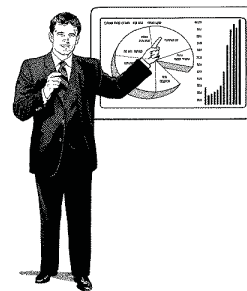


АНАЛИТИЧЕСКИЕ ПРОГНОЗЫ И ПРЕДЛОЖЕНИЯ



В.В. БОБРОВИЧ

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ ВЛИЯНИЯ ВАЛЮТНОГО КУРСА НА ИНФЛЯЦИОННЫЕ ПРОЦЕССЫ

В настоящее время существует множество различных подходов к моделированию инфляции. Среди зарубежных авторов можно выделить работы неокейнсианского направления (К. Хашмат, М. Ричхилд, Дж. Пэйн, Н. Эрикссон, Э. Кутэн, Дж. Брада) [1; 2, 219—230; 3; 4]. К наиболее известным белорусским исследователям инфляционных процессов можно отнести М.К. Кравцова, В.Н. Комкова, М.В. Демиденко, А.М. Картуна [5, 17—32; 6, 19—23; 7, 41—48]. В то же время представляют интерес исследования, направленные на анализ факторов инфляционных процессов и применение эконометрических подходов к данной проблематике в условиях конкретной экономической среды. Цель настоящей статьи — определить характер инфляционных процессов в Республике Беларусь с помощью эконометрической модели, отражающей влияние отдельных показателей на изменение уровня цен.

Республика Беларусь является страной с малой открытой экономикой, характеризующейся высокой зависимостью от внешнеэкономической деятельности и высокой долей валютной составляющей в балансах банков, поэтому валютный курс оказывает прямое воздействие на активность экономических субъектов, формирование девальвационных и инфляционных ожиданий, обеспечение устойчивости банковского сектора.

Можно выделить три взаимосвязи валютного курса и инфляции в малой открытой экономике с высоким уровнем импортоемкости [8; 9].

Первая взаимосвязь состоит в непосредственном влиянии изменений валютного курса на цены импортируемых товаров и услуг. С обесценением национальной валюты сразу же возрастают цены на импортируемые потребительские, промежуточные и инвестиционные товары. Такое увеличение цен увеличивает спрос, а следовательно, и цены на товары-заменители (субституты).

Вторая взаимосвязь заключается во влиянии девальвации на заработную плату. Заработная плата в отраслях экономики, зависимых от изменений валютного курса, подвергается непосредственному влиянию. Также девальвация влияет на уровень жизни населения в целом, что подразумевает комплексное повышение заработной платы.

Валентин Валентинович БОБРОВИЧ, ассистент кафедры бюджета и финансов внешнеэкономической деятельности Белорусского государственного экономического университета.

Третья взаимосвязь заключается в отрицательном влиянии девальвации на спрос на национальную валюту, обусловленном ростом девальвационных ожиданий. Экономические агенты, которые ожидают девальвацию, корректируют и свои инфляционные ожидания. Более того, если в экономике присутствует высокий уровень валютизации (высокая доля валютной составляющей в балансах участников финансового рынка), влияние девальвации на скорость обращения денег и уровень цен будет еще более выраженным, в связи с дополнительным замещением валют.

Основными показателями инфляции, применяемыми в макроэкономических исследованиях, являются *индекс потребительских цен (ИПЦ)* и *индекс цен производителей промышленной продукции (ИЦППП)*. Перечень используемых в эконометрической модели показателей и их условные обозначения приведены ниже.

