

# МОДЕЛИРОВАНИЕ ИНФЛЯЦИИ КАК ПРОЦЕССА РАЗБАЛАНСИРОВКИ МЕЖДУ ДЕНЕЖНЫМ ПРЕДЛОЖЕНИЕМ И СПРОСОМ НА РЕАЛЬНЫЕ ДЕНЕЖНЫЕ ОСТАТКИ

М. В. Пранович

## Введение

В последнее десятилетие эконометрические модели и методы анализа получили признание и активно используются в странах с переходной экономикой [1]. Этому способствует интенсивное развитие эконометрической теории, обусловленное потребностью практиков в адекватном количественном описании качественных экономических зависимостей в условиях нестационарности и структурных изменений используемых временных рядов. При моделировании эффективным оказывается подход, основанный на построении моделей коррекции ошибок по нестационарным коинтегрированным временным рядам [2]. Среди важнейших макроэкономических показателей наиболее пристальное внимание со стороны экономических аналитиков и органов государственного управления вызывает индекс потребительских цен (ИПЦ), результаты моделирования которого приводятся далее. Базой для теоретического обоснования эконометрической модели является основное тождество количественной теории денег [3]:

$$MV \equiv PQ, \quad (1)$$

где  $M$  – денежное предложение,  $V$  – скорость обращения денежной массы,  $P$  – уровень цен,  $Q$  – реальный доход или реальный ВВП.

Логарифмирование (1) и замена  $p = \ln(P)$ ,  $m = \ln(M)$ ,  $v = \ln(V)$ ,  $q = \ln(Q)$  позволяет записать уравнение для показателя цен в виде:

$$p = m + v - q. \quad (2)$$

Динамика показателей скорости обращения и реального ВВП полностью определяет динамику спроса на деньги. Это позволяет перейти к следующему представлению инфляции, как процесса разбалансировки между денежным предложением и спросом на реальные денежные остатки на долгосрочном периоде:

$$p = m^s - m^d, \quad (3)$$

где  $m^s \equiv m$  – логарифм денежного предложения,  $m^d$  – логарифм спроса на реальные денежные остатки.

Далее, в качестве показателя цен используется ИПЦ, а в качестве показателя денег – агрегат денежной массы M1, отражающий динамику денег «на руках», которые влияют на цены на потребительском рынке. Для оценивания модели используются ежемесячные данные с марта 1996 г. по декабрь 2002 г. Все показатели представляются в виде прологарифмированных временных рядов, приведенных к базовому уровню декабря 1994 г. Строится векторная модель коррекции ошибок (ВМКО) для коинтегрированных временных рядов [2].

### 1. Функция спроса на денежные остатки по агрегату M1

Моделирование инфляции, как процесса разбалансировки между денежным предложением и спросом на деньги, предварительно требует оценки функции спроса на денежные остатки по выбранному агрегату. Имеет место следующий общий вид функции спроса на номинальные денежные остатки [3]:

$$M = f(P, Q, R), \quad (4)$$

где  $R$  – вектор показателей альтернативной доходности.

Выбор показателей для включения в зависимость осуществляется на основе экономического анализа исследуемого явления и статистического анализа свойств используемых временных рядов. В предлагаемой модели используются следующие показатели:  $P$  – ИПЦ (обозначается  $cpi$ ), как показатель уровня цен, что соответствует (3);  $Q$  – сезонно сглаженный реальный ВВП, как показатель, задающий операционный спрос на денежные остатки (показатель масштаба);  $R$  – процентная ставка по срочным депозитам в национальной валюте (обозначается  $idep$ ). С помощью статистического анализа используемых временных рядов, установлено отсутствие сезонных и структурных изменений. Тестирование временных рядов с помощью расширенного теста Дики-Фуллера (ADF-теста) [2] свидетельствует о том, что они являются интегрированными порядка единица. Следовательно, временные ряды первых разностей показателей являются стационарными.

С учетом принятых обозначений и ценовой гомогенности функция спроса на реальные денежные остатки по M1 представляется в виде:

$$(m1 - cpi) = f(Q, idep), \quad (5)$$

Предполагается, что  $f(\cdot)$  линейна по параметрам и переменным:

$$(m1 - cpi) = \beta_0 + \beta_1 Y + \beta_2 idep. \quad (6)$$

Для оценивания вектора параметров функции используется процедура Йохансена (Johansen Cointegration Test) [4] с учетом рекомендаций

