92 в период 2002-2006 гг. на 96,1% определяется линейно возрастающей тенденцией и аддитивными сезонными колебаниями. Регулярная составляющая соответствующей тренд-сезонной модели имеет вид:

$$\hat{y}_t = 0,859 + 0,026 t + s_t, \quad (8)$$

где t – порядковый номер месяца, начиная с января 2002 г.; s_t – сезонная компонента, значения которой приведены в табл. 4.

Еще более удачной оказалась попытка построения мультипликативной тренд-сезонной модели рассматриваемого временного ряда. Выделение сезонной компоненты происходит практически по той же методике, что и для аддитивного случая. Отличие состоит лишь в том, что на втором шаге в качестве отклонений фактических значений от уровней сглаженного ряда берутся не разности, а частные соответствующих величин:

$$x_t = \frac{y_t}{\bar{y}_t}, \quad (9)$$

а также в проведении корректировки первоначальных значений сезонной составляющей на четвертом шаге:

$$s_i = \frac{\bar{x}_i}{x} \quad (i = 1, 2, \dots, 12). \quad (10)$$

Результаты сглаживания уровней временного ряда простой скользящей средней представлены в табл. 6.

Таблица 6

СГЛАЖЕННЫЕ УРОВНИ ВРЕМЕННОГО РЯДА С ПОМОЩЬЮ МУЛЬТИПЛИКАТИВНОЙ МОДЕЛИ

Месяц	2002	2003	2004	2005	2006	Ср. значение
Январь	-	1,02	0,97	0,99	1,00	0,99
Февраль	-	1,01	0,94	0,98	0,99	0,98
Март	-	1,01	0,92	0,96	1,00	0,97
Апрель	-	1,00	0,98	0,97	0,98	0,98
Май	-	0,99	1,00	0,97	0,97	0,98
Июнь	-	0,98	1,01	0,96	0,96	0,98
Июль	1,13	0,97	1,01	0,98	-	1,02
Август	1,10	0,98	1,02	0,99	-	1,02
Сентябрь	1,08	1,02	1,06	1,06	-	1,05
Октябрь	1,00	1,01	1,04	1,04	-	1,03
Ноябрь	0,95	1,01	1,06	1,03	-	1,01
Декабрь	0,94	0,99	1,01	1,02	-	0,99

Полученные значения мультипликативной сезонной составляющей приведены в табл. 7.

Таблица 7

ОЦЕНКА МУЛЬТИПЛИКАТИВНОЙ СЕЗОННОЙ СОСТАВЛЯЮЩЕЙ s_i РЯДА БАЗИСНЫХ ИНДЕКСОВ ЦЕН НА АВТОБЕНЗИН АИ-92

Месяц	s_i %
Январь	0,992
Февраль	0,078
Март	0,971
Апрель	0,981
Май	0,983
Июнь	0,977
Июль	1,020
Август	1,022
Сентябрь	1,053
Октябрь	1,024
Ноябрь	1,011
Декабрь	0,988

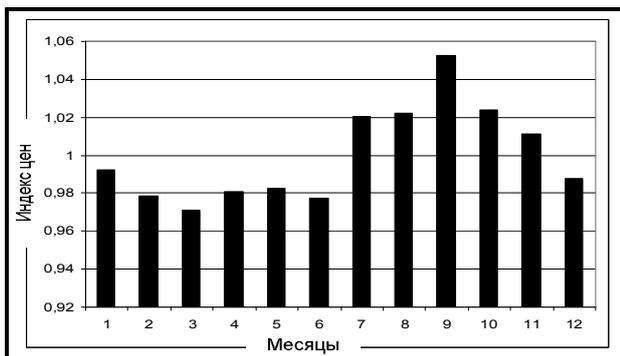


Рис. 4. Мультипликативная сезонная составляющая базисных индексов цен на автобензин АИ-92 в Ивановской области в период 2002-2006 гг.

