УДК 330.43:519.24

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ КОИНТЕГРАЦИОННОГО АНАЛИЗА ПРИ ПОСТРОЕНИИ СИСТЕМЫ ОДНОВРЕМЕННЫХ УРАВНЕНИЙ

Суханова Е.И., Ширнаева С.Ю.

ФГБОУ ВПО «Самарский государственный экономический университет», Самара, e-mail: sukhanov@samaradom.ru, shirnaeva_sy@mail.ru

В статье предложена методика отбора экзогенных и эндогенных переменных в систему одновременных уравнений с использованием коинтеграционного анализа временных рядов показателей, отражающих стабилизационные процессы экономики России. Предварительно временные ряды показателей были проверены на устойчивость и на причинно-следственную зависимость. Проверялась гипотеза о наличии коинтеграции временных рядов методом Энгла–Грэнжера, в соответствии с которым определен порядок интегрируемости временных рядов экономических показателей I(1) (на основе выводов, полученных по автокорреляционной, частной автокорреляционной функциям и расширенному тесту Дики–Фуллера); протестированы остатки парной регрессии между соответствующими переменными с использованием расширенного теста Дики–Фуллера. Было получено, что рассмотренные пары временных рядов экономических показателей коинтегрированы. По исходным данным построена эконометрическая модель взаимосвязей экономических показателей, отражающих стабилизационные процессы экономики России, в виде системы одновременных уравнений. Полученная модель может быть использована для построения точечных и интервальных прогнозов рассмотренных экономических показателей.

Ключевые слова: временные ряды, стационарность, коинтеграция, система одновременных уравнений, стабилизационные процессы

THE USE OF COINTEGRATION ANALYSIS WHEN CONSTRUCTING SIMULTANEOUS EQUATIONS SYSTEM

Sukhanova E.I., Shirnaeva S.Y.

Samara State Economic University, Samara, e-mail: sukhanov@samaradom.ru, shirnaeva_sy@mail.ru

In the article methods of selecting exogenous and endogenous variables into a system of simultaneous equations using cointegration analysis of indices' time series were brought forward, reflecting stabilization processes in Russia's economy. Time series of indices were preliminarily tested for stability and causality. The hypothesis of the cointegration availability of time series by Engle and Granger method was tested, according to which integrated order of economic indices' time series I(1) was defined (on the basis of conclusions obtained using autocorrelation, partial autocorrelation functions and Dickey and Fuller's augmented test); the residuals of paired regression between corresponding variables using Dickey and Fuller's augmented test were verified. If was obtained that the considered pains of economic indices' time series had been cointegrated. According to original data an econometric model of economic indices' interrelations was constructed. They reflect stabilization processes of Russia's economy as a system of simultaneous equations. The model obtained can be used to construct point and interval predictions of the considered economic indices.

Keywords: time series, stationarity, cointegration, simultaneous equations system, stabilization processes

При построении эконометрической модели в виде системы одновременных уравнений базовой задачей является отбор экзогенных и эндогенных переменных в модель. Обоснованный подход к решению данной задачи позволяет получить адекватную и качественную эконометрическую модель и дает возможность использовать ее для анализа и прогнозирования. Деление переменных на эндогенные и экзогенные определяется, прежде всего, содержательной стороной модели [2]. Требования, предъявляемые к набору переменных, вытекают из целей моделирования и сущности изучаемого экономического явления или процесса.

При моделировании такого макроэкономического явления, как стабилизационные процессы экономики России, выбор системы одновременных уравнений (СОУ) в качестве модели позволит провести всесторонний анализ взаимосвязей показателей, отражающих данные процессы. Если при этом переменные (показатели) представлены в виде временных рядов, то исследование этих рядов на наличие долговременной зависимости и определение направления этой зависимости становится неотъемлемой частью эконометрического моделирования стабилизационных процессов.

