

КРАТКОСРОЧНОЕ ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ФАКТОРОВ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКОЙ СТАБИЛИЗАЦИИ ЭКОНОМИКИ РОССИИ

В работе рассмотрен методический подход к построению точечных и интервальных прогнозов показателей макроэкономической стабилизации с помощью системы одновременных уравнений.

Ключевые слова: макроэкономическая стабилизация, разрывная модель, система одновременных уравнений, оценки коэффициентов приведенной формы, интервальный прогноз.

Краткосрочное прогнозирование позволяет оперативно выявлять изменения текущей экономической ситуации. Точность таких прогнозов является актуальной проблемой при формировании стратегии социально-экономического развития, особенно в ситуации экономической нестабильности. В данной работе рассматривается подход к краткосрочному прогнозированию показателей макроэкономической стабилизации (МС) с помощью системы одновременных уравнений (СОУ).

Различные вопросы методологии макроэкономического моделирования нашли свое отражение в трудах таких отечественных авторов, как Э.Ф. Баранов, А.Г. Гранберг, Е.Т. Гайдар, А.Д. Смирнов, В.Л. Макаров, В.И. Данилов-Данильян, Е.Г. Ясин и др. Методы прогнозирования освещены в работах А.Р. Белоусова, Е.Е. Гавриленкова, М.Н. Узякова, С.Я. Чернавского и др. Проблемы статистического анализа, моделирования и прогнозирования процессов стабилизации в современной экономической литературе представлены в работах А.Е. Варшавского.

Стабильное состояние экономической системы можно рассматривать как ее способность сохранять неизменными значения одних показателей и добиваться положительной динамики в изменении других. В систему показателей, характеризующих стабилизационные процессы в российской экономике, были взяты факторы экономического и социального развития, а также факторы, определяющие внешнеэкономические отношения России. Информационной основой исследования являются официальные помесечные данные Федеральной службы государственной статистики по 24 показателям за период с января 1998 г. по май 2010 г. [1]. Схема исследования представлена на рис. 1.

Из 24 факторов с помощью теста Гранжера была выделена группа взаимосвязанных показателей, которые рассматривались как эндогенные переменные в период времени t ($t = 1; 46$): $Y_t^{(1)}$ – инвестиции в основной капитал, млрд. руб.; $Y_t^{(2)}$ – оборот розничной торговли, млрд. руб.; $Y_t^{(3)}$ – объем платных услуг населению, млрд. руб.; $Y_t^{(4)}$ – начисленная среднемесячная заработная плата одного работника (номинальная), руб.

С помощью теста Гранжера также были отобраны следующие экзогенные переменные: $X_t^{(1)}$ – ввод в действие жилых домов организациями всех форм собственности, млн. кв. м общей площади;

$X_t^{(2)}$ – экспорт товаров, млрд. долларов США;

$X_t^{(3)}$ – импорт товаров, млрд. долларов США;

$X_t^{(4)}$ – официальный курс доллара, рублей за 1 доллар США;

$X_{t-1}^{(5)}$ – назначенная месячная пенсия месяц назад, средний размер, рублей;

$X_{t-3}^{(5)}$ – назначенная месячная пенсия три месяца назад, средний размер, рублей;

$X_t^{(6)}$ – общая численность безработных, млн. человек.

Для получения наиболее точных прогнозных значений экзогенных переменных необходимо временному ряду каждого показателя подобрать уравнение тренда, наилучшим образом описывающее его поведение.

Методику построения тренда продемонстрируем на примере экспорта товаров ($X_t^{(2)}$), динамика изменения которого представлена на рисунке 2.

По графику (рис. 2) можно предположить изменение направления и вида тренда временного ряда в двух точках (июль 2008 года ($t = 124$) и январь 2009 года ($t = 130$)). Вероятно, на поведение данного показателя повлиял мировой финансово-экономический кризис, который привел

к падению объемов российского экспорта до 17,9 млрд. долларов США в январе 2009 года. Далее, к декабрю 2009 года, наблюдался рост объема экспорта до 34,4 млрд. долларов США.