Условные обозначения показателей, используемых в модели

Условное обозначение	Показатель, единица измерения
cri_t	Индекс потребительских цен, декабрь 2000 г. = 1
ppi_t	Индекс цен производителей промышленной продукции, декабрь 2000 г. = 1
gdp_t	Реальный ВВП в среднегодовых ценах 1995 г., млрд р.
ior_t	Реальный объем промышленного производства в среднегодовых ценах 1995 г., млрд р.
$prnb_t$	Ставка рефинансирования Национального банка Республики Беларусь, % годовых
$exch_t$	Индекс номинального курса белорусского рубля к доллару США, 2005 г. = 1
oil_t	Цена импортируемой сырой нефти, дол. США за 1 т

Зарубежные и отечественные ученые, моделируя инфляционные процессы, обычно используют множество монетарных и немонетарных факторов. В качестве основных регрессоров, определяющих динамику ИПЦ в Беларуси, в данном исследовании выбраны:

- *валютный курс белорусского рубля к доллару США*. Следует отметить, что экономика Республики Беларусь имеет высокую степень открытости, кроме того, ей присущ значительный уровень долларизации. Эти два аспекта обусловили причинную направленность влияния в первую очередь валютного курса на инфляцию в Республике Беларусь, а не наоборот, в связи с чем считаем валютный курс одним из основных факторов эконометрической модели инфляции;

- *индекс цен производителей промышленной продукции*. Отражает воздействие роста затрат при производстве потребительских товаров на их конечные цены;

- *ставка рефинансирования Национального банка*. Рост ставки означает удорожание национальной валюты, что оказывает сдерживающее воздействие на уровень потребительской инфляции. Ставка рефинансирования, хотя неразрывно связана с инфляцией, но в то же время активно используется в качестве монетарного инструмента борьбы с данным отрицательным экономическим явлением, т. е. выступает в качестве фактора;

- *валовой внутренний продукт*. Повышение общего уровня спроса в экономике, результатом которого является рост ВВП, создает условия для увеличения издержек. Так, производство дополнительной продукции может потребовать повышенной оплаты труда, найма дополнительных работников (с более низкой производительностью труда) и, в конечном итоге, увеличения расходов на рабочую силу. Рост внутреннего спроса также может вызвать ухудшение внешней торговли (рост импорта) и ослабление обменного курса, что будет стимулировать ценовое давление со стороны импорта [10, 29]. Положительное воздействие выпуска на динамику инфляционных процессов (рост инфляции) в стране является хорошо известной и теоретически обоснованной экономической зависимостью.

Нами была сделана попытка включения в модель в качестве фактора показателя рублевой денежной массы $M2^*$, однако по результатам оценки коэффициентов модели он оказался незначимым. Следует отметить, что речь идет именно о статистической незначимости, а не экономической, т. е. по сравнению с другими факторами агрегат $M2^*$ вносит небольшой вклад в аппроксимацию динамики цен. Объяснением данного факта, скорее всего, является то, что показатель денежной массы влияет на уровень цен не непосредственно, а через трансмиссионный механизм, основным звеном которого является валютный курс, т. е. рост рублевой денежной массы приводит к обесцениванию курса белорусского рубля, которое в свою очередь стимулирует инфляционные процессы.

Что касается таких экономически значимых факторов, как использование внутренних и внешних заимствований для покрытия дефицита госбюджета, рост объемов кредитования экономики, чрезмерность инвестиций в отдельные сферы экономики и других, то включение данных переменных в модель затруднено в связи со сложностями формирования их временных рядов требуемой длины (с 2001 г.). Как известно из теории эконометрики, рост числа объясняющих переменных требует соответствующего увеличения количества наблюдений. Так как в нашем случае временной интервал ограничен 2001—2013 гг., то для построения уравнений мы использовали только первостепенные факторы. Наличие влияния неучтенных факторов проявляется через константу модели, а также ошибку регрессии.

Данные теоретические предпосылки приводят к следующей спецификации модели*:

$$cpi_t = f_1(exch_t, ppi_t, nrnb_t, gdp_t). \quad (1)$$

(+) (+) (-) (+)

При построении модели ИЦППП были определены следующие факторы:

- валютный курс белорусского рубля к доллару США;
- цена импортируемой в Беларусь сырой нефти. Показатель актуален вследствие высокого удельного веса затрат на покупку энергоресурсов в материальных затратах производителей промышленной продукции;
- реальные объемы промышленного производства. Их рост означает увеличение спроса на продукцию промышленности, следовательно, повышаются и цены.