данных в [5] по тестированию ранга коинтеграции при условии включения в ВМКО экзогенных и фиктивных переменных. Устанавливается, что ранг коинтеграции равен 1, т. е. существует один коинтегрирующий вектор, представимый в следующем нормализованном виде  $\beta^T = (1; -0,8; -0,99; 0,09)$ . Вектор  $\beta$  определяет долгосрочное соотношение между рассматриваемыми показателями в виде функции спроса на реальные денежные остатки:

$$(m1 - cpi) = 0.8 + 0,99Y - 0,09ider. \quad (7)$$

## 2. Модель индекса потребительских цен

Временной ряд величины расхождения между предложением и спросом на деньги определяется следующим образом:

$$gap_t = m1_t - (0.8 + 0.99Y_t - 0.09ider_t), \quad (8)$$

Для построения ВМКО, используется вектор переменных

$$X_t^T = (cpi_t, gap_t). \quad (9)$$

В качестве базы для оценивания параметров ВМКО используется период с марта 1996 по декабрь 2002 гг. Определение ранга коинтеграции и вида коинтегрирующих векторов осуществляется с помощью процедуры Йохансена.

Предположение о линейном виде связи для ИПЦ и наличие константы в ней, позволяет записать:

$$cpi_t = c_0 + c_1 gap_t, \quad (10)$$

при этом оценка коэффициента  $c_1 \approx 1$ .

С помощью LR-теста (Likelihood ratio test) определена величина лагов  $k = 1$  в модели коррекции ошибок для приращений используемых в (9) переменных. Также, подтверждается включение в модель показателя номинального обменного курса белорусского рубля к доллару США с лагом 1 и 2 (переменная  $\Delta exch$ ) и фиктивных переменных для января 1997, сентября 1998 и сентября 1999 г., (в модели для них используются обозначения  $d97\_1$ ,  $d98\_9$ ,  $d99\_9$ ).

Устанавливается наличие одного вектора коинтеграции, имеющего следующее нормализованное представление  $c^T = (1; -1,03; 4,52)$  и определяющего долгосрочную связь для ИПЦ в виде:

$$cpi = 1,03gap + 4,52. \quad (11)$$

Тогда, временной ряд отклонений от долгосрочной траектории (11):

$$u_t = cpi_t - 1,03gap_t - 4,52. \quad (12)$$

Уравнение ИПЦ в виде модели коррекции ошибок принимает вид:

$$\Delta cpi_t = -0,05u_{t-1} + 0,67\Delta cpi_{t-1} + 0,11\Delta exch_{t-1} + 0,06\Delta exch_{t-2} + 0,07d97\_1 + 0,09d98\_9 + 0,05d99\_9 + 0,006. \quad (13)$$

Статистическая значимость коэффициента при переменной  $u_{t-1}$  (значение  $t$ -статистики равно  $-3,78$ ) подтверждает наличие механизма коррекции ошибок в краткосрочных связях. Остальные коэффициенты также являются значимыми на уровне значимости 5 %. Знак коэффициента адекватно отражает направление коррекции ИПЦ при его отклонении от долгосрочной траектории.

### 3. Результаты тестирования качества модели ИПЦ

В таблице приведены статистические характеристики и результаты диагностических тестов для модели. Обозначения  $chi^2(h)$  и  $F(n,m)$  соответствуют  $\chi^2$ -статистике и статистике Фишера с  $h$  и  $n,m$  степенями свободы.

Таблица.

Статистические характеристики и результаты диагностических тестов

Статистические характеристики качества			Диагностические статистики (в скобках приведены р-значения)					
$R^2$	s.e.	F-статистика (р-значение)	NORM $chi^2(2)$	LM $chi^2(32)$	ARCH $chi^2(32)$	WHITE $chi^2(?)$	RESET F(1,63)	FORECAST $chi^2(12)$
0,9	0,014	96,48 (0,00)	1,64 (0,44)	28,85 (0,62)	18,86 (0,96)	19,98 (0,10)	3,09 (0,08)	6,40 (0,89)

Тестами [6] не отклоняются гипотезы о нормальном распределении (NORM), некоррелированности (LM) и гомоскедастичности (ARCH) остатков. Тест Рамсея (RESET) подтверждает линейный вид модели, а прогнозный тест Чоу (FORECAST) указывает на стабильность оцененной взаимосвязи. Тесты свидетельствуют о высокой адекватности модели и ее применимости для анализа и прогноза инфляции.

### Литература

1. Charemza W. W., Makarova S. The LAM-3 model of East European economies: initial foundations and first results / Leicester: University of Leicester, 1998. 97 с.
2. Engle R. F., Granger C. W. J. Advanced text in econometrics / New York: Oxford University Press, 1991. 301 с.
3. Фридмен М. Если бы деньги заговорили... / М.: Дело, 1999. 160 с.
4. Johansen S. Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models / New York: Oxford University Press, 1995. 267.
5. Harris R. I. D. Using cointegration analysis in econometric modelling / New York: Prentice hall, 1995.
6. Айвазян С. А., Мхитарян В. С. Прикладная статистика и основы эконометрики / М.: Юнити, 1998. 1022 с.