

## Краткосрочное прогнозирование показателей развития строительства в регионе (на примере Оренбургской области)

© 2012 О.В. Буреш

доктор экономических наук, профессор

© 2012 Д.Г. Зеленцов

© 2012 Е.Н. Седова

кандидат экономических наук, доцент

© 2012 Л.М. Туктамышева

кандидат экономических наук, доцент

Оренбургский государственный университет

E-mail: dntimofeev@mail.ru

Представлены результаты прогнозирования основных показателей развития строительства на основе адаптивных методов краткосрочного прогнозирования, для учета влияния кризиса используются модели авторегрессии проинтегрированного скользящего среднего с интервенцией.

*Ключевые слова:* адаптивные методы, модель с интервенцией, развитие строительства.

С начала десятилетия в стране и регионах наблюдалась тенденция к росту строительства жилья. В 2009 г. в России на вводе жилья сказало влияние финансового кризиса: ряд проектов был “заморожен” или приостановлен”. Оренбургская область не стала исключением.

Однако в 2011 г. регион добился хороших успехов в строительстве. Общая площадь введенного жилья за 2011 г. составила 743 тыс. м<sup>2</sup>, что на 26 % выше, чем в 2010 г. По темпам роста ввода в действие жилых домов в 2011 г. область находилась на 2-м месте среди субъектов Поволжского федерального округа и на 9-м месте в России<sup>1</sup>.

Часто использование данных в годовой динамике в недостаточной мере характеризует развитие явления или процесс, и в связи с этим возникает необходимость рассмотрения рядов динамики показателей развития строительства по ежемесячным данным, что особенно важно с учетом характерной для строительства ярко выраженной сезонности. Построение моделей и краткосрочное прогнозирование при этом можно проводить как по сопоставимым данным, так и по данным, не приведенным к сопоставимому виду. В последнем случае фактическая инфляция, заложенная в динамике показателя, прогнозируется как бы “заочно”, а прогнозы будут получены в ценах последующих месяцев. Для приведения к сопоставимому виду стоимостных показателей развития строительства применяются различные индексы, например индекс потребительских цен, индекс цен производителей промышленных товаров и т.д. При использовании реальных дан-

ных (в фактических ценах) мы как бы моделируем инфляцию как латентный показатель. Получив прогнозы в ценах будущих периодов, можно легко получить данные в ценах настоящего, заложив при этом ожидаемый уровень инфляции<sup>2</sup>.

Для прогнозирования используем следующие показатели, которые, как правило, предоставляются ежемесячными данными:

- блок 1: показатели, описывающие деятельность строительных организаций (объем выполненных работ по виду деятельности “Строительство”, млн. руб.; доля убыточных организаций в строительстве);
- блок 2: показатели, характеризующие готовую продукцию строительства (ввод в действие жилых домов по всем источникам финансирования, тыс. м, ввод в действие жилых домов за счет индивидуального строительства);
- блок 3: показатели, характеризующие цены и объемы производства важнейших видов продукции для строительства (цена приобретения кирпича керамического, руб.; цена приобретения кирпича силикатного, руб.; цена приобретения краски, руб.; цена приобретения цемента, руб.; производство кирпича, млн. шт. условного кирпича; производство цемента, тыс. м<sup>3</sup>; производство щебня, тыс. м<sup>3</sup>; производство железобетонных конструкций (ЖБК), тыс. м<sup>3</sup>; сводный индекс цен строительной продукции и индекс цен производителей в строительстве (строительно-монтажные работы)).

Информационной базой являлись официальные данные Территориального органа государ-

ственной статистики по Оренбургской области о значениях показателей за период с января 2000 г. по декабрь 2011-го помесечно. Данные за 2011 г. использованы для верификации прогнозов. Ряд показателей подверглись предварительным преобразованиям: так, в целях масштабирования от валового производства щебня в тысячах кубических метров осуществлялся переход к валовому производству в десятках тысячах кубических метров.

Осуществим прогнозирование рассмотренных показателей до конца 2012 г. на основе методов моделирования одномерных временных рядов.