Для проверки гипотезы о существовании трех подвыборок по показателю $X_t^{(2)}$ мы использовали тест Чоу, который показал, что после разделения выборки на три группы наблюдений качество модели существенно улучшилось ($F_{набл} = 36,11$; $F_{крит}(0,05; 2; 142) = 3,06$). Это означает, что для каждой из трех подвыборок необходимо подобрать уравнение. Таким образом, для временного ряда экзогенной переменной $X_t^{(2)}$ (объем экспорта) была построена разрывная модель вида:

$$\begin{cases} X_{1,t}^{(2)} = 4,78e^{0,016t}; t \leq t^* \\ X_{2,t}^{(2)} = -5,53t + 53,62; t^* < t \leq t^{**} \\ X_{3,t}^{(2)} = 0,88t + 20,07; t > t^{**} \end{cases} \quad (1)$$

$t^* = 124, t^{**} = 130.$

Результаты теста Чоу дают возможность построения прогноза значений признака $X_t^{(2)}$ по третьему уравнению модели (1). Для анализа поведения остатков третьего уравнения с помощью программного модуля «Time Series Analysis» в ППП STATISTICA 6.0 мы построили автокорреляционную (АКФ) и частную автокорреляционную (ЧАКФ) функции остатков.

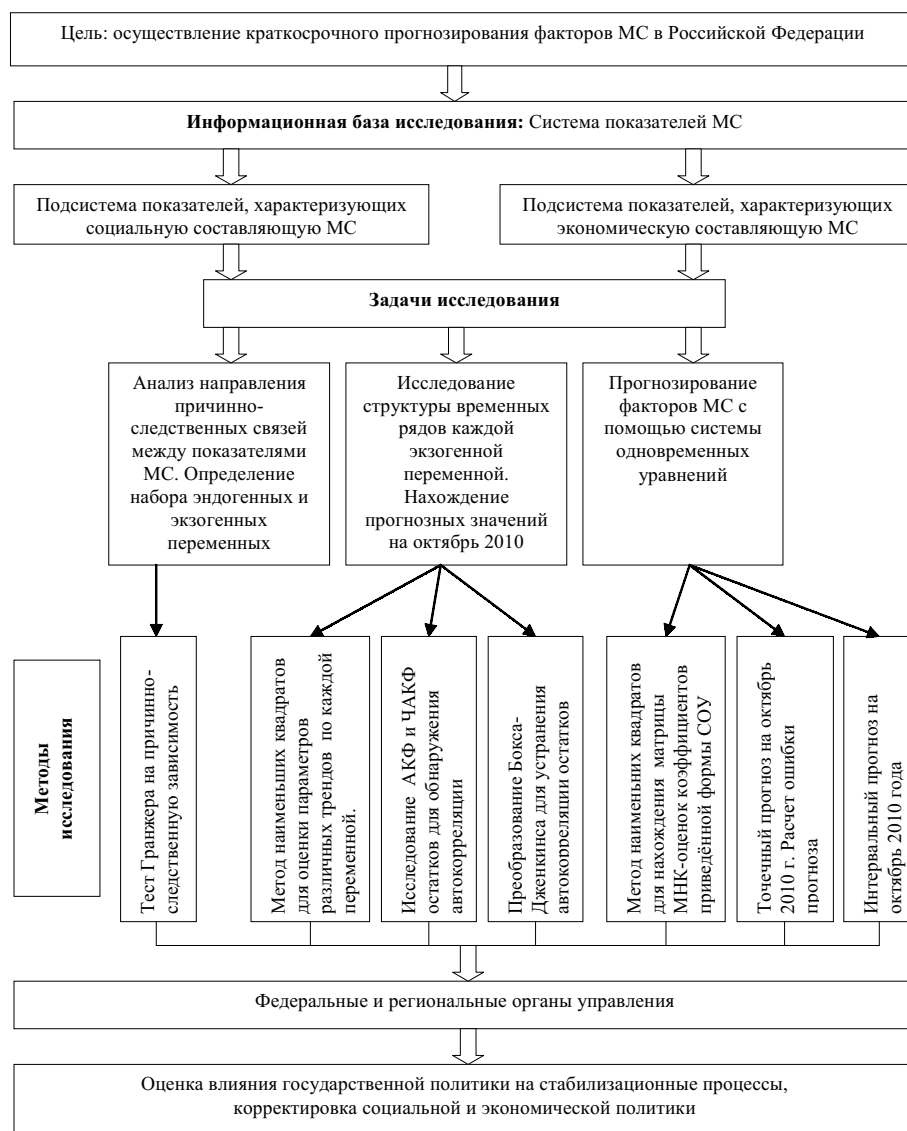


Рисунок 1. Схема статистического исследования и прогнозирования стабилизационных процессов экономики РФ

Таблица 1. Результаты исследования структуры временных рядов экзогенных переменных

Переменная	Модель	Преобразования	Прогнозное значение на октябрь 2010 года
$X_t^{(1)}$	$X_t^{(1)} = 0,02t + 1,96$	Исключение сезонной составляющей, преобразование Бокса-Дженкинса	5,37