В ходе исследования был сформирован информационный массив, включающий ежемесячные статистические данные по 35 экономическим показателям России. Объем выборки составил 169 наблюдений за период с января 1999 года по январь 2013 года [1]. Обработка статистических данных проводилась с использованием пакетов прикладных программ Microsoft Excel и Econometric Views.

Сначала было проведено исследование устойчивости временных рядов всех рассмотренных показателей. В качестве критериев устойчивости использовались индекс устойчивости уровней, коэффициент устой-

чивости и ранговый коэффициент корреляции Спирмена [5].

При отборе эндогенных переменных (проверка устойчивости показала, что временные ряды всех отобранных эндогенных переменных устойчивы как по степени устойчивости уровней, так и по наличию необходимой тенденции изменения) использовалось определение стабилизации [4]. Под стабилизацией экономики понимается процесс приведения экономической системы в стабильное состояние, для которого характерен ряд признаков. Основные признаки стабилизации экономики и экономические показатели, поведение которых отражает соответствующие признаки, представлены в табл. 1.

Таблица 1

Экономические показатели (эндогенные переменные), отражающие стабилизационные процессы экономики России

Признак стабилизации	Экономический показатель
Относительно незначительный, но устойчивый рост производства	Индекс промышленного производства, % к соответствующему периоду предшествующего года (Y_1)
Рост занятости, соответствующий естественному росту населения	Общая численность безработных (на конец периода), млн чел. (Y_2)
Сбалансированность внешнеторговых операций	Чистый экспорт, млрд долл. США (Y_3)
Практическая неизменность цен	Индекс потребительских цен, % к соответствующему периоду предшествующего года (Y_4)
Стабильный уровень благосостояния населения	Начисленная среднемесячная заработная плата одного работника номинальная, руб. (Y_5)
Сокращение бюджетного дефицита	Инвестиции в основной капитал, млрд руб. (Y_6)

К временным рядам всех показателей (сезонная составляющая была удалена) был применен тест Грэнжера на причинно-следственную зависимость [2], позволивший определить направление причинно-следственных связей рассмотренных экономических показателей. Следует отметить, что данный тест является чувствительным к количеству лагов, поэтому он проводился для величины лага от 2 до 6 месяцев. Учитывая результаты исследования устойчивости временных рядов, а также результаты применения теста Грэнжера, в качестве экзогенных переменных были отобраны следующие показатели: коммерческий грузооборот транспорта, млрд т-км (X_1); погрузка грузов на железнодорожном транспорте, млн т (X_2); объем работ по виду деятельности «Строительство», млрд руб. (X_3); официальный курс доллара, руб. за 1 долл. США (X_4); оборот розничной торговли, млрд руб. (X_5); объем платных услуг населению, млрд руб. (X_6); денежные доходы в среднем на душу населения, руб. (X_7); просроченная кредиторская задолженность организаций в бюджет, млрд руб. (X_8); просроченная дебиторская задолженность организаций, млрд руб. (X_9); средние цены производителей на нефть, руб. за 1 т (X_{10}); средние цены производителей на газ горючий, руб. за 1 тыс. м^3 (X_{11}).

Характерной особенностью временных рядов большинства показателей, отражающих стабилизационные процессы экономики России, является их нестационарность. Наличие в данных рядах тренда наряду с наличием сезонной составляющей, при применении к ним традиционных методов корреляционного и регрессионного анализа может привести к явлениям ложной корреляции и мнимой регрессии [2]. С целью применения этих методов временные ряды рассмотренных показателей были проверены на коинтеграцию.

Под коинтеграцией будем понимать зависимость в уровнях двух (или более) временных рядов, которая выражается в совпадении или противоположной направленности их тенденций и случайной колеблемости [6]. Нестационарные временные ряды X_t и Y_t называются коинтегрированными, если существует линейная комбинация этих рядов, представляющая собой стационарный временной ряд.