Графическое изображение оценки мультипликативной сезонной составляющей приведено на рис. 4.

Общая форма мультипликативной сезонной волны во многом схожа с формой волны аддитивной. Совпадают и месяцы максимального сезонного повышения и снижения цены.

Параметры модели, построенной по данным, скорректированным на мультипликативную сезонность, представлены в табл. 8.

Таблица 8

РЕЗУЛЬТАТЫ РЕГРЕССИОННОГО АНАЛИЗА ВРЕМЕННОГО РЯДА БАЗИСНЫХ ИНДЕКСОВ ЦЕН НА АВТОБЕНЗИН АИ-92 В ИВАНОВСКОЙ ОБЛАСТИ, СКОРРЕКТИРОВАННЫЕ НА МУЛЬТИПЛИКАТИВНУЮ СЕЗОННОСТЬ

Факторы	Коэффициенты	sig F	sig(t)	R ²
Const	0,860	4,78·10 ⁻⁴⁴	1,44·10 ⁻⁴²	0,965
t	0,026		4,78·10 ⁻⁴⁴	

Соответствующая регулярная составляющая имеет вид:

$$\hat{y}_t = (0,86 + 0,026 t) * s_t, \quad (11)$$

где по-прежнему

t – порядковый номер месяца, начиная с января 2002 г.;

s_t – сезонная компонента, значения которой приведены в табл. 7.

При этом построенная модель объясняет около 97% динамики индексов цен на бензин марки АИ-92 в Ивановской области. То, что именно мультипликативная модель продемонстрировала лучшее качество, говорит о небольшом увеличении амплитуды колебаний цен в рассматриваемом периоде.

Таким образом, формула (11) вполне может быть использована для прогнозирования цен, по крайней мере, на ближайший год.

1.3. Прогнозирование динамики цен

Для прогноза используется регулярная составляющая временного ряда, определяемая трендовой и сезонной компонентами (см. табл. 7).

$$\hat{y}_t = u_t * s_t^{(i)}, \quad (12)$$

где

t = 61, 62, ..., 72;

i = 1, 2, ..., 12.

На основании проведенных расчетов сделан прогноз динамики индексов цен на бензин марки Р-92 на текущий год (табл. 9).

Таблица 9

ПРОГНОЗНЫЕ ИНДЕКСЫ ЦЕНЫ НА БЕНЗИН АИ-92 В ИВАНОВСКОЙ ОБЛАСТИ НА 2007 г. ПО МУЛЬТИПЛИКАТИВНОЙ ТРЕНД-СЕЗОННОЙ МОДЕЛИ

Месяц	Прогноз	Фактическое значение	Абсолютная ошибка	Относительная ошибка, %
Январь	101,54	100,10	1,44	1,42
Февраль	99,66	100,00	-0,34	0,35
Март	100,28	99,29	0,99	0,98
Апрель	102,07	100,00	2,07	2,03
Май	101,23	100,89	0,34	0,33
Июнь	100,47	100,00	0,47	0,47
Июль	105,44	100,00	5,44	5,16
Август	101,18	100,00	1,18	1,16
Сентябрь	104,01	99,13	4,88	4,69
Октябрь	99,75	100,09	-1,88	1,91
Ноябрь	100,16	104,31	-4,56	4,57
Декабрь	98,59	103,22	-4,63	4,69

Как видим, относительные отклонения расчетных значений индексов от фактических значений по отдельным месяцам чуть превышает 5%. Совокупная относительная ошибка прогноза в течение всего года незначительна и составляет всего 2,31%, что свидетельствует о достаточно высоких прогностических свойствах построенной модели.

На рис. 5 представлен график абсолютной ошибки прогноза индексов цен на бензин марки АИ-92 в Ивановской области.