Часто методы прогнозирования основаны на равнозначной оценке исходной информации, независимо от того, отражает эта информация последние или прошлые тенденции развития социально-экономических явлений и процессов<sup>3</sup>. Однако практика показывает, что для точных и надежных прогнозных оценок наиболее ценна информация последних уровней. Значит, наиболее позднюю информацию необходимо оценивать выше, чем информацию, характеризующую тенденцию явления в прошлом. Такая оценка информации может быть произведена путем взвешивания (адаптации). Принцип взвешивания используется в методе экспоненциального сглаживания.

К адаптивным методам прогнозирования также относятся модели Бокса-Дженкинса  $ARIMA(p, d, q)$ :

$$\Delta^d y_t = \alpha_1 \Delta^d y_{t-1} + \alpha_2 \Delta^d y_{t-2} + \dots + \alpha_p \Delta^d y_{t-p} + \varepsilon_t - \beta_1 \delta_{t-1} - \beta_2 \delta_{t-2} - \dots - \beta_q \delta_{t-q},$$

где  $\Delta^d y_t$  -  $d$ -я последовательная разность ряда с уровнями  $x_t$ .

Наиболее распространена в экономических исследованиях модель  $ARIMA(p, d, q)$  со значениями параметров, не превышающих 2.

Методологию Бокса-Дженкинса можно также использовать для моделирования поведения временных рядов с ярко выраженной сезонной компонентой. Сезонная модель обозначается как  $ARIMA(p, d, q)(Ps, Ds, Qs)$ , где  $Ps$  - сезонный параметр авторегрессии;  $Ds$  - порядок сезонной разности;  $Qs$  - сезонный параметр скользящего среднего<sup>4</sup>.

Для идентификации модели проводят графический анализ выборочных автокорреляционных и частных автокорреляционных функций. Также рассчитывают значения специальных информационных критериев, например, Акаике, Шварца, Хеннана-Куинна<sup>5</sup>.

В нашем случае с учетом имевших место изменений в экономической ситуации, связанных с кризисом, принято решение для прогнозирования применять адаптивные модели, сезонный вариант модели  $ARIMA$  ( $SARIMA$ ), а также прерванные модели  $ARIMA$ <sup>6</sup>.

Осуществим моделирование и прогнозирование по блоку показателей, характеризующих деятельность строительных организаций.

Для прогнозирования объема работ по ВЭД "Строительство" была использована сезонная модель  $SARIMA(1,1,0)(1,0,0)$ . Оценка модели имеет вид:

$$(1 - 0.388L)(1 - 0.77L^{12})\Delta y_t = e_t$$

$$y_t = -0.388y_{t-1} + 0.77y_{t-12} + 0.295y_{t-13} + e_t,$$

где  $t = 13, \dots, 120$ .

Модель адекватна, остатки нормально распределены и не автокоррелированы.

Представим прогноз объема работ по ВЭД "Строительство", полученный по модели  $SARIMA$  (рис. 1). Согласно прогнозу, в 2011-2012 гг. ожи-

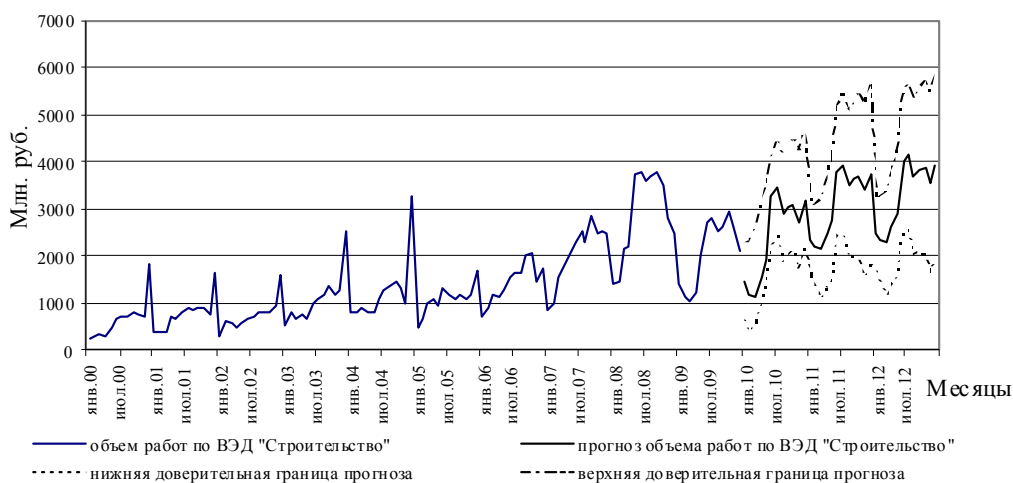


Рис. 1. Прогноз объема работ по ВЭД "Строительство" в Оренбургской области на 2012 г.