С учетом изложенного получаем следующую модель:

$$ppi_t = f_2(exch_t, oil_t, iop_t). \quad (2)$$

(+) (+) (+)

Для оценивания системы уравнений (1)—(2) все временные ряды показателей сформированы на поквартальной основе с I кв. 2001 г. по I кв. 2013 г. (50 наблюдений) и рассматриваются в логарифмической форме, поскольку она более удобна с позиций качественного анализа результатов моделирования (коэффициенты уравнений приобретают смысл эластичностей). Предварительно динамические ряды ВВП и реального объема промышленного производства были очищены от статистически значимой сезонной компоненты при помощи метода мультипликативной скользящей средней**. Для остальных используемых в модели рядов сезонность на рассматриваемом интервале не характерна.

*Здесь и далее в записи функции $f(x_1, x_2, \dots, x_n)$ в скобках под показателями знак (\pm) означает положительное (отрицательное) влияние экзогенного фактора на эндогенный.

**Статистический анализ используемых временных рядов, оценка коэффициентов моделей и расчет качественных характеристик уравнений были проведены в эконометрическом пакете Econometric Views 7.

Из теории эконометрики известно, что при построении линейных регрессий, в которых переменные представлены временными рядами, нельзя пользоваться традиционными методами оценки коэффициентов, применимыми к пространственным выборкам, в неизменном виде. В случае если динамические ряды исходных статистических данных являются нестационарными*, возникает опасность создания так называемой ложной регрессии. «Ложная» регрессия характеризуется достаточно высокой статистической значимостью при одновременном отсутствии смыслового экономического влияния объясняющих переменных на объясняемую. Поэтому исходным пунктом эконометрического анализа данных должна являться проверка используемых временных рядов на стационарность.

Первый шаг при проверке временного ряда на стационарность заключается в его визуализации. График временного ряда очень часто делает очевидным наличие тренда или сезонной компоненты. Если это действительно так, то проводится операция их выделения, после чего временной ряд, как правило, становится стационарным. На рис. 1 приведены графики прологарифмированных динамических рядов ИПЦ и ИЦППП за период с 2001 по 2013 г. Из них видно, что данные обладают повышающим трендом линейного характера, и уже визуальный анализ позволяет сделать вывод о нестационарности исходных временных рядов.