$X_t^{(2)}$	$\begin{cases} X_{1,t}^{(2)} = 4,78e^{0,016t}; t \leq t^* \\ X_{2,t}^{(2)} = -5,53t + 53,62; t^* < t \leq t^{**} \\ X_{3,t}^{(2)} = 0,88t + 20,07; t > t^{**} \end{cases}$ $t^* = 124, \quad t^{**} = 130$	–	39,4
$X_t^{(3)}$	$\begin{cases} X_{1,t}^{(3)} = 2,51e^{0,017t}; t \leq t^* \\ X_{2,t}^{(3)} = -2,88t + 33,09; t^* < t \leq t^{**} \\ X_{3,t}^{(3)} = 0,29t + 13,99; t > t^{**} \end{cases}$ $t^* = 125, \quad t^{**} = 130$	–	20,86
$X_t^{(4)}$	$\begin{cases} X_{1,t}^{(4)} = -0,004t^2 + 0,48t + 15,01; t \leq t^* \\ X_{2,t}^{(4)} = 2,02t + 21,13; t^* < t \leq t^{**} \\ X_{3,t}^{(4)} = -0,29t + 32,99; t > t^{**} \end{cases}$ $t^* = 124, \quad t^{**} = 130$	–	28,87
$X_{t-1}^{(5)}$	$X_{t-1}^{(5)} = 395,72e^{0,019t}$	Преобразование Бокса-Дженкинса	7362,95
$X_{t-3}^{(5)}$	$X_{t-3}^{(5)} = 390,2e^{0,019t}$	Преобразование Бокса-Дженкинса	7052,81
$X_t^{(6)}$	$X_t^{(6)} = -0,02t + 8,16$	Преобразование Бокса-Дженкинса	4,47

Анализ графиков АКФ и ЧАКФ позволил предположить, что в последнем уравнении модели (1) автокорреляция остатков отсутствует. Для проверки этого предположения была рассчитана Q-статистика Бокса–Пирса:

$$Q = n \sum_{j=1}^L r_j^2,$$

где r_j – выборочный коэффициент автокорреляции порядка j ($j = \overline{1;13}$), n – количество наблюдений, L – лаг (в данном случае максимальный лаг равен 13, так как количество наблюдений в третьей подвыборке $n=17$, а для обеспечения необходимого числа степеней свободы должно быть справедливо неравенство $L \leq n - 4$).

При нулевой гипотезе об отсутствии автокорреляции Q-статистика имеет χ^2 -распределение с $n-L-1$ степенями свободы.