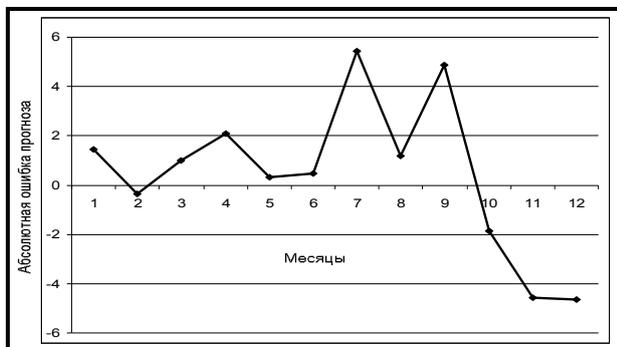


Рис. 5. Абсолютная ошибка прогноза индексов цен на автобензин АИ-92 в Ивановской области на 2007 г.

Анализ временных рядов, хотя и используется часто для прогнозирования развития различных процессов во времени, не предполагает выявления причинно-следственных связей между факторами. На следующем этапе исследования с помощью методов корреляционно-регрессионного анализа мы попытались выявить факторы, воздействующие на динамику цен на автобензины, а также определить наиболее адекватную форму такого воздействия. В данной работе рассматривались три формы регрессионных моделей:

- линейная:

$$y = \alpha_0 + \alpha_1 x_1 + \dots + \alpha_m x_m + \varepsilon ; \quad (13)$$

- лог-линейная:

$$\ln y = \alpha_0 + \alpha_1 x_1 + \dots + \alpha_m x_m + \varepsilon ; \quad (14)$$

- логарифмическая:

$$\ln y = \alpha_0 + \alpha_1 \ln x_1 + \dots + \alpha_m \ln x_m + \varepsilon , \quad (15)$$

где ε – случайная компонента, подчеркивающая стохастичность связи между показателями.

В нашем случае в качестве результирующей переменной y выступает цена на бензин АИ-92 (PP) в Ивановской области. При выборе объясняющих переменных (факторных признаков) мы руководствовались, во-первых, содержательными соображениями, учитывая объективное воздействие того или иного фактора на цену бензина, во-вторых, наличием соответствующей информации по данному показателю. К сожалению, доступная статистическая база оказалась не столь объемной и не вполне синхронной, как хотелось бы.

В результате предварительного анализа были выделены три факторных показателя:

- OP – мировая цена на нефть Urals, долл. / барр. (использовались данные) [6];
- ICP – индекс потребительских цен (данные СПС «Консультант Плюс»);
- IVR – индекс объема реализации (данные, предоставленные региональным УФАС) [8].

Первый из перечисленных показателей отражает сырьевую составляющую цены на автобензин. Дина-

мика мировых цен на нефть Urals, добываемой и потребляемой преимущественно в России, неизбежно должна в той или иной степени воздействовать на динамику стоимости реализуемого в регионах бензина.

Второй показатель, на первый взгляд, выглядит скорее результирующим по отношению к PP , чем объясняющим. Действительно, как подчеркивалось в настоящей работе, цена на нефтепродукты в значительной степени влияет на потребительскую ценовую конъюнктуру в регионе. Однако в данном случае нас более интересует обратный эффект – как общая ценовая тенденция на потребительские товары воздействует на цену одного конкретного продукта. Аргументом в пользу выбора третьего фактора явился классический постулат о взаимосвязи между ценой на товар и объемами его реализации. Выявленная ранее сезонность ценообразования на автобензины, по видимому, определяющим образом вызвана именно колебаниями спроса на данный продукт в течение года.

Исходной базой для настоящего исследования послужили средние квартальные данные выделенных показателей в период 2002-2006 гг.