Для проверки наличия коинтеграции двух временных рядов X_t и Y_t в данной работе использовался метод Энгла–Грэнжера [7], в соответствии с которым исследование проводилось по следующей схеме:

1) определялся порядок интегрированности данных временных рядов;

2) с помощью метода наименьших квадратов оценивалось уравнение регрессии $Y_t = a + bX_t + \varepsilon_t$ (называемое уравнением коинтеграции);

3) с помощью теста Дики–Фуллера остатки регрессии e_t данного уравнения исследовались на стационарность; основная

гипотеза состояла в том, что X_t и Y_t не коинтегрированы;

4) если по результатам теста Дики–Фуллера остатки e_t оказывались стационарными, то основная гипотеза отвергалась, а временные ряды X_t и Y_t являлись коинтегрированными.

При применении метода Энгла–Грэнжера использовались специально разработанные таблицы критических точек [8].

Коинтегрированными могут быть только такие два временных ряда, которые имеют одинаковый порядок интегрированности. Зная порядок интегрированности временных рядов рассматриваемых экономических показателей, можно подобрать преобразование временного ряда, которое обеспечит его стационарность. Это, в свою очередь, делает применение эконометрических методов корректным и позволяет избежать мнимой регрессии.

Определение порядка интегрированности временных рядов переменных рассмотрим на примере экзогенной переменной X_1 – коммерческий грузооборот транспорта (млрд т-км). Динамика изменения временного ряда данной переменной (сезонная составляющая удалена) представлена на рис. 1.

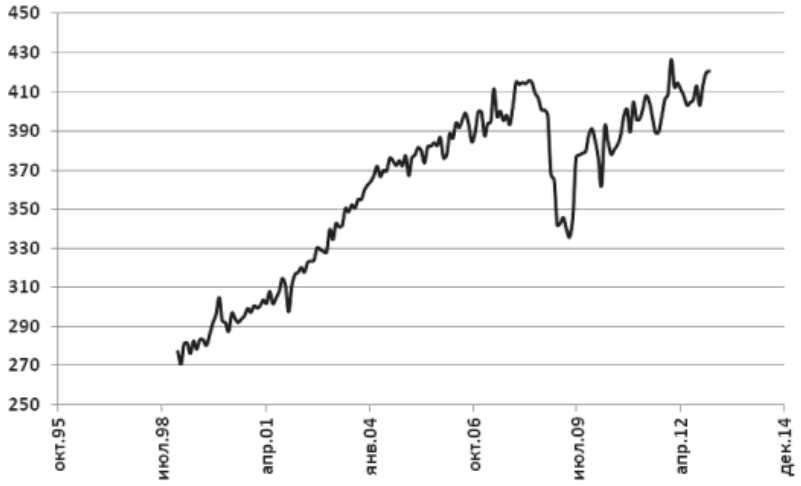

Рис. 1. Динамика коммерческого грузооборота транспорта (X_1) за период с января 1999 года по январь 2013 года

Анализ динамики позволяет предположить, что исходный временной ряд не является стационарным (имеет место возрастающий линейный тренд). Для подтверждения этого предположения были построены автокорреляционная (АКФ) и частная автокорреляционная (ЧАКФ) функции данного временного ряда (рис. 2).

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
.|*******	.|*******	1	0,968	0,968	160,11	0,000
.|*******	.|. |	2	0,939	0,043	311,80	0,000
.|*******	.|. |	3	0,914	0,042	456,34	0,000
.|******|	.|. |	4	0,889	–0,006	593,87	0,000
.|******|	.|. |	5	0,861	–0,052	723,73	0,000
.|******|	.|. |	6	0,832	–0,044	845,64	0,000
.|******|	.|. |	7	0,805	0,018	960,54	0,000
.|******|	.|. |	8	0,781	0,026	1069,3	0,000
.|***** |	.|. |	9	0,761	0,064	1173,2	0,000
.|***** |	*|. |	10	0,734	–0,097	1270,6	0,000
.|***** |	.|. |	11	0,711	0,034	1362,6	0,000
.|***** |	.|. |	12	0,691	0,012	1449,9	0,000

Рис. 2. Автокорреляционная и частная автокорреляционная функции временного ряда переменной X_1 (фрагмент)

Анализ рис. 2 показал, что АКФ показателя X_1 (коммерческий грузооборот транспорта) экспоненциально убывает, а ЧАКФ имеет наибольшее сильно выделяющееся значение коэффициента автокорреляции первого порядка и не имеет значимых коэф-

фициентов автокорреляции других порядков. Это означает, что временной ряд данного показателя представляет собой модель авторегрессии первого порядка AR(1), то есть не является стационарным.