дается рост объемов работ по ВЭД “Строительство” вплоть до уровней докризисных лет, при этом с вероятностью 0,95 объем работ будет колебаться в пределах от 1910 до 5925 млн. руб.

Для ряда динамики доли убыточных организаций в строительстве была подобрана сезонная модель *SARIMA* с устойчивым постепенным воздействием:

$$\Delta y_t = \alpha^s \Delta y_{t-s-1} + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \omega I_{t_L} + \varepsilon_t,$$

$$I_t = \begin{cases} 0, & t < t_{\text{криз}} \\ 1, & t = t_{\text{криз}} \\ \delta I_{t-1}, & t > t_{\text{криз}} \end{cases},$$

где  $\delta, \omega$  - параметры воздействия, при этом  $0 < \delta < 1$  - границы стабильности системы;

$\varepsilon_t$  - остаточная компонента - белый шум.

Оценка модели:

$$\hat{\Delta y}_t = 0,674 \Delta y_{t-s-1} - 0,359 \varepsilon_{t-1} + 7,03 \cdot I_t,$$

$$\hat{I}_t = \begin{cases} 0, & t < t_{\text{криз}} \\ 1, & t = t_{\text{криз}} \\ 0,735 I_{t-1}, & t > t_{\text{криз}} \end{cases}.$$

Результат асимптотического изменения (сдвига) среднего равен 26,53 %. То есть вследствие кризиса доля убыточных организаций в строительстве увеличилась в среднем на 26 %.

Перейдем ко второму блоку показателей, осуществим моделирование и прогнозирование ряда динамики ввода в действие жилых домов из всех источников финансирования. В соответствии с компонентным составом временного ряда и характером сезонности следует использовать сезонную адаптивную модель с линейным трендом и аддитивной сезонностью.

$$\begin{aligned} y_t &= f_t + g_t + \varepsilon_t \\ f_t &= \alpha \cdot (y_t - g_{t-12}) + (1 - \alpha) \cdot (f_{t-1} + c_{t-1}) \\ g_t &= \beta (y_t - f_t) + (1 - \beta) g_{t-12} \\ c_t &= \gamma (f_t - f_{t-1}) + (1 - \gamma) c_{t-1} \end{aligned},$$

где  $g_t$  - аддитивный показатель сезонности;

$f_t$  - отражает тенденцию развития процесса;

$c_t$  - абсолютный прирост, характеризующий изменение среднего уровня процесса, или аддитивный коэффициент роста  $\alpha, \beta, \gamma$  - параметров сглаживания, причем  $0 < \alpha, \beta, \gamma < 1$ .

Значения параметров адаптации определили на основе перебора на сетке. Оценка модели имеет вид:

$$\begin{aligned} \hat{y}_t &= \hat{f}_t + \hat{g}_t \\ \hat{f}_t &= 0.1 \cdot (y_t - \hat{g}_{t-12}) + 0.9 \cdot (\hat{f}_{t-1} + \hat{c}_{t-1}) \\ \hat{g}_t &= 0.1 (y_t - \hat{f}_t) + 0.9 \hat{g}_{t-12} \\ \hat{c}_t &= 0.1 (\hat{f}_t - \hat{f}_{t-1}) + 0.9 \hat{c}_{t-1} \\ f_0 &= 30.46; c_0 = 0.274 \end{aligned}$$

Остатки по данной модели удовлетворяют свойствам белого шума, т.е. нормально распределены и не автокоррелированы.