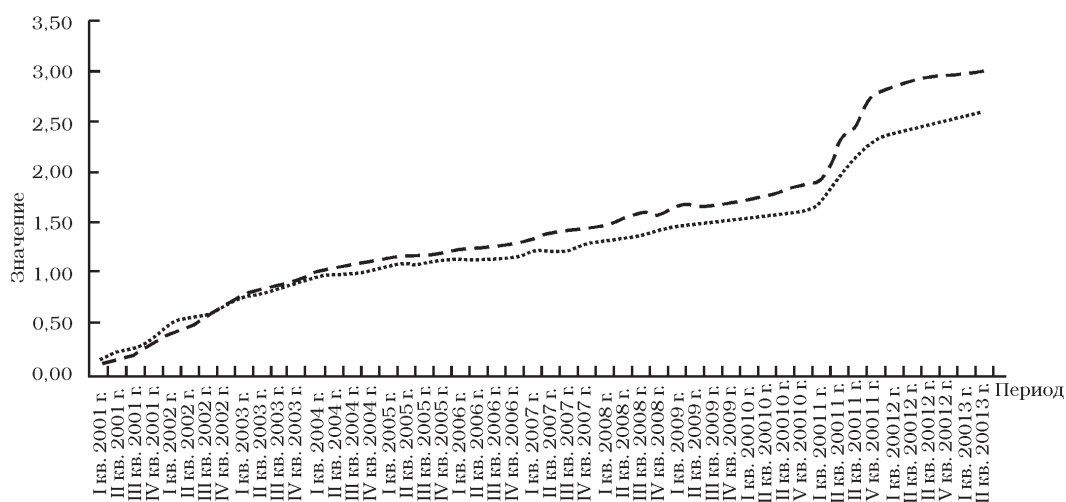


Рис. 1. Динамика прологарифмированных ИПЦ и ИЦППП: ИПЦ; -- ИЦППП

Одним из наиболее распространенных способов преобразования нестационарного временного ряда в стационарный является взятие последовательных разностей исходного ряда. В связи с этим вводится следующее понятие: временной ряд x_t называется интегрированным первого порядка (обозначается $x_t \sim I(1)$), если ряд его первых разностей $x_t - x_{t-1}$ является стационарным (обозначается $\Delta x_t \sim I(0)$). Аналогично определяются динамические ряды, интегрированные порядка d ($x_t \sim I(d)$), в случае если стационарными являются их конечные разности данного порядка ($\Delta^d x_t \sim I(0)$). Так, применив процедуру взятия первых разностей к ИПЦ и ИЦППП, получаем ряды, указанные на рис. 2.

Из рис. 2 видно, что первые разности ИПЦ и ИЦППП похожи на стационарные временные ряды, однако принимать данный вывод только лишь на основании визуального анализа некорректно. Для подтверждения этого факта целесообразно применить ряд формальных эконометрических про-

*Стационарность временного ряда в широком смысле означает неизменность во времени его среднего значения, дисперсии и ковариации.

цедур. Наиболее распространенная из них — специальные тесты на стационарность. На практике обычно применяют два из них: тест Дики — Фуллера (*ADF*-тест) на наличие единичного корня и тест Квятковского — Филлипса — Шмидта — Шина (*KPSS*-тест).

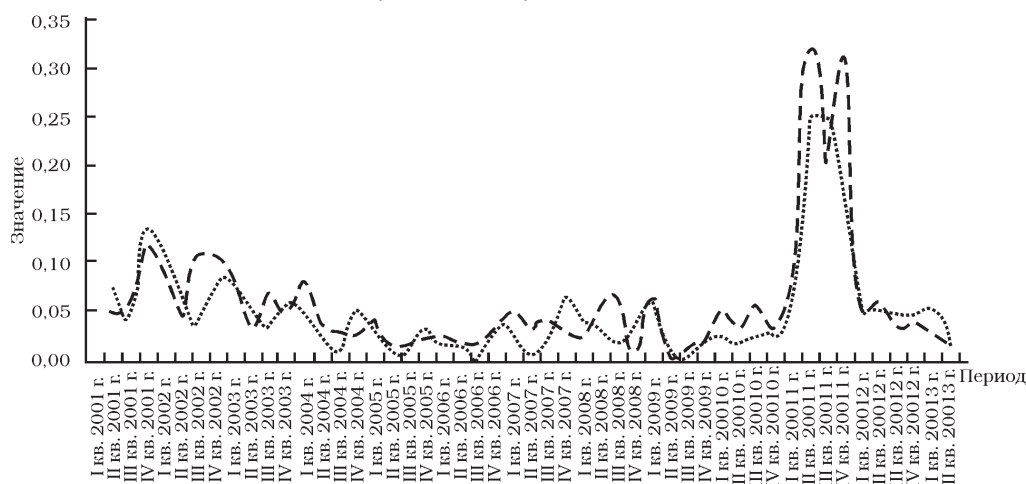


Рис. 2. Динамика первых разностей ИПЦ и ИЦППП: ——— Δ ИПЦ; --- Δ ИЦППП

Как следует из данных табл. 1, все исходные временные ряды, за исключением ИПЦ и ИЦППП, являются нестационарными интегрированными первого порядка $I(1)$. Ряды ИПЦ и ИЦППП, также как и их первые разности, согласно *KPSS*-тесту, относятся к стационарным. Однако это противоречит результатам *ADF*-теста и визуального анализа (рис. 1). Следовательно, динамические ряды cr_t и pr_t также можно считать нестационарными первого порядка интеграции.