Так как $Q_{расч} = 2,35 < 7,81 = \chi_{табл}^2(0,05;3)$, следовательно, гипотеза об отсутствии автокорреляции остатков третьего уравнения модели (1) не отвергается.

Модели временных рядов для остальных экзогенных переменных представлены в табл. 1. Для каждой экзогенной переменной с помощью

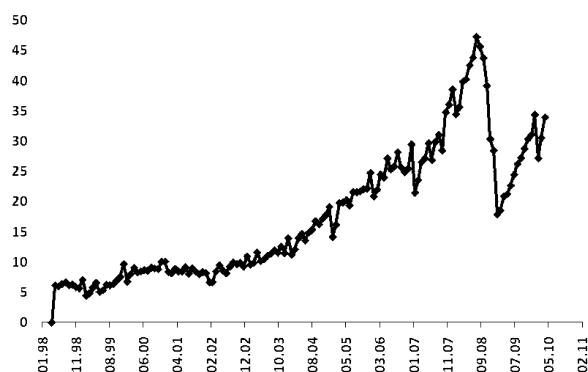


Рисунок 2. Динамика экспорта товаров – $X_t^{(2)}$ (млрд. долларов США) за период с января 1998 г. по май 2010 г.

построенных моделей были рассчитаны прогнозные значения на октябрь 2010 года.

При построении эконометрической модели с помощью системы одновременных уравнений необходимо определить коэффициенты структурной формы СОУ, а затем найти прогнозные значения эндогенных переменных с помощью приведенной формы полученной СОУ.

После анализа взаимосвязей эндогенных, экзогенных и лаговых экзогенных переменных была предложена следующая структурная фор-

ма СОУ [2]:

$$\begin{cases} Y_t^{(1)} = \alpha_1 + \beta_{14}Y_t^{(4)} + \gamma_{11}X_t^{(1)} + \gamma_{13}X_t^{(3)} + \gamma_{14}X_t^{(4)} + \\ + \gamma_{16}X_t^{(6)} + \varepsilon_t^{(1)} \\ Y_t^{(2)} = \alpha_2 + \beta_{23}Y_t^{(3)} + \gamma_{21}X_t^{(1)} + \gamma_{24}X_t^{(4)} + \varepsilon_t^{(2)} \\ Y_t^{(3)} = \alpha_3 + \beta_{31}Y_t^{(1)} + \beta_{32}Y_t^{(2)} + \gamma_{32}X_t^{(2)} + \gamma_{33}X_t^{(3)} + \\ + \gamma_{35}X_t^{(5)} + \varepsilon_t^{(3)} \\ Y_t^{(4)} = \alpha_4 + \beta_{43}Y_t^{(3)} + \gamma_{41}X_t^{(1)} + \gamma_{45}X_t^{(5)} + \varepsilon_t^{(4)} \end{cases},$$

где $\varepsilon_t^{(i)}$ – случайные составляющие, $\alpha_i, \beta_{ik}, \gamma_{ip}$ – структурные коэффициенты ($i = \overline{1;4}, k = \overline{1;4}, p = \overline{1;7}$).

Оценка структурных параметров данной модели проводилась с помощью двухшагового метода наименьших квадратов.

При прогнозировании с помощью СОУ для вычисления оценок коэффициентов приведенной формы применялся метод наименьших квадратов (МНК). Проведенные вычисления позволили получить оценки коэффициентов приведенной формы, образующие матрицу $\hat{\Pi}_{МНК} = Y^T X (X^T X)^{-1}$ размерности 4×8 следующего вида:

$$\begin{bmatrix} -267,77 & 21,05 & -9,88 & 41,51 & 5,44 & 0,04 & 0,08 & 5,53 \\ -280,21 & 6,91 & -0,86 & 27,30 & 6,80 & 0,01 & 0,13 & 11,17 \\ -21,62 & 0,03 & 0,79 & 5,62 & 1,19 & 0,001 & 0,05 & -1,75 \\ -3259,88 & 116,68 & -7,73 & 330,68 & 65,93 & 0,50 & 2,06 & 91,74 \end{bmatrix}$$

При нахождении элементов матрицы $\hat{\Pi}_{МНК}$ использовались: Y – матрица размерности 146×4 фактических значений эндогенных переменных, X – матрица размерности 146×8 фактических значений экзогенных переменных.