Для прогнозирования также была применена сезонная модель Бокса-Дженкинса. Порядок интегрирования определен с помощью критерия Дики-Фулера обнаружения единичного корня<sup>7</sup>. По характеру автокорреляционной и частной автокорреляционной функции и по минимальным значениям критериев Акаике и Шварца удалось подобрать модель *SARIMA*(0,1,1)(1,0,1):

$$\Delta \hat{y}_t = 0,925 \delta_{t-1} + 0,938 \Delta y_{t-s} + 0,374 \delta_{t-s-1},$$

$$t = 13, \dots, 120.$$

Модель адекватна, остатки нормально распределены и не автокоррелированы.

Осуществим верификацию прогноза прямым методом, т.е. на основании его сопоставления с прогнозом по другому “эталонному” методу на основе статистики (*U*) Тейла. Статистика  $U = 1,36$ , что свидетельствует о высоких прогнозных качествах адаптивной модели по сравнению с моделью *SARIMA*. В дальнейшем для верификации также используется этот метод, для прогнозирования используются модели, которые дают значения статистики Тейла меньше 1.

Прогноз по модели экспоненциального сглаживания в целом дал более низкие значения, чем прогноз по модели *SARIMA*, за год в первом случае ожидается ввод жилых домов площадью 705 тыс. м<sup>2</sup>, а во втором - 755 тыс. м<sup>2</sup> общей площади. Однако модель экспоненциального сглаживания дает более высокий прогноз на декабрь 2011 г. - 140,6 тыс. м<sup>2</sup> по сравнению с моделью *SARIMA*, по которой в декабре 2011 г. ожидается ввод только 104 тыс. м<sup>2</sup> нового жилья. С учетом этого и для улучшения качества прогноза был построен обобщенный прогноз, результаты представлены на рис. 2.

Согласно прогнозу на 2012 г. по модели *SARIMA* в итоге за год будет введено в действие жилых домов в объеме 765 тыс. м<sup>2</sup>, по модели экспоненциального сглаживания 634 тыс. м<sup>2</sup>.

Осуществим прогнозирование ряда динамики ввода жилых домов за счет индивидуального строительства. Было установлено, что ряд содержит тренд и сезонную составляющую. В соот-

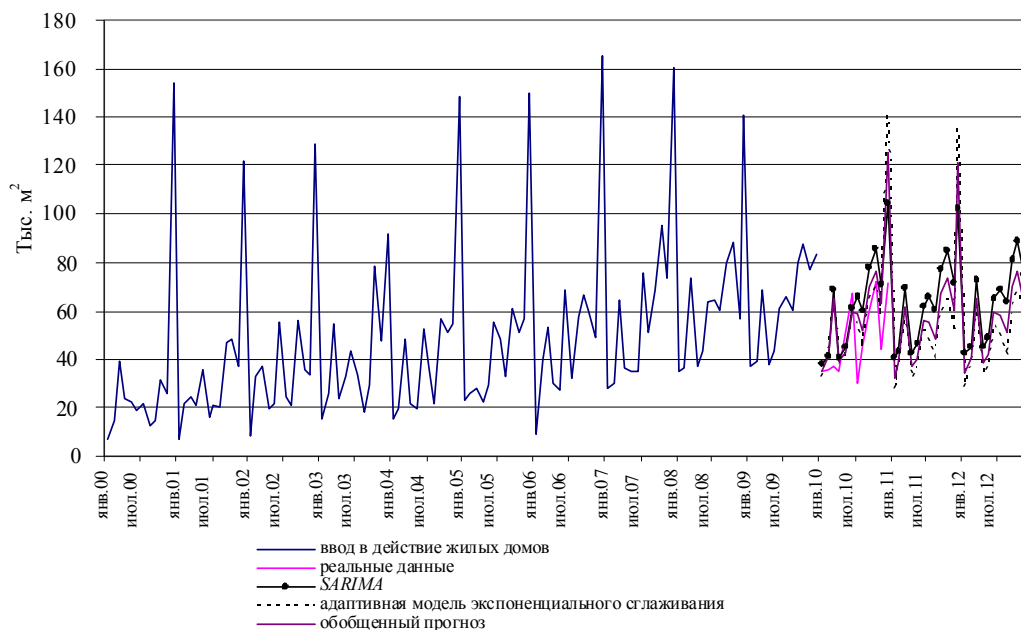


Рис. 2. Прогноз ввода в действие жилых домов в Оренбургской области на 2011-2012 гг.

