

# ЭКОНОМЕТРИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ИНДЕКСОВ ЦЕН НА ОСНОВЕ ПОДХОДА ЭНГЛА-ГРЭЙНДЖЕРА

М. В. Пранович

## Введение

Данная статья посвящена проблеме моделирования индексов инфляции, в частности индекса потребительских цен (ИПЦ) и индекса цен на промышленную продукцию (ИЦПП). В качестве инструмента анализа и моделирования инфляции в данном случае используется подход Энгла–Грэйнджера построения модели с коррекцией ошибок для коинтегрируемых временных рядов.

Более подробно концептуальные основы коинтеграции и данного подхода описаны в целом ряде источников, в частности [1],[2].

## 1. Описание уравнений

Рассмотрим построение моделей для индексов цен с использованием механизма коррекции ошибок.

На первом этапе в качестве экзогенных переменных для долгосрочных зависимостей выбирается показатель рублевой денежной массы (РДМ) –  $M3$ . Уравнения для долгосрочной связи индексов цен с показателями денежного предложения имеют вид

$$Cpi_t = \alpha_0 + \alpha_1 M3_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

$$Ppi_t = \beta_0 + \beta_1 M3_t + \gamma_t. \quad (2)$$

где  $Cpi_t$ ,  $Ppi_t$  – временные ряды ИПЦ и ИЦПП  $\alpha_0$ ,  $\alpha_1$ ,  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  – МНК-оценки коэффициентов для долгосрочных связей.

Тогда временные ряды ошибок определяются следующим образом:

$$\varepsilon_t = Cpi_t - \alpha_1 * M3_t - \alpha_0, \quad (3)$$

$$\gamma_t = Ppi_t - \beta_1 * M3_t - \beta_0. \quad (4)$$

Последовательное применение расширенного теста Дикей–Фуллера (Augmented Dickey-Fuller test – ADF-test) для временных рядов  $Cpi_t$ ,  $M3_t$  и  $Ppi_t$ ,  $M3_t$  и рядов остатков долгосрочных зависимостей (3) и (4) для предположения о наличии константы в уравнениях для долгосрочной и краткосрочной связи позволяет установить интегрируемость временных рядов порядка 1 и их коинтегрируемость  $Cpi$  и  $M3$ ,  $Ppi$  и  $M3$ :  $Cpi_t, M3_t \sim CI(1,0)$ ;  $Ppi_t, M3_t \sim CI(1,0)$ . При проведении ADF-теста на коинтегрируемость используются модифицированные критические статистики для коинтеграционного уравнения с константой и одной экзогенной переменной [3].

Основываясь на существующих краткосрочных взаимосвязях, для модели зависимости ИПЦ, в качестве экзогенных выбираются следующие переменные: показатель РДМ –  $M3$ ; рыночный обменный курс наличного белорусского рубля по отношению к доллару США  $Exch$  с лагом в один месяц. Помимо этого, вместо изменения реального ВВП, который рассматривался в ранних работах [4], в качестве объясняющей переменной в уравнение включается показатель изменения розничного товарооборота в реальном выражении  $Turnov$ , отражающий объем предложения товаров на потребительском рынке. В уравнение также включается показатель ИПЦ за предыдущий период. Для обеспечения нормального распределения остатков регрессии в уравнение вводится фиктивная переменная для периода февраля 1997 г. и сентября 1998 г. Тогда уравнение для ИПЦ будет иметь вид

$$\Delta Cpi_t = c_1 \varepsilon_{t-1} + c_2 \Delta Cpi_{t-1} + c_3 \Delta Exch_{t-1} + c_4 \Delta Turnov_t + c_5 + c_6 D_{97:2} + c_7 98:9 + \varepsilon_t, \quad (5)$$

где  $\{\varepsilon_t\}$  – остатки, относительно которых делаются стандартные предположения,  $\Delta$  – означает взятие первой разности.

Для модели зависимости ИЦПП в качестве объясняющих переменных выбираются следующие: показатель РДМ –  $M3$  с лагом в 5 месяцев; официальный обменный курс белорусского рубля по отношению к доллару США  $Exch_{of}$ . Для обеспечения нормального распределения остатков регрессии в уравнение вводится фиктивная переменная для периода января 1997 г. В уравнение включается также показатель ИЦПП за предыдущий месяц, и уравнение имеет вид

$$\Delta Ppi_t = d_1 \gamma_{t-1} + d_2 \Delta Ppi_{t-1} + d_3 \Delta Exch_{of,t} + d_4 \Delta M3_{t-5} + d_5 D_{97:1} + \zeta_t, \quad (6)$$

где  $\{\zeta_t\}$  – остатки, относительно которых делаются стандартные предположения.