2. МЕТОДИКА ПОСТРОЕНИЯ И АНАЛИЗА ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИХ МОДЕЛЕЙ ЦЕНООБРАЗОВАНИЯ НА АВТОБЕНЗИНЫ [1]

2.1. Проведение корреляционного анализа выбранных факторов в соответствии с тремя выбранными формами моделей (табл. 10-12)

Таблица 10

КОРРЕЛЯЦИОННАЯ МАТРИЦА ФАКТОРОВ ДЛЯ ЛИНЕЙНОЙ МОДЕЛИ

Показатели	PP	OP	ICP	IVR
PP	1,000	0,941	0,962	0,678
OP	0,941	1,000	0,937	0,721
ICP	0,962	0,937	1,000	0,461
IVR	0,678	0,721	0,461	1,000

Таблица 11

КОРРЕЛЯЦИОННАЯ МАТРИЦА ФАКТОРОВ ДЛЯ ЛОГ-ЛИНЕЙНОЙ МОДЕЛИ

Показатели	$\ln(PP)$	OP	ICP	IVR
$\ln(PP)$	1,000	0,928	0,964	0,655
OP	0,928	1,000	0,937	0,721
ICP	0,964	0,937	1,000	0,461
IVR	0,655	0,721	0,461	1,000

Таблица 12

КОРРЕЛЯЦИОННАЯ МАТРИЦА ФАКТОРОВ ДЛЯ ЛОГАРИФМИЧЕСКОЙ МОДЕЛИ

Показатели	$\ln(PP)$	$\ln(OP)$	$\ln(ICP)$	$\ln(IVR)$
$\ln(PP)$	1,000	0,947	0,966	0,650
$\ln(OP)$	0,947	1,000	0,943	0,709
$\ln(ICP)$	0,966	0,943	1,000	0,441
$\ln(IVR)$	0,650	0,709	0,441	1,000

Как видим, результирующая переменная (PP или $\ln(PP)$) в наибольшей степени коррелирует с переменными ICP и OP и их логарифмами, но эти факторы демонстрируют высокую взаимную корреляцию, что при-

водит к мультиколлинеарности потенциальной модели, их содержащей. Отсюда вытекает нецелесообразность построения трехфакторных моделей, а также двухфакторных моделей, в которых в качестве объясняющих переменных выступают одновременно и индекс потребительских цен, и индекс цен на нефть.

2.2. Построение различных вариантов однофакторных регрессионных моделей

В табл. 13-15 представлены сравнительные анализы линейных, лог-линейных и логарифмических однофакторных моделей ценообразования на бензин марки АИ-92 соответственно.

Таблица 13

СРАВНИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ ЛИНЕЙНЫХ ОДНОФАКТОРНЫХ РЕГРЕССИОННЫХ МОДЕЛЕЙ ЦЕНООБРАЗОВАНИЯ НА АВТОБЕНЗИН МАРКИ АИ-92

№	Вид регрессионной модели	Оценка параметров	sig t	R ²	sig F
1	PP = α ₀ + α ₁ OP	α ₀ = 4,023	9,27·10 ⁻⁶	-	-
		α ₁ = 0,220	1,22·10 ⁻¹²	-	-
		-	-	0,903	1,22·10 ⁻¹²
2	PP = α ₀ + α ₁ ICP	α ₀ = -6,313	8,13·10 ⁻⁶	-	-
		α ₁ = 0,123	1,97·10 ⁻¹⁴	-	-
		-	-	0,942	1,97·10 ⁻¹⁴
3	PP = α ₀ + α ₁ IVR	α ₀ = -6,436	0,004	-	-
		α ₁ = 1,23·10 ⁻⁶	1,23·10 ⁻⁹	-	-
		-	-	0,819	1,23·10 ⁻⁹

Таблица 14

СРАВНИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ ЛОГ-ЛИНЕЙНЫХ ОДНОФАКТОРНЫХ РЕГРЕССИОННЫХ МОДЕЛЕЙ ЦЕНООБРАЗОВАНИЯ НА АВТОБЕНЗИН МАРКИ АИ-92