Еще одним способом проверки временного ряда на стационарность является расширенный тест Дики–Фуллера (ADF-тест) (используется распределение *t*-статистики, описанное Дики и Фуллером), который был применен для проверки основной гипотезы о нестационарности временного ряда. Вычисленное наблюдаемое значение *t*-статистики ADF-теста, а также критические значения представлены в табл. 2.

Из табл. 2 видно, что основная гипотеза не отвергается на рассмотренных уровнях значимости (1, 5 и 10%). Таким образом, как графики АКФ и ЧАКФ, так и результаты ADF-теста показывают, что временной ряд переменной X_1 не является стационарным. Для получения стационарного временного ряда к нему была применена операция взятия первых разностей. График преобразованного временного ряда переменной X_1, графики АКФ и ЧАКФ, а также результаты ADF-теста представлены на рис. 3, 4 и в табл. 3.

Таблица 2

Результаты расширенного теста Дики–Фуллера для переменной X_1

Значение *t*-статистики ADF-теста	Уровни значимости	Критические значения
–2,43	1%	–4,01
	5%	–3,44
	10%	–3,14

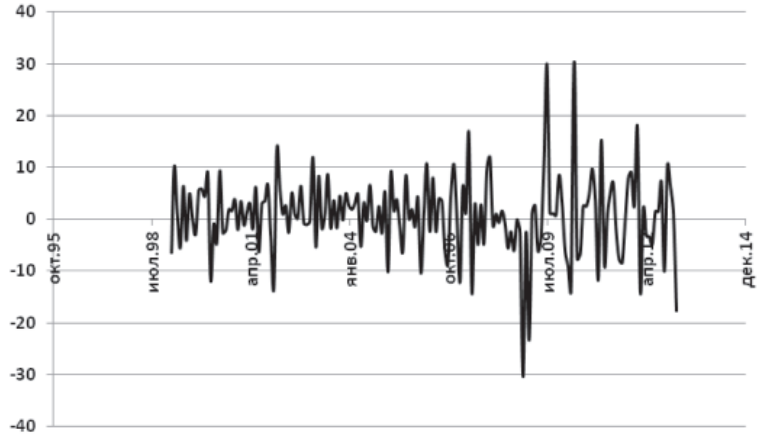

Рис. 3. Временной ряд первых разностей для переменной (коммерческий грузооборот транспорта) за период с января 1999 года по январь 2013 года

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
*|. |	*|. |	1	–0,154	–0,154	4,0414	0,044
.|. |	.|. |	2	0,030	0,007	4,1969	0,123
*|. |	*|. |	3	–0,071	–0,067	5,0647	0,167
.|. |	.|. |	4	0,070	0,051	5,9250	0,205
.|* |	.|* |	5	0,104	0,128	7,8089	0,167
*|. |	*|. |	6	–0,123	–0,099	10,473	0,106
*|. |	*|. |	7	–0,079	–0,114	11,584	0,115
*|. |	*|. |	8	–0,171	–0,198	16,750	0,033
.|* |	.|. |	9	0,149	0,073	20,710	0,014
.|. |	.|. |	10	–0,064	–0,030	21,440	0,018
*|. |	*|. |	11	–0,120	–0,132	24,035	0,013
.|. |	.|* |	12	0,061	0,077	24,718	0,016

Рис. 4. Автокорреляционная и частная автокорреляционная функции первых разностей временного ряда переменной X_1 (фрагмент)