Точечный прогноз значений эндогенных переменных получается при подстановке прогнозных значений экзогенных переменных в приведенную форму СОУ. Или в матричной форме

$$\hat{Y}_{n+\tau} = \hat{\Pi}_{МНК} X_{n+\tau},$$

где $\hat{Y}_{n+\tau} = (\hat{y}_{n+\tau}^{(1)}, \hat{y}_{n+\tau}^{(2)}, \hat{y}_{n+\tau}^{(3)}, \hat{y}_{n+\tau}^{(4)})^T$ – точечный прогноз эндогенных переменных по рассчитанным значениям экзогенных переменных $X_{n+\tau}$,

$X_{n+\tau} = (1, \hat{x}_{n+\tau}^{(1)}, \hat{x}_{n+\tau}^{(2)}, \hat{x}_{n+\tau}^{(3)}, \dots, \hat{x}_{n+\tau}^{(6)})^T$ – рассчитанные значения экзогенных переменных, τ – «глубина» прогноза.

Точечный прогноз значений эндогенных переменных рассчитывался по предварительным данным для экзогенных переменных за июнь 2010 года¹:

$$X_{147} = (1; 5,1; 32,3; 19,9; 31,2; 7581,5; 7132,9; 5,2)^T.$$

Затем был произведен точечный прогноз на $\tau = 5$ месяцев вперед, то есть на октябрь 2010 года. Значения экзогенных переменных для этого прогноза были рассчитаны ранее (табл. 1):

$$X_{151} = (1; 5,37; 39,39; 20,86; 28,87; 7362,95; 7052,81; 4,47)^T.$$

Результаты прогнозирования представлены в табл. 2.

Фактические и прогнозные значения на июнь 2010 года мало отличаются друг от друга, что говорит о хорошем качестве прогноза. Сравнивая данные столбцов (2) и (5) таблицы 2, в октябре 2010 года можно прогнозировать уменьшение инвестиций в основной капитал ($Y_t^{(1)}$). Это означает, что инвестиционные процессы остаются нестабильными. По остальным показателям можно ожидать небольшой рост.

Недостатком точечных прогнозов является небольшая вероятность получения точного прогнозного значения. Поэтому для увеличения надежности результата мы построили 95%-ные доверительные интервалы для значений эндогенных переменных.

Таблица 2. Точечный прогноз значений эндогенных переменных на июнь и октябрь 2010 года

Прогнозируемый показатель	Фактические значения (июнь 2010 г.)	Прогнозные значения (июнь 2010 г.)	Относительная ошибка прогноза (%)	Прогнозные значения (октябрь 2010 г.)
1	2	3	4	5
$Y_t^{(1)}$	758,1	744,29	1,8	720,82
$Y_t^{(2)}$	1331,3	1319,17	0,9	1554,29
$Y_t^{(3)}$	413,7	451,77	9,2	425,94
$Y_t^{(4)}$	21795	21775,56	0,1	22707,09

¹ Предварительные данные для экзогенных и эндогенных переменных размещены на сайте <http://www.gks.ru>

Таблица 3. Интервальный прогноз значений эндогенных переменных на октябрь 2010 года

Показатель		Левая граница	Правая граница
$Y_{151}^{(1)}$	инвестиции в основной капитал, млрд. рублей	485,21	956,43
$Y_{151}^{(2)}$	оборот розничной торговли, млрд. рублей	1425,19	1683,38
$Y_{151}^{(3)}$	объем платных услуг населению, млрд. рублей	369,92	481,96
$Y_{151}^{(4)}$	начисленная среднемесячная заработная плата одного работника (номинальная), рублей.	19972,03	25442,15