ветствии с компонентным составом оценивалась сезонная адаптивная модель с линейным трендом и мультипликативной сезонностью, известная как модель Уинтерса. Оценка модели имеет вид:

$$\begin{aligned}\hat{y}_t &= \hat{f}_t \hat{m}_t \\ \hat{f}_t &= 0.2 \cdot (y_t / \hat{m}_{t-12}) + 0.8 \cdot (\hat{f}_{t-1} + \hat{c}_{t-1}) \\ \hat{m}_t &= 0.5(y_t / \hat{f}_t) + 0.5\hat{m}_{t-12} \\ \hat{c}_t &= 0.1(\hat{f}_t - \hat{f}_{t-1}) + 0.9\hat{c}_{t-1} \\ f_0 &= 18,52; c_0 = 0.14\end{aligned}$$

Модель адекватна, остатки нормально распределены и не автокоррелированы.

Удалось также идентифицировать и оценить модель  $SARIMA(2,1,0)(1,0,0)$ :

$$(1 + 0.713L + 0.324L^2)(1 - 0.683L^{12})\Delta y_t = \varepsilon_t$$

$$y_t = -0.713y_{t-1} - 0.324y_{t-2} + 0.683y_{t-12} + e_t, \\ t = 13, \dots, 120.$$

Модель адекватна, остатки нормально распределены и не автокоррелированы.

Построим обобщенный прогноз, веса определим исходя из величины остаточных дисперсий по каждой модели (0,52 для модели экспоненциально-

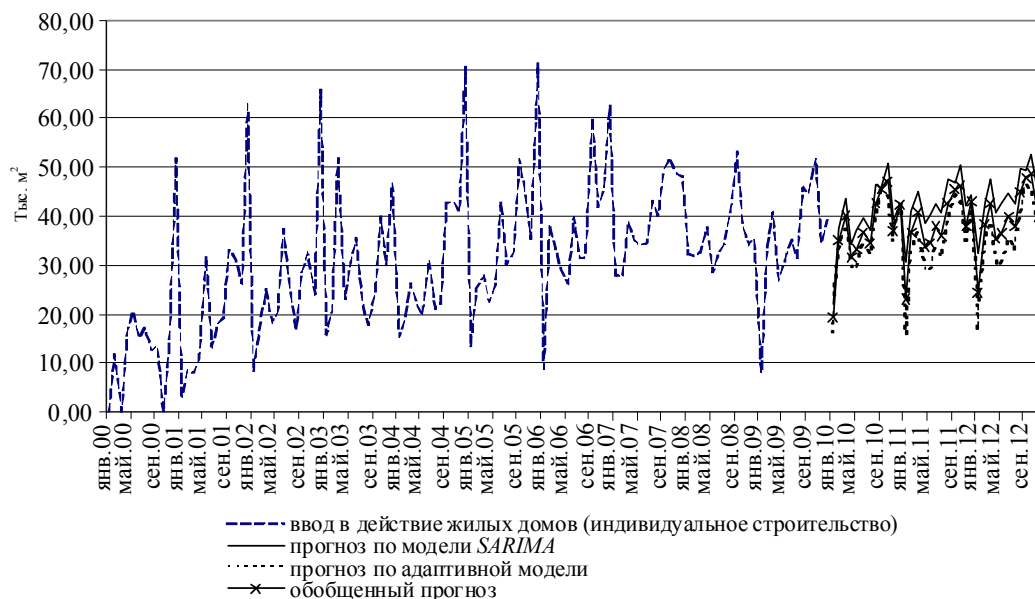


Рис. 3. Прогноз ввода в действие жилых домов за счет индивидуального строительства в Оренбургской области на 2012 г.

го сглаживания, 0,48 для модели *SARIMA*) (рис. 3). Согласно полученному прогнозу, наибольший ввод в действие жилых домов по индивидуальному строительству должен был ожидаться в октябре 2010 г. - 50,76 тыс. м<sup>2</sup>, наименьший ввод в январе 2011 г. К концу 2012 г. согласно обобщенному прогнозу ожидается ввод в действие жилых домов по индивидуальному строительству в размере 43 тыс. м<sup>2</sup>.