Так как ни один из коэффициентов автокорреляции у АКФ и ЧАКФ не является значимым, то можно предположить, что временной ряд первых разностей переменной X_1 является стационарным. Для проверки данного предположения был проведен расширенный ADF-тест по первым разностям уровней этой переменной (табл. 3)

Таблица 3

Результаты расширенного теста Дики–Фуллера для первых разностей временного ряда переменной X_1

Значение *t*-статистики ADF-теста	Уровни значимости	Критические значения
–14,99	1%	–3,47
	5%	–2,88
	10%	–2,58

Таким образом, по результатам ADF-теста гипотеза о нестационарности временного ряда (наличии единичного корня) отвергается на всех рассмотренных уровнях значимости, следовательно, ряд первых разностей переменной X_1 является стационарным, а исходный ряд – интегрированным первого порядка $I(1)$.

Анализируя результаты исследования свойств временных рядов остальных экзогенных и эндогенных переменных, было получено, что они являются нестационарными с порядком интегрированности $I(1)$. В свою очередь, первые разности данных временных рядов являются стационарными, то есть имеют порядок интегрированности $I(0)$.

Результаты проведенного анализа показали, что временные ряды рассматриваемых показателей могут быть подвергнуты коинтеграционному анализу для выявления долговременных связей между ними. Далее в работе проводился коинтеграционный анализ пар временных рядов экономических показателей, у которых ранее (с помощью теста Грэнжера) было выявлено наличие причинно-следственной зависимости.

Исследуем временные ряды показателей X_7 (денежные доходы в среднем на душу населения) и Y_5 (начисленная среднемесячная номинальная заработная плата одного работника) на коинтеграцию. С этой целью было построено графическое изображение динамики изменения временных рядов данных показателей (рис. 5).

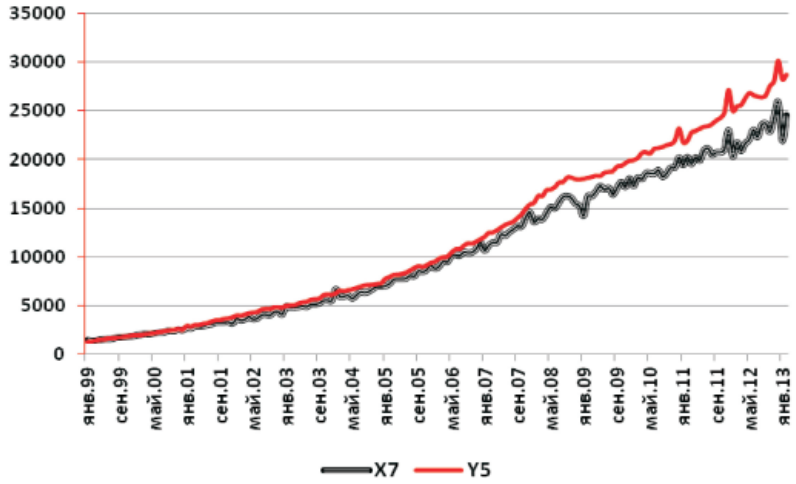

Рис. 5. Динамика денежных доходов в среднем на душу населения (X_7) и начисленной среднемесячной номинальной заработной платы одного работника (Y_5) за период с января 1999 года по январь 2013 года

Графический анализ динамики временных рядов показателей Y_5 и X_7 показал, что их тенденции совпадают. Чтобы исключить возможность ложной корреляции (согласно методу Энгла–Грэнжера), остатки модели парной линейной зависимости Y_5 и X_7 были исследованы на стационарность. С помощью метода наименьших квадратов (МНК) было получено следующее выборочное уравнение парной линейной зависимости:

$$\hat{y}_{t5} = \underset{(-6,82)}{-562,36} + \underset{(81,99)}{1,17} \cdot x_{t7}; \quad R^2 = 0,995.$$

Далее выдвигалась основная гипотеза: временные ряды показателей Y_5 и X_7 не коинтегрированы. Для проверки основной гипотезы были найдены остатки регрессии e_t полученного уравнения, которые исследовались на стационарность с помощью расширенного теста Дики–Фуллера (табл. 4).