Совместные доверительные интервалы с надежностью $1 - \alpha$ ($\alpha = 0,05$) для всех эндогенных переменных одновременно рассчитывались по формуле:

$$\hat{y}_{n+\tau}^{(i)} - \sqrt{c_{\alpha} \hat{s}_{ii}} \leq y_{n+\tau}^{(i)} \leq \hat{y}_{n+\tau}^{(i)} + \sqrt{c_{\alpha} \hat{s}_{ii}},$$

где $\hat{y}_{n+\tau}^{(i)}$ – элемент матрицы $\hat{Y}_{n+\tau}$ ($i = \overline{1;4}$),

$$c_{\alpha} = \left[1 + X_{n+\tau}^T (X^T X)^{-1} X_{n+\tau} \right] \times \frac{(n-p)m}{n-p-m+1} F_{\alpha}(m; n-p-m+1),$$

$F_{\alpha}(m; n-p-m+1) - 100\alpha$ %-ная точка F-распределения с числами степеней свободы, равными m и $(n-p-m+1)$, m – число экзогенных переменных, p – число эндогенных переменных,

\hat{s}_{ii} – i -й диагональный элемент матрицы \hat{S}_{ε} – несмещенной оценки ковариационной матрицы остатков приведенной формы

$$\hat{S}_{\varepsilon} = \frac{1}{n-p} (Y - X\hat{\Pi}_{MНК}^T)^T (Y - X\hat{\Pi}_{MНК}^T).$$

Полученные доверительные интервалы для прогнозных значений эндогенных переменных на октябрь 2010 года представлены в табл. 3.

Если рассматривать найденные значения нижней и верхней границ доверительного интервала как пессимистичный и оптимистичный прогнозы соответственно, то можно сделать ряд выводов.

Благоприятный прогноз получен для переменной $Y_t^{(2)}$. Даже при пессимистичном прогнозе оборот розничной торговли увеличится на 7% по сравнению с фактическим значением на июнь 2010 года.

По остальным показателям пессимистичный прогноз будет означать падение ниже уровня июня 2010 года, следовательно, замедление стабилизационных процессов. Оптимистичный прогноз может свидетельствовать о положительной динамике в изменении данных переменных, что может означать постепенный выход российской экономики на докризисный уровень.

Этот вывод совпадает с выводами экспертов Центра макроэкономического анализа и краткосрочного прогнозирования: «Посткризисное восстановление идет достаточно быстро: уже в 2011 году, при сохранении нынешних темпов, важнейшие макроэкономические параметры достигнут докризисного (2008 г.) уровня» [3].

Предложенный подход к прогнозированию позволяет оперативно реагировать на изменения развития экономических процессов. Он может использоваться органами управления для оценки влияния государственной политики на стабилизационные процессы на федеральном и региональном уровне, а также для корректировки социальной и экономической политики.

08.11.2010 г.

Список использованной литературы:

1. Официальный сайт Федеральной службы государственной статистики Российской Федерации http://www.gks.ru/bgd/regl/b10_02/Main.htm (дата обращения 5.08.2010).
2. Ширнаева, С.Ю. Особенности построения системы одновременных уравнений при моделировании стабилизационных процессов экономики России // Вестник Самарского государственного экономического университета №5 (55) 2009. С. 138-142.
3. Официальный сайт центра макроэкономического анализа и краткосрочного прогнозирования <http://www.forecast.ru/mainframe.asp> (дата обращения 06.10.2010).

Сведения об авторе: **Ширнаева Светлана Юрьевна**, старший преподаватель кафедры математической статистики и эконометрики, соискатель кафедры статистики

Самарского государственного экономического университета

443090, Россия, г. Самара, ул. Советской Армии, 141, тел.: (846) 2240709, e-mail: shirnaeva_sy@mail.ru