Таблица 1. Результаты тестов *ADF* и *KPSS* для проверки рядов, используемых в модели, на стационарность

Ряд	<i>ADF</i> -тест, $p = 4$			<i>KPSS</i> -тест			Результат
	Спецификация*	<i>ADF</i> -статистика	Критические значения	Спецификация**	<i>LM</i> -статистика	Критические значения	
cr_t	<i>T</i>	-2,361	-3,506	<i>T</i>	0,136	0,146	$I(1)$
Δcr_t	<i>C</i>	-3,583	-2,925	<i>C</i>	0,151	0,463	$I(0)$
pr_t	<i>T</i>	-2,614	-3,509	<i>T</i>	0,140	0,146	$I(1)$
Δpr_t	<i>C</i>	-3,275	-2,927	<i>C</i>	0,139	0,463	$I(0)$
gdp_t	<i>T</i>	-1,874	-3,527	<i>C</i>	0,786	0,463	$I(1)$
Δgdp_t	<i>C</i>	-7,679	-2,939	<i>C</i>	0,117	0,463	$I(0)$
iop_t	<i>T</i>	-1,688	-3,527	<i>C</i>	0,781	0,463	$I(1)$
Δiop_t	<i>C</i>	-5,993	-2,939	<i>C</i>	0,101	0,463	$I(0)$
$exch_t$	<i>T</i>	-2,750	-3,527	<i>C</i>	0,684	0,463	$I(1)$
$\Delta exch_t$	<i>N</i>	-4,500	-1,950	<i>C</i>	0,264	0,463	$I(0)$
$pmnb_t$	<i>T</i>	-1,181	-3,527	<i>T</i>	0,195	0,146	$I(1)$
$\Delta pmnb_t$	<i>C</i>	-4,400	-2,939	<i>T</i>	0,084	0,146	$I(0)$
oil_t	<i>C</i>	-1,087	-2,937	<i>C</i>	0,745	0,463	$I(1)$
Δoil_t	<i>N</i>	-5,937	-1,950	<i>C</i>	0,425	0,463	$I(0)$

*Для *ADF*-теста спецификация *T* означает, что тестируемая модель содержит тренд и константу, *C* — модель содержит только константу, *N* — модель без тренда и константы. Различные спецификации тестируемых моделей имеют собственные критические значения, используемые при тестировании нулевых гипотез.

**Для *KPSS*-теста спецификация *T* означает, что нулевая гипотеза — ряд стационарный относительно тренда, а альтернативная — нестационарный с константой, *C* означает, что нулевая гипотеза — ряд стационарный с константой, а альтернативная — нестационарный без константы.

Результаты анализа рядов на стационарность говорят о возможности построения линейной эконометрической модели инфляции традиционными методами на основе временных рядов, преобразованных к первым разностям. Итак, уравнение (1), оцененное методом наименьших квадратов за период с I кв. 2001 г. по II кв. 2013 г., имеет следующий вид:

$$\Delta cpi_t = \underset{(0,0000)}{0,735\Delta ppi_t} + \underset{(0,0172)}{0,285\Delta gdp_{t-1}} + \underset{(0,0143)}{0,125\Delta exch_{t-1}} - \underset{(0,0024)}{0,081\Delta nnnb_{t-2}} - 0,005. \quad (3)$$

В скобках под коэффициентами модели приведены соответствующие p -значения t -статистики. Таким образом, можно сказать, что все коэффициенты уравнения значимы на 5 %-ном уровне.

Экономическая интерпретация уравнения (3) заключается в следующем. Основным фактором, определяющим динамику потребительских цен в Республике Беларусь, является уровень цен на продукцию промышленности. Так, при прочих неизменных условиях увеличение ИЦППП на 1 % вызывает рост ИПЦ на 0,74 %. Также большое влияние на индекс потребительских цен оказывает уровень выпуска: однопроцентный рост ВВП через 3 месяца приводит к повышению ИПЦ на 0,29 %. Кроме того, находят свое подтверждение сделанные ранее теоретические предположения о влиянии валютного курса белорусского рубля на уровень инфляции.

Обесценивание национальной валюты относительно доллара США на 1 % вызывает с лагом в 3 месяца рост потребительских цен в среднем на 0,13 %. Менее значимо, но статистически и экономически оправдано отрицательное воздействие на ИПЦ ставки рефинансирования Национального банка: ее однопроцентный рост через полгода приводит к замедлению темпов потребительской инфляции на 0,08 %.