№	Вид регрессионной модели	Оценка параметров	sig t	R ²	sig F
1	ln PP = α ₀ + α ₁ OP	α ₀ = 1,822	5,15·10 ⁻¹⁹	-	-
		α ₁ = 0,017	1,91·10 ⁻¹¹	-	-
		-	-	0,876	1,91·10 ⁻¹¹
2	ln PP = α ₀ + α ₁ OP	α ₀ = 0,990	7,44·10 ⁻¹⁰	-	-
		α ₁ = 0,010	1,23·10 ⁻¹³	-	-
		-	-	0,931	1,23·10 ⁻¹³
3	ln PP = α ₀ + α ₁ IVR	α ₀ = 1,008	5,78·10 ⁻⁶	-	-
		α ₁ = 9,61·10 ⁻⁸	5,14·10 ⁻⁹	-	-
		-	-	0,795	5,14·10 ⁻⁹

Таблица 15

СРАВНИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ ЛОГАРИФМИЧЕСКИХ ОДНОФАКТОРНЫХ РЕГРЕССИОННЫХ МОДЕЛЕЙ ЦЕНООБРАЗОВАНИЯ НА АВТОБЕНЗИН МАРКИ АИ-92

№	Вид регрессионной модели	Оценка параметров	sig t	R ²	sig F
1	ln PP = α ₀ + α ₁ ln OP	α ₀ = -0,131	0,385	-	-
		α ₁ = 0,730	9,08·10 ⁻¹⁵	-	-
		-	-	0,938	9,08·10 ⁻¹⁵
2	ln PP = α ₀ + α ₁ ln ICP	α ₀ = -5,169	2,82·10 ⁻¹¹	-	-
		α ₁ = 1,527	1,23·10 ⁻¹⁴	-	-
		-	-	0,944	1,23·10 ⁻¹⁴
3	ln PP = α ₀ + α ₁ ln IVR	α ₀ = -23,308	1,29·10 ⁻⁸	-	-
		α ₁ = 1,560	2,06·10 ⁻⁹	-	-
		-	-	0,811	2,06·10 ⁻⁹

При традиционном уровне значимости sig t = 0,05 статистически значимыми являются все однофакторные модели относительно объясняющих переменных OP, ICP и IVR. Сообразно значению коэффициента детерминации и F-значимости, наиболее качественной представляется логарифмическая модель регрессии:

$$\ln(PP) = -5,169 + 1,53 \ln(ICP) \quad (16)$$

Оценка α₁ = 1,53 показывает, что увеличение индекса потребительских цен на 1% сопровождалось в рассматриваемом периоде увеличением цены на автобензин в Ивановской области в среднем примерно на 1,5%.

Оценка аналогичного логарифмического уравнения, связывающего динамику мировых цен на нефть с динамикой цены на бензин, дает коэффициент эластичности, равный примерно 0,73, а динамику объемов реализации бензина в Ивановской области с динамикой цены на бензин – 1,56.

2.3. Построение различных вариантов двухфакторных регрессионных моделей

Как уже было сказано, процесс построения многофакторных моделей ценообразования затруднен наличием тесной взаимосвязи между объясняющими факторами, приводящей как к незначимости отдельных параметров регрессионного уравнения, так и к искажению формы соответствующей зависимости.

Исключение одной объясняющей переменной из трех рассматриваемых производилось на основе критерия «наибольшей незначимости» коэффициента частной корреляции результирующей переменной PP или ln(PP) с каждой из объясняющих переменных.

Таблица 16

СРАВНИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ ЛОГ-ЛИНЕЙНЫХ ДВУХФАКТОРНЫХ РЕГРЕССИОННЫХ МОДЕЛЕЙ ЦЕНООБРАЗОВАНИЯ НА АВТОБЕНЗИН МАРКИ АИ-92