Интерес представляет также прогноз цен на основные строительные материалы (блок 3) -

цемент, краску, кирпич силикатный и керамический. Для рядов динамики цены на цемент и краску были подобраны сезонные модели *ARIMA* с устойчивым постепенным воздействием.

Оценки моделей цен на основные строительные материалы представлены в табл. 1<sup>8</sup>. Модели адекватны, остатки нормально распределены и не автокоррелированы. Прогнозные значения цен на основные строительные материалы представлены в табл. 1.

**Таблица 1. Модели прогнозирования цен на основные строительные материалы в Оренбургской области**

Материал	Модель <i>SARIMA</i>
Цемент	$(1 - 0.39L)(1 - 0.29L^{12})\Delta y_{t \text{ цемент}} = -974,869I_t + e_t$ $I_t = \begin{cases} 0, & t < t_{\text{криз}} \\ 1, & t = t_{\text{криз}} \\ 0,376I_{t-1}, & t > t_{\text{криз}} \end{cases}$
Кирпич силикатный	$(1 + 0.721L^{12} + 0,327L^{24})\Delta y_{t \text{ кирп.силик.}} = e_t$
Кирпич керамический	$(1 + 0.769L + 0.542L^2)(1 + 0.446L^{12} + 0,447L^{24})\Delta y_{t \text{ кирп.керам.}} = e_t$
Краска	$\Delta y_{t \text{ краска}} = 0.65e_{t-12} - 1536.42I_t + e_t$ $I_t = \begin{cases} 0, & t < t_{\text{криз}} \\ 1, & t = t_{\text{криз}} \\ 0,96I_{t-1}, & t > t_{\text{криз}} \end{cases}$

**Таблица 2. Модели прогнозирования объемов производства на основные строительные материалы в Оренбургской области**

Строительный материал	Модель <i>SARIMA</i>	Модель экспоненциального сглаживания
Цемент	$\hat{y}_t = 47,46 + 0,581y_{t-1} + 0,365y_{t-12} + 0,448y_{t-24}$	$\hat{y}_t = \hat{f}_t \hat{m}_t$ $\hat{f}_t = 0,7 \cdot (y_t / \hat{m}_{t-12}) + 0,3 \cdot \hat{f}_{t-1}$ $\hat{m}_t = 0,1(y_t / \hat{f}_t) + 0,9\hat{m}_{t-12}$ $f_0 = 53,35$
Кирпич	$\hat{y}_t = 1,71 + 0,883y_{t-1} + 0,301y_{t-12}$	$\hat{y}_t = \hat{f}_t \hat{m}_t$ $\hat{f}_t = 0,6 \cdot (y_t / \hat{m}_{t-12}) + 0,4 \cdot \hat{f}_{t-1}$ $\hat{m}_t = 0,1(y_t / \hat{f}_t) + 0,9\hat{m}_{t-12}$ $f_0 = 6,548$
Щебень	$\hat{y}_t = 5,985 + 0,705y_{t-1}$	$\hat{y}_t = \hat{f}_t \hat{m}_t$ $\hat{f}_t = 0,8 \cdot (y_t / \hat{m}_{t-12}) + 0,2 \cdot \hat{f}_{t-1}$ $\hat{m}_t = 0,1(y_t / \hat{f}_t) + 0,9\hat{m}_{t-12}$ $f_0 = 417,8$
Сборные железобетонные конструкции	$\hat{y}_t = 10,13 + 0,978y_{t-1} - 0,348e_{t-1} + 0,236y_{t-12}$	$\hat{y}_t = \hat{f}_t \hat{m}_t$ $\hat{f}_t = 0,7 \cdot (y_t / \hat{m}_{t-12}) + 0,3 \cdot \hat{f}_{t-1}$ $\hat{m}_t = 0,1(y_t / \hat{f}_t) + 0,9\hat{m}_{t-12}$ $f_0 = 6,057$

Согласно построенным моделям, в прогнозном периоде ожидается снижение цен на цемент (в среднем на 17 %), краску (на 15 %) и кирпич керамический (снижение на 6 %), что можно объяснить снижением спроса на данные строительные материалы. Рост цен на кирпич силикатный (в среднем на 16 %) можно пояснить снижением объемов производства.