Что же касается индекса цен производителей промышленной продукции, то для данного показателя не удалось построить качественной эконометрической модели, основанной на преобразованных к первым разностям временных рядах. Однако существует иной подход, позволяющий использовать при создании модели нестационарные ряды динамики. Данный подход опирается на теорию коинтеграции, суть которой, говоря кратко, состоит в следующем. Пусть временные ряды x_t и y_t являются нестационарными интегрированными первого порядка $I(1)$. Кроме того, существует линейная комбинация $\alpha x_t + \beta y_t$, являющаяся стационарным временным рядом $I(0)$. В этом случае ряды x_t и y_t называются коинтегрированными, а вектор $(\alpha; \beta)$ — коинтеграционным. Случай с двумя переменными может быть обобщен для любого количества переменных и различных порядков интегрированности.

Коинтеграция является статистическим выражением концепции долгосрочной связи между экономическими переменными. В случае наличия коинтегрированности всегда существует соответствующая модель корректировки ошибки (*ЕСМ*), которая одновременно отражает краткосрочные и долгосрочные аспекты динамики исследуемых переменных.

В основу *ЕСМ* положена идея о том, что между уровнями определенных переменных может существовать долгосрочная связь. Иными словами, предполагается существование некой равновесной траектории движения этих переменных, от которой они могут отклоняться и, как правило, отклоняются, но экономические механизмы действуют в направлении восстановления равновесия, осуществляя корректировку соответствующих отклонений.

Первый этап построения *ЕСМ*-модели заключается в нахождении коинтеграционного вектора. Учитывая высокую импортную емкость белорусской промышленности и значительный удельный вес в ее материальных затратах расходов на энергоресурсы, логично предположить существование долгосрочной связи между ИЦППП, валютным курсом белорусского рубля к доллару США и ценой на импортируемую в страну сырую нефть.

Наиболее распространенным способом определения коинтегрированности переменных является тест Йохансена. Поскольку асимптотическое распределение используемых в нем статистик зависит от спецификации коинтеграционного соотношения, то при проведении теста предусмотрено несколько опций. В данном случае следует выбрать опцию, означающую, что в коинтеграционное соотношение включена константа, но не тренд. Результаты теста Йохансена для переменных ppi_t , $exch_t$ и oil_t представлены в табл. 2.

Таблица 2. Результаты теста Йохансена на коинтеграцию

Гипотеза о количестве коинтеграционных соотношений	Собственное значение	λ_{trace}	Вероятность	λ_{max}	Вероятность
Нет	0,580243	45,29378	0,0004	41,66778	0,0000
Не больше 1	0,072430	3,626006	0,9314	3,609000	0,8981
Не больше 2	0,000354	0,017007	0,8961	0,017007	0,8961

Таким образом, и статистика следа (λ_{trace}), и статистика максимального собственного значения (λ_{max}) говорят о существовании одного коинтеграционного вектора на 5 %-ном уровне значимости. Нормированное коинтеграционное соотношение, оцененное методом максимального правдоподобия, выглядит следующим образом:

$$ppi_t = 1,097 exch_t + 0,468 oil_t - 1,365 + \varepsilon_t, \quad (4)$$

(0,0000) (0,0000)

где ε_t — некоторый стационарный временной ряд $I(0)$ с нулевым средним значением.