№	Вид регрессионной модели	Оценки параметров	sig t	R ²	sig F
1	Линейная PP = α ₀ + α ₁ OP + α ₂ IVR	α ₀ = 7,465	0,002	-	-
		α ₁ = 0,102	0,032	-	-
		α ₂ = 1,528	0,081	-	-
-	-	-	0,919	0,007	-
2	Лог-линейная ln(PP) = α ₀ + α ₁ OP + α ₂ IVR	α ₀ = 2,131	1,35·10 ⁻⁵	-	-
		α ₁ = 0,007	0,049	-	-
		α ₂ = 0,139	0,064	-	-
-	-	-	0,913	0,008	-
3	Логарифмическая ln(PP) = α ₀ + α ₁ ln(OP) + α ₂ ln(IVR)	α ₀ = 1,216	0,022	-	-
		α ₁ = 0,335	0,029	-	-
		α ₂ = 0,121	0,075	-	-
-	-	-	0,933	0,005	-
4	Линейная PP = α ₀ + α ₁ IPC + α ₂ IVR	α ₀ = -2,986	0,537	-	-
		α ₁ = 0,114	0,040	-	-
		α ₂ = 1,737	0,056	-	-
-	-	-	0,911	0,008	-
5	Лог-линейная ln(PP) = α ₀ + α ₁ IPC + α ₂ IVR	α ₀ = 1,338	0,016	-	-
		α ₁ = 0,009	0,041	-	-
		α ₂ = 0,150	0,038	-	-
-	-	-	0,920	0,006	-
6	Логарифмическая ln(PP) = α ₀ + α ₁ ln(IPC) + α ₂ ln(IVR)	α ₀ = -2,860	0,170	-	-
		α ₁ = 1,091	0,039	-	-
		α ₂ = 0,148	0,040	-	-
-	-	-	0,922	0,006	-

В табл. 16 представлен сравнительный анализ двух-факторных моделей ценообразования на бензин, обладающих приемлемыми статистическими качествами.

Все двухфакторные модели при указанном выше уровне в целом статистически значимы. Наилучшей с точки зрения *F*-критерия является логарифмическая модель:

$$\ln(PP) = 1,216 + 0,335 \ln(OP) + 0,121 \ln(IVR) . (17)$$

Если же брать в расчет статистическую значимость параметров регрессии (*sig t*) при том же уровне $\alpha = 0,05$, то единственной моделью, удовлетворяющей этому требованию, является лог-линейная модель с переменными *IPC* и *IVR*:

$$\ln(PP) = 1,338 + 0,009IPC + 0,15IVR . (18)$$

Таким образом, каждый из трех рассматриваемых показателей вносит свою лепту в формирование стоимости автомобильного топлива: в порядке убывания степени тесноты взаимосвязи – индекс потребительских цен, мировые цены на нефть, совокупный объем реализации бензина на региональном рынке. При этом характер взаимодействия во всех трех случаях не слишком отличается от линейного.

Как объясняющая переменная индекс потребительских цен фигурирует во всех статистически качественных уравнениях регрессии. Это говорит о том, что динамика цены автомобильного топлива в целом синхронна общему росту цен на потребительские товары. Отличие лишь в том, что наклон первой кривой круче.

Более высокие темпы роста цен на автобензин по сравнению с темпами роста потребительских цен в целом в рассматриваемом периоде, по-видимому, обусловливаются влиянием прочих факторов. И, в частности, значительным ростом сырьевой составляющей автомобильного бензина – нефти. Не стоит, однако, преувеличивать силу такого влияния. В 2007 г. изменение мировых цен на нефть отнюдь не было монотонным. Цены же на автомобильное топливо по-прежнему либо неуклонно росли, либо на время замирали (в зимний период).

Наконец, влияние третьего фактора – объемов реализации – на наш взгляд, связано в основном с сезонным характером интенсивности использования автомобилей. Большая интенсивность использования влечет большой спрос на бензин, а большой спрос диктует большую цену предложения.

Что же касается некогда популярной версии о сговоре нефтяных компаний по поводу повышения цен на нефтепродукты, то проведенное исследование ее не подтвердило, выявив некоторые объективные факторы ценообразования.