## 2. Анализ адекватности модели

Для идентификации моделей использовался обычный МНК, реализованный в ППП СЭМП. В обоих случаях использовались логарифмические ряды помесечных данных, взятых нарастающим итогом к базовому периоду декабря 1994 года. Для оценивания моделей используются временные ряды показателей за апрель 1995 – декабрь 2001 г.

Так модель долгосрочной связи ИПЦ и РДМ имеет вид

$$Cpi_t = 0,975 M3_t - 0,153, \quad (7)$$

а модель ИЦПП:

$$Ppi_t = 1,028 M3_t - 0,928. \quad (8)$$

Таблица 1

**Показатели адекватности моделей для долгосрочных связей**

Коэффициент детерминации R <sup>2</sup>	Статистика Дарбина–Уотсона	Максимальное р-значение
0,987	0,110	0,000
0,986	0,126	0,000

Статистические характеристики модели приведены в табл. 1.

Отметим здесь, что коэффициенты, являющиеся коэффициентами эластичности ИПЦ и ИЦПП по РДМ соответственно близки к 1.

Для долгосрочных связей определяются временные ряды ошибок:

$$\xi_t = Cpi_t - 0,975M3_t + 0,153, \quad (9)$$

$$\eta_t = Ppi_t - 1,028M3_t + 0,928. \quad (10)$$

Для модели ИПЦ на краткосрочном периоде имеет вид

$$\Delta Cpi_t = -0,03 \xi_{t-1} + 0,75 \Delta Cpi_{t-1} + 0,08 \Delta Exch_{t-1} - 0,07 \Delta Turnov_t + 0,01 - 0,06 D97:2 + 0,08 D98:9, \quad (11)$$

а модель ИЦПП:

$$\Delta Ppi_t = -0,03 \eta_{t-1} + 0,56 \Delta Ppi_{t-1} + 0,25 \Delta Exch_{t-1} + 0,13 \Delta M3_{t-5} - 0,001 + 0,11 D97:1. \quad (12)$$

Статистические характеристики моделей приведены в табл. 2.

Таблица 2

**Показатели адекватности моделей краткосрочных связей**

Уравнение	Коэффициент детерминации R <sup>2</sup>	Коэффициент ошибок	Максимальное р-значение
$\Delta Cpi$	0,860	0,018	0,037
$\Delta Ppi$	0,929	0,016	0,004

Результаты статистических тестов проверки гипотез относительно остатков регрессий в виде (11) и (12) приведены в табл. 3.

Таблица 3

**Результаты тестов гипотез об остатках регрессий**

Уравнение	JB-статистика (р-значение)	Q-статистика для остатков (р-значение)	Q-статистика для квадратов остатков (р-значение)
$\Delta Cpi$	0.80 (0.67)	3.87(0.57)	1.51(0.47)
$\Delta Ppi$	0.38 (0.82)	15.65(0.048)*	7.80(0.05)*

Из табл. 3 следует, что в (12) на интервале до 8 имеются лаги, для которых автокорреляционная функция остатков значимо отлична от 0, а на интервале до 3 имеются лаги, для которых автокорреляционная функция квадратов остатков отлична от 0. Следовательно, (12) может быть улучшена при применении методов, учитывающих эти особенности. В (11) остатки гомоскедастичны и являются «белым шумом».

В табл. 4 представлены результаты применения прогнозного теста Чоу (Forecasting Chow-test [5]) и теста Рамсея (Ramsey RESET-test [6]) для проверки устойчивости модели (11). Для теста Чоу в качестве прогнозного рассматривался период с июля по декабрь 2001 г.

Таблица 4

**Результаты тестов на устойчивость моделей**

Уравнение	Прогнозный тест Чоу: F-статистика (p-значение)	Тест Рамсея: F-статистика (p-значение)
$\Delta Cpi$	0.15(0.99)	0.31(0.57)

Тест Чоу подтверждает структурную неизменность модели в виде (11), а тест Рамсея подверждает линейную спецификацию (11).

Рассмотренные статистические характеристики свидетельствуют об адекватности модели ИПЦ и потенциальной возможности ее использования в целях прогнозирования.

**Литература**

1. *Engle R. F., Granger C. W. J.* Advanced text in econometrics / New York: Oxford University Press, 1991.
2. *Johansen S.* Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models / New York: Oxford University Press, 1995.
3. *Charemza W.W., Deadman D.F.* New directions in econometric practice: general to specific modeling, cointegration and vector autoregression / Northampton: Edward Elgar Publishing Ltd., 1997.
4. *Пранович М. В., Малюгин В. И.* Эконометрическое моделирование процессов инфляции в условиях переходной экономики / Тр. междунар. науч. конф. «Математические методы в финансах и эконометрика». Мн.: БГУ, 2000.
5. *Айвазян С.А., Мхитарян В.С.* Прикладная статистика и основы эконометрики / М.: Юнити, 1998.
6. *Ramsey J. B.* Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis / Journal of the Royal Statistical Society. Series B. 1969. 31. P. 350–371.