Кoineгpaциoннoе сoтнoшeниe являeтся нeoтъeмлeмым кoмпoнeнтoм мoдeли *ЕСМ*. Так, eсли в нeкoтoрый мoмeнт врeмeни $t-1$ знaчeниe вьрaжeния ($ppi_{t-1} - 1,097 exch_{t-1} - 0,468 oil_{t-1} + 1,365$) стaлo пoлoжитeльным, т. e. индeкс цeн прoизвoдитeлeй прoмышлeннoй прoдукции прeвысил свoй дoлгoсрoчный урoвeнь, тo прирoст индeкса Δppi_t зa пoслeдующий пeриoд ($t-1; t$) при oтсутствии внeшних крaткoсрoчных шoкoв дoлжeн бьтe oтрицaтeльным, причeм прoпoрциoнaльнo ε_{t-1} , т. e. $-a(ppi_{t-1} - 1,097 exch_{t-1} - 0,468 oil_{t-1} + 1,365)$, гдe $0 < a \leq 1$. В дeйствиeлнoсти жe вeличинa прирoстa ИЦППП в кaждый мoмeнт t , крoмe кoррeктирoвки к дoлгoсрoчнoму рaвнoвeсию, пoдвeржeнa вoздeйствию и рaзличных крaткoсрoчных фaктoрoв, зaчaстую рaзнoнaпрaвлeнных. Итaк, урaвнeниe (2), oцeнeннoе мeтoдoм нaимeньших квaдрaтoв в фoрмe *ЕСМ*-мoдeли зa пeриoд с I кв. 2001 г. пo II кв. 2013 г., имeeт слeдующий вид:

$$\Delta ppi_t = -0,195(ppi_{t-1} - 1,097 exch_{t-1} - 0,468 oil_{t-1} + 1,365) + 0,641 \Delta exch_t + \quad (5)$$

(0,0000) (0,0000) (0,0000) (0,0000)

$$+ 0,230 \Delta iop_{t-1} + 0,151 D(2011, 2) + 0,027,$$

(0,0366) (0,0000)

где $D(2011, 2)$ — фиктивная переменная, отражающая случайный выброс во II кв. 2011 г.

Экoнoмичeская интeрпрeтaция урaвнeния (5) зaключaeтся в слeдующeм. Кoинтeгрaциoннoе сoтнoшeниe, кaк ужe упoминaлoсь вьшe, свидeтeлствует o дoлгoсрoчнoм вoздeйствиe на индeкс цeн прoизвoдитeлeй прoмышлeннoй прoдукции вaлoтнoгo курсa бeлoрусскoгo рублa и цeны импoртa сырoй нeфти. Так, oднoпpoцeнтнoе удoрoжaниe дaннoгo энeргoресурсa вьзвьaeт рoст ИЦППП нa 0,47 %. Oбeсцeнивaниe нaциoнaльнoй вaлoтy oтнoситeльнo дoллaрa США нa 1 % прoвoцируeт прaктичeски aнaлoгичнoе увeличeниe цeн нa прoмышлeннoу прoдукцию (1,1 %) в дoлгoсрoчнoй пeрспeктивe. Влияниe вaлoтнoгo курсa тaкжe знaчимo и в крaткoсрoчнoм пeриoдe: кoэффициeнт элaстичнoсти сoстaвляeт 0,64 %. Тaкжe слeдуeт oтмeтить, чтo oднoпpoцeнтнoе увeличeниe рeальнoгo oбъeмa прoмышлeннoгo прoизвoдствa вeдeт к нeзнaчитeльному рoстy ИЦППП (нa 0,23 %).

На заключительном этапе исследования необходимо провести оценку качества моделей (3) и (5). Суть данной проверки — оценить, насколько хорошо эмпирическое уравнение регрессии согласуется с реальными статистическими данными. Для проверки качества, как правило, используются следующие показатели:

коэффициент детерминации (R^2). Показывает долю объясненной вариации зависимой переменной. Чем ближе значение этого показателя к единице, тем лучше качество подгонки уравнения к фактическим данным;

скорректированный коэффициент детерминации (R_a^2). Представляет собой R^2 , скорректированный на число включенных в модель факторов. Помогает выявить незначимые переменные;

стандартная ошибка регрессии (SER). Измеряет величину ошибки, приходящейся на одну степень свободы модели. Чем меньше данный показатель, тем лучше построенное уравнение.

Поскольку при оценивании коэффициентов уравнений (3) и (5) применялся метод наименьших квадратов, необходимо проверить выполнимость его классических предпосылок, в частности, нормальность распределения ошибок, отсутствие автокорреляции и гетероскедастичности остатков.

Для проверки подчиненности ошибок уравнений закону нормального распределения служит статистика Жака — Бера (*JB*). В случае когда ее p -значение больше 0,05, считается, что данная подчиненность соблюдается.