По результатам ADF–теста остатки регрессии e_t стационарны, следовательно, нулевая гипотеза об отсутствии коинтеграции между временными рядами показателей Y_5 и X_7 отвергается. Таким образом, временные ряды исследуемых показателей Y_5 и X_7 коинтегрированы.

Аналогично исследовались пары временных рядов каждой переменной правой части

уравнений СОУ с каждой зависимой переменной $\left(Y_i,\ i=\overline{1,6}\right)$ левой части уравнений СОУ. Были вычислены наблюдаемые значения t-статистики расширенного теста Дики–Фуллера для каждой пары переменных. Результаты расчетов представлены в табл. 5.

Таблица 4

Результаты расширенного теста Дики–Фуллера для остатков регрессии e_t

Значение t-статистики ADF-теста	Уровни значимости	Критические значения
–9,54	1%	–2,58
	5%	–1,94
	10%	–1,62

Таблица 5

Наблюдаемые значения t-статистики ADF-теста

Зависимые переменные	Переменные правой части уравнений СОУ						
Y_1	Y_2 –3,19	X_3 –11,26	X_4 –13,39	X_6 –11,96	X_8 –14,66	X_9 –11,56	X_{11} –17,79
Y_2	Y_4 –10,63	Y_6 –2,43	X_1 –10,64	X_3 –1,71			
Y_3	Y_1 –16,09	Y_6 –4,49	X_1 –16,59	X_4 –7,51	X_{10} –12,51		
Y_4	Y_3 –3,19	X_2 –3,19	X_4 –3,19	X_{10} –3,19			
Y_5	Y_1 –11,56	Y_6 –5,46	X_5 –7,79	X_7 –9,54	X_{10} –12,13		
Y_6	Y_1 –4,29	Y_4 –4,51	X_4 –4,08	X_6 –5,16	X_{10} –5,19		

На основе полученных результатов был сделан вывод о том, что рассмотренные пары временных рядов отобранных экономических показателей коинтегрированы на 10%-м уровне значимости (критическое значение теста Дики-Фуллера при 10%-м уровне значимости равно –1,62). Полученные выводы были использованы при построении эконометрической модели стабилизационных процессов в виде СОУ, в которой в качестве исходных данных использовались непосредственно уровни рассматриваемых рядов. Это позволило учесть информацию, содержащуюся в исходных данных, в полном объеме, не переходя, например, к первым разностям уровней. Полученный результат особенно важен при исследовании стабилизационных процессов, так как в этом случае нужно учитывать наличие необходимой для общества тенденции развития. Моделирование таких процессов без учета тенденции не позволит проанализировать долговременную зависимость между переменными и получить качественный прогноз.

Учитывая результаты коинтеграционного анализа, была получена структурная форма СОУ следующего вида:

$$\begin{cases} Y_{t1} = \alpha_1 + \beta_{12}Y_{t2} + \gamma_{13}X_{t3} + \gamma_{14}X_{t4} + \gamma_{16}X_{t6} + \gamma_{18}X_{t8} + \gamma_{19}X_{t9} + \gamma_{111}X_{t11} + u_{t1} \\ Y_{t2} = \alpha_2 + \beta_{24}Y_{t4} + \beta_{26}Y_{t6} + \gamma_{21}X_{t1} + \gamma_{23}X_{t3} + u_{t2} \\ Y_{t3} = \alpha_3 + \beta_{31}Y_{t1} + \beta_{36}Y_{t6} + \gamma_{31}X_{t1} + \gamma_{34}X_{t4} + \gamma_{310}X_{t10} + u_{t3} \\ Y_{t4} = \alpha_4 + \beta_{43}Y_{t3} + \gamma_{42}X_{t2} + \gamma_{44}X_{t4} + \gamma_{410}X_{t10} + u_{t4} \\ Y_{t5} = \alpha_5 + \beta_{51}Y_{t1} + \beta_{56}Y_{t6} + \gamma_{55}X_{t5} + \gamma_{57}X_{t7} + \gamma_{510}X_{t10} + u_{t5} \\ Y_{t6} = \alpha_6 + \beta_{61}Y_{t1} + \beta_{64}Y_{t4} + \gamma_{64}X_{t4} + \gamma_{66}X_{t6} + \gamma_{610}X_{t10} + u_{t6} \end{cases}$$