Осуществим моделирование и прогнозирование объемов производства основных видов материалов для строительства.

В табл. 2 представлены прогнозные модели производства основных видов строительных материалов.

Модели адекватны, остатки нормально распределены и не автокоррелированы. По представленным моделям ожидается рост производства на все виды строительных материалов. Так, в декабре 2012 г. производство кирпича должно возрасти на 35 % по сравнению с началом 2011 г. по адаптивной модели, а по модели *SARIMA* - в 1,9 раза и достигнет уровня 4,08 млн. условных кирпичей. Производство цемента должно увеличиться от 47 % (по адаптивной модели) до 1,16 раза (по модели *SARIMA*) и составить в декабре 2012 г. 33,1 тыс. т. Производство щебня будет расти меньшими темпами и возрастет лишь на 6-8 % от уровня начала 2011 г. по обеим моделям. К концу 2012 г. производство сборных железобетонных конструкций возрастет до 3,36 тыс. м<sup>3</sup> по адаптивной модели и до 5,27 тыс. м<sup>3</sup> по модели *SARIMA*.

Осуществим моделирование и прогнозирование индекса цен на строительные-монтажные работы. Проверка показала отсутствие тренда и

наличие сезонности. В соответствии с компонентным составом была идентифицирована и оценена адаптивная сезонная модель без тренда и с аддитивной сезонностью:

$$\begin{aligned}\hat{y}^{\text{Инд.ценСМР}}_t &= \hat{f}_t + \hat{g}_t \\ \hat{f}_t &= 0,1 \cdot (y^{\text{Инд.ценСМР}}_t - \hat{g}_{t-12}) + 0,9 \cdot \hat{f}_{t-1} \\ \hat{g}_t &= 0,1(y_t - \hat{f}_t) + 0,9\hat{g}_{t-12} \\ f_0 &= 101,3\end{aligned}$$

Оценка модели *SARMA* (0,0,0)(2,0,0) имеет вид  $\hat{y}^{\text{Инд.ценСМР}}_t = 101,41 + 0,342y_{t-12} + 0,322y_{t-24}$ .

Обе модели адекватны, их остатки нормально распределены и не автокоррелированы. На рис. 4 представлены прогнозные значения индекса цен на строительные-монтажные работы (средняя ошибка аппроксимации по обеим моделям не превысила 2,4 %).

Для прогнозирования сводного индекса цен строительной продукции в соответствии с компонентным составом ряда использовалась сезонная адаптивная модель без тренда и с аддитивной сезонностью. Оценка модели имеет вид

$$\begin{aligned}\hat{y}^{\text{Инд.свод.цен}}_t &= \hat{f}_t + \hat{g}_t \\ \hat{f}_t &= 0,1 \cdot (y^{\text{Инд.свод.цен}}_t - \hat{g}_{t-12}) + 0,9 \cdot \hat{f}_{t-1} \\ \hat{g}_t &= 0,1(y_t - \hat{f}_t) + 0,9\hat{g}_{t-12} \\ f_0 &= 101,3\end{aligned}$$

Также была идентифицирована и оценена модель *SARMA* (0,0,0)(1,0,0):  $\hat{\Delta^s y}_t = -0,431\Delta^s y_{t-1}$ .