Ермолаев Михаил Борисович

Сизова Ольга Владимировна

Литература

1. Айвазян С.А., Мхитарян В.С. Прикладная статистика и основы эконометрики. – М.: ЮНИТИ, 1998.
2. Алекперов В. Вертикальная интеграция и конкуренция на рынке нефти и нефтепродуктов // Нефть и бизнес. – 1997. – №2.
3. Дуброва Т.А. Статистические методы прогнозирования. – М.: Финансы и статистика, 2003.
4. Иршинская Л.И. Конкурентоспособность и стратегии вертикально-интегрированных нефтяных компаний. – М.: Экономика, 2004.

5. <http://www.slavneft.ru>.
6. <http://www.oilcapital.ru/stat>.
7. <http://www.ivanovonews.ru>.
8. <http://www.fas.gov.ru/article/>.
9. <http://www.gks.ru>.

РЕЦЕНЗИЯ

Автомобильный бензин является товаром, торговля которым производится на всех сегментах товарного рынка – на оптовом рынке продукции производственно-технического назначения, на рынке потребительских товаров и на мировом рынке (экспортный товар, занимающий заметное место в структуре внешней торговли РФ). Поэтому конъюнктура рынка автомобильных бензинов, в первую очередь ее ценовой аспект, во многом определяет ситуацию на товарном рынке в целом. В связи с вышесказанным, тема рецензируемой работы актуальна и своевременна.

В представленной статье проводится статистический анализ ценообразования на автобензины в Ивановской области на основе двух классов эконометрических моделей – тренд-сезонных моделей временного ряда цен на бензин АИ-92, а также классических моделей множественной регрессии, исследующих степень воздействия ряда факторов на среднюю цену бензина в регионе. Отметим разнообразие моделей, используемых авторами в ходе исследования, позволяющее осуществить многокритериальный выбор действительно лучших моделей с точки зрения их прогностических и аналитических свойств. Представляет интерес содержательная интерпретация результатов, полученных в ходе корреляционно-регрессионного анализа. Все необходимые расчеты и умозаключения, выполненные авторами, математически безукоризненны.

В целом структура и качество оформления работы вполне соответствует редакционным стандартам.

Общий вывод: Считаю, что статья Ермолаева М.Б. и Сизовой О.В. может быть представлена к опубликованию в журнале «Аудит и финансовый анализ».

Колибаба В.И., д.э.н., профессор, зав. кафедрой экономики и организации предприятия ГОУ ВПО «Ивановский государственный энергетический университет»

3.13. TRACK RECORD OF THE PRICES ON CAR BENZINE IN IVANOVSKOY AREA: STATISTICAL MODELING

M.K. Ermolaev, Doctor of Science (Economic), Professor of Department Economy and Finance Ivanovo University of Chemistry and Technology;

O.V. Sizova, Candidate of Science (Technical), Associate Professor of Department Economy and Finance Ivanovo University of Chemistry and Technology

Work is dedicated to questions of the pricing on regional market car benzine. Influence of the row factor is researched On the econometrics modeling on cost car benzine in Ivanovskoy area at period 2002-2006. It was cited quantitative assessments of such effect, was made substantial conclusions. The prognostic of the possibility of the row modification trend-seasonal model of the dynamic row of the prices are Researched on benzine AI-92.

Literature

1. S.A. Ayvazyan, V.S. Mhitarian. The Applied statistics and bases econometric. - M.: YUNITI, 1998.
2. V. Alekperov. Vertical integration and competition on the market of the oils and oil products // Oil and biznes. – 1997. – 2.
3. T.A. Dubrova. The Statistical methods of forecasting. – M.: Finance and statistics, 2003.
4. L.I. Irshinskaya. Competitiveness and strategies of the vertical integrated oil company. – M.: Economy, 2004.
5. <http://www.slavneft.ru>.
6. <http://www.oilcapital.ru/stat>.
7. <http://www.ivanovonews.ru>.
8. <http://www.fas.gov.ru/article/>.
9. <http://www.gks.ru>.