где u_{ti} – случайные компоненты; α_i, α_{ik}, γ_{ip} – структурные параметры, которые были оценены по выборке ($t=\overline{1;169},\ i=\overline{1;6},\ k=\overline{1;6},\ p=\overline{1;11}$).

После оценивания структурных параметров предложенной модели двухшаговым методом наименьших квадратов (так как проверка условий идентифицируемости показала, что все уравнения СОУ сверхидентифицируемы) была получена следующая система уравнений:

$$
\begin{cases}
\hat{Y}_{t1} = \underset{(20,66)}{137,03} - \underset{(-1,99)}{0,94}\,Y_{t2} - \underset{(-2,61)}{0,04}\,X_{t3} - \underset{(-4,1)}{0,8}\,X_{t4} + \underset{(3,22)}{0,06}\,X_{t6} + \underset{(4,41)}{0,07}\,X_{t8} - \underset{(-3,79)}{0,03}\,X_{t9} - \underset{(-1,98)}{0,01}\,X_{t11}, \\
R^2 = 0,498 \\
\hat{Y}_{t2} = \underset{(10,19)}{8,79} + \underset{(10,17)}{0,03}\,Y_{t4} + \underset{(3,33)}{0,001}\,Y_{t6} - \underset{(-9,08)}{0,02}\,X_{t1} - \underset{(-4,93)}{0,002}\,X_{t3}, \quad R^2 = 0,856 \\
\hat{Y}_{t3} = \underset{(-2,72)}{-17,04} + \underset{(3,21)}{0,15}\,Y_{t1} - \underset{(-2,01)}{0,002}\,Y_{t6} + \underset{(4,37)}{0,02}\,X_{t1} - \underset{(-2,43)}{0,15}\,X_{t4} + \underset{(7,59)}{0,01}\,X_{t10}, \quad R^2 = 0,904 \\
\hat{Y}_{t4} = \underset{(23,54)}{445,03} - \underset{(-2,69)}{3,15}\,Y_{t3} - \underset{(-9,72)}{1,51}\,X_{t2} + \underset{(12,56)}{5,98}\,X_{t4} + \underset{(3,01)}{0,05}\,X_{t10}, \quad R^2 = 0,709 \\
\hat{Y}_{t5} = \underset{(2,88)}{3242,56} - \underset{(-3,4)}{35,18}\,Y_{t1} + \underset{(2,18)}{2,24}\,Y_{t6} + \underset{(22,13)}{15,71}\,X_{t5} + \underset{(2,52)}{0,05}\,X_{t7} + \underset{(1,92)}{0,05}\,X_{t10}, \quad R^2 = 0,998 \\
\hat{Y}_{t6} = \underset{(1,45)}{288,54} - \underset{(-1,93)}{1,27}\,Y_{t1} + \underset{(2,07)}{0,23}\,Y_{t4} - \underset{(-2,03)}{5,20}\,X_{t4} + \underset{(9,82)}{1,63}\,X_{t6} + \underset{(1,97)}{0,01}\,X_{t10}, \quad R^2 = 0,928
\end{cases}
$$

Построенная эконометрическая модель удовлетворяет требованиям адекватности. Практически все оценки параметров уравнений регрессии статистически значимы на 5%-м уровне значимости (в модели в скобках указаны расчетные значения t-статистики для соответствующих оценок параметров, здесь же указаны значения коэффициентов детерминации R^2). Статистически значимы (по F-критерию) и все уравнения системы.

Полученная система одновременных уравнений может быть использована для анализа структуры взаимосвязей рассмотренных экономических показателей, а также для построения точечных и интервальных прогнозов [3].