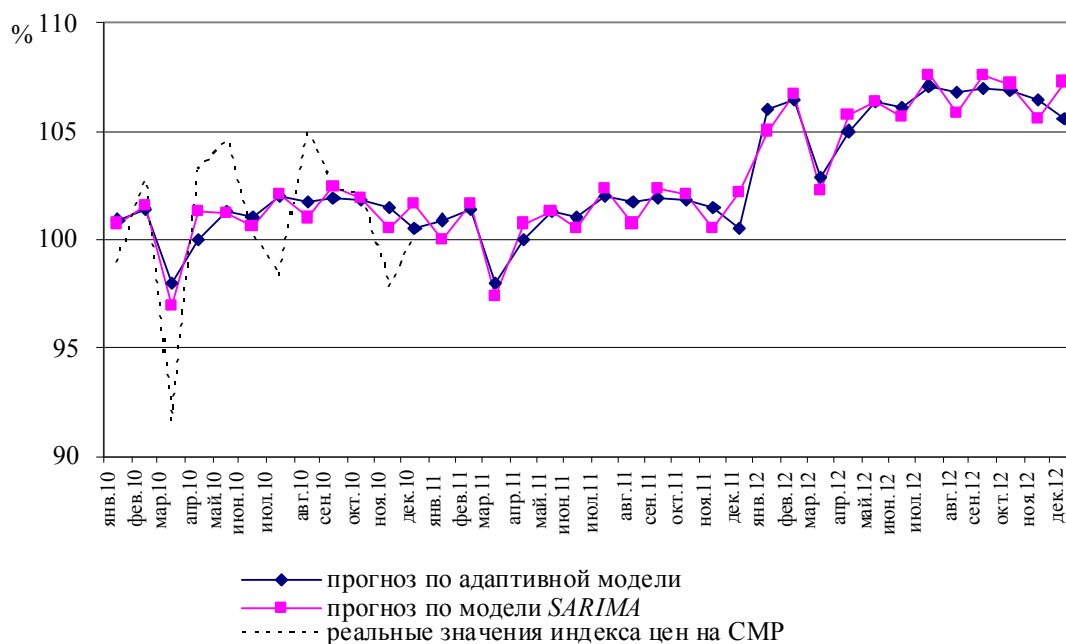


Рис. 4. Прогноз цен на строительные-монтажные работы в Оренбургской области на 2010-2012 гг.

Обе модели адекватны, их остатки нормально распределены и не автокоррелированы. Согласно полученному прогнозу снижение цен на строительную продукцию ожидается только в марте-апреле. В целом, можно отметить, что прогнозные качества моделей высокие - средняя ошибка аппроксимации по обеим моделям не превысила 1,7 %. Прогнозные значения по модели экспоненциального сглаживания обладают большей колеблемостью, чем по модели *SARIMA*.

Таким образом, выявлено наличие тенденции во всех исследуемых показателях, а также наличие сезонной составляющей. Доказано, что кризис 2008-2009 гг. оказал устойчивое постепенное воздействие на ряд показателей развития строительства.

<sup>1</sup> Статистический ежегодник Оренбургской области. 2010 : стат. сб. / Оренбургстат. Оренбург, 2011.

<sup>2</sup> Данные по ожидаемому уровню инфляции оглашаются Правительством по данным Росстата.

<sup>3</sup> Лукашин Ю.П. Адаптивные методы краткосрочного прогнозирования временных рядов : учеб. пособие. М., 2003.

<sup>4</sup> См.: Канторович Г.Г. Анализ временных рядов // Экон. журн. ВШЭ. 2002. □ 2. С. 251-273; Там же. □ 3. С. 379-401.

<sup>5</sup> Прикладная статистика. Основы эконометрики : учеб. для вузов. В 2 т. Т. 2 : Айвазян С.А. Основы эконометрики. 2-е изд., испр. М., 2001.

<sup>6</sup> *Jr Interrupted time series analysis* / D. McDowall [et al.]. Sage Publications, Inc. University of Iowa. 1980.

<sup>7</sup> См.: Dickey D., Fuller W. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root // J. of the American Statistical Association. 1979. □ 74. P. 427-431; Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root / G. Elliot [et al.] // *Econometrica*. 1996. □ 64. P. 813-836.

<sup>8</sup> Для рядов динамики цен на краску и цемент не удалось подобрать адекватные адаптивные модели вследствие нарушения условий, предъявляемых к построению такого рода моделей. Речь идет о скачке в развитии, вызванном влиянием мирового экономического кризиса 2008 г. Для рядов динамики цен на кирпич прогнозные свойства моделей значительно уступали указанным в табл. 1 моделям *SARIMA*, поэтому не были использованы для прогнозирования.

Поступила в редакцию 03.10.2012 г.