Список литературы

1. Краткосрочные экономические показатели Российской Федерации. – М., 2013. – URL: http://www.gks.ru/bgd/regl/b13_03/Main.htm (дата обращения: 19.03.2013).

2. Магнус Я.Р., Катышев П.К., Пересецкий А.А. Эконометрика. Начальный курс. – М.: Дело, 2004. – 575 с.

3. Суханова Е.И., Ширнаева С.Ю. Построение интервальных прогнозов эндогенных переменных одной эконометрической модели // Вестник Самарского государственного экономического университета. – Самара, 2013. – № 2(100). – С. 109–114.

4. Суханова Е.И., Ширнаева С.Ю. Статистические методы исследования макроэкономической стабилизации в России // Научные исследования Самарского государственного экономического университета: итоги и перспективы: сб. науч. тр.: в 2 ч. – Самара: Изд-во Самар. гос. экон. ун-та, 2011. – Ч.1. – С. 83–90.

5. Суханова Е.И., Ширнаева С.Ю. Типологизация показателей, отражающих стабилизационные процессы экономики России, по критериям устойчивости // Вестник Самарского государственного экономического университета. – Самара, 2012. – № 5(91). – С. 103–109.

6. Эконометрика: учебник / под ред. И.И. Елисеевой. – М.: Финансы и статистика, 2002. – 344 с.

7. Engle R.F., Granger C.W.J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing // Econometrica. 1987. Vol. 55, pp. 251–276.

8. MacKinnon J.G. Critical values for cointegration tests // UC San Diego Discussion Paper, 1990, pp. 90–94.

References

1. *Kratkosrochnyje ekonomicheskije pokazateli Rossijskoj Federatsii* [Russian Federation short-term economic indices]. Moscow, 2013. URL: http://www.gks.ru/bgd/regl/b13_03/Main.htm (accessed 19 March 2013).

2. Magnus Ya.R., Katyshev P.K., Peresetskij A.A. *Econometrica. Nachalnij kurs* [Econometrics. Starting course]. Moscow, Business, 2004. 575 p.

3. Sukhanova E.I., Shirnaeva S.Yu. *Vestnik Samarskogo gosudarstvennogo ekonomicheskogo universiteta* (Vestnik of Samara State University of Economics). Samara, 2013, no. 2(100), pp. 109–114.

4. Sukhanova E.I., Shirnaeva S.Yu. *Nauchniye issledovaniya Samarskogo gosudarstvennogo ekonomicheskogo universiteta: itogi i perspektivy* (Statistical research method of macroeconomic stabilization in Russia. Reseach studies of Samara State Economic University: totals and outlooks. Collected articles. Part 2). Samara, Samara State Economic University publishing house, 2011. p.I, pp. 83–90.

5. Sukhanova E.I., Shirnaeva S.Yu. *Vestnik Samarskogo gosudarstvennogo ekonomicheskogo universiteta* (Vestnik of Samara State University of Economics). Samara, 2012, no. 5(91), pp. 103–109.

6. Ekonometrika: uchebnik pod redaktsiyej I.I. Yeliseyevoj. [Econometrics: text-book edit. By I.I. Yeliseyeva]. Moscow, Finance and statistics, 2002. 344 p.

7. Engle R.F., Granger C.W.J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing // Econometrica. 1987. Vol. 55, pp. 251–276.

8. MacKinnon J.G. Critical values for cointegration tests // UC San Diego Discussion Paper, 1990, pp. 90–94.

Рецензенты:

Корнеева Т.А., д.э.н., профессор кафедры бухгалтерского учета и экономического анализа, ФГБОУ ВПО «Самарский государственный экономический университет», г. Самара;

Репин О.А., д.ф.-м.н., профессор, заведующий кафедрой математической статистики и эконометрики, ФГБОУ ВПО «Самарский государственный экономический университет», г. Самара.

Работа поступила в редакцию 11.07.2013.