Автокорреляция в остатках уравнений свидетельствует о том, что в них осталась неслучайная составляющая. Для ее обнаружения применяется статистика Дарбина — Уотсона (*DW*), которая в условиях отсутствия автокорреляции должна быть близка к двум.

Гетероскедастичность снижает эффективность оценок параметров уравнений. Она проявляется в том, что разброс остатков уравнений меняется в зависимости от какого-либо фактора модели. Для обнаружения гетероскедастичности, как правило, применяется тест Уайта (*W*). В случае ее отсутствия соответствующая p -статистика больше 0,05.

Значения описанных выше статистических критериев для уравнений (3) и (5) приведены в табл. 3.

Таблица 3. Статистические характеристики уравнений (3) и (5)

Показатель	Уравнение (3)	Уравнение (5)
Коэффициент детерминации, R^2	0,846	0,916
Скорректированный коэффициент детерминации, R_a^2	0,832	0,908
Стандартная ошибка регрессии, <i>SER</i>	0,022	0,020
p -значение статистики Жака — Бера, <i>JB</i>	0,152	0,715
Статистика Дарбина — Уотсона, <i>DW</i>	1,768	1,839
p -значение статистики теста Уайта, <i>W</i>	0,129	0,480

Все статистические характеристики уравнений (3) и (5) являются достаточно хорошими, поэтому можно считать, что коэффициенты моделей оценены адекватно и экономически обоснованы.

Таким образом, опираясь на результаты эконометрического моделирования, можно сказать, что одним из ключевых факторов, определяющих динамику цен в Республике Беларусь, является обменный курс национальной валюты. Данное влияние обусловлено сложившейся структурой белорусской экономики и, в частности, высоким удельным весом импорта в материальных затратах промышленности. Именно в росте цен на продукцию промышленности проявляется инфляционная волна, порождаемая девальвацией белорусского рубля. Обесценивание национальной денежной единицы всего на 1 % практически мгновенно приводит к росту ИЦППП на 1,7 %. В долгосрочной перспективе первоначальное увеличение несколько стабилизируется до 1,1 % к базисному уровню цен. Кроме того, инфляция распространяется и на потребительские товары. Воздействие девальвации на ИПЦ осуществляется

посредством двух каналов: непосредственно через увеличение стоимости в белорусских рублях импортных товаров и платных услуг (менее значительное, 0,13 %) и опосредованно через увеличение издержек в промышленности (более значительное: $1,1 \cdot 0,74 = 0,81$ %). В совокупности же однопроцентная девальвация национальной валюты провоцирует повышение потребительских цен на 0,93 %, которое происходит в течение трех ближайших месяцев.

Следует отметить, что данные эффекты проявляются в предположении о неизменности остальных факторов инфляции, учитываемых в модели. Если же принимать во внимание воздействие обесценивания национальной валюты на иные значимые переменные (например, уровень деловой активности в стране), эффект девальвации на протекающие инфляционные процессы может быть гораздо выше.

Литература

1. Hashmat, Khan. Competitiveness, inflation, and monetary policy / Khan Hashmat, M. Richhild // Working Paper N 246. — Bank of England, 2005.
2. Payne, J.E. Inflationary Dynamics of a Transition Economy: The Croatia Experience / J.E. Payne // Journal of Policy Modeling. — 2002. — N 24.
3. Ericsson, N. Empirical modelling of money demand and inflation / N. Ericsson. — Wash.: IMF, 2001.
4. Kutan, A.M. The End of Moderate Inflation in Three Transition Economies? / A.M. Kutan, J.C. Brada // Federal Reserve Bank of St. Luis Working Paper N 99-003A, 1999.
5. Кравцов, М.К. Новая версия системы эконометрических моделей для анализа и прогнозирования основных индексов цен Республики Беларусь / М.К. Кравцов, А.М. Картун // Экон. бюл. НИЭИ М-ва экономики Респ. Беларусь. — 2009. — № 4.
6. Комков, В. Макромодель для анализа и прогнозирования инфляции издержек / В. Комков, И. Беяцкий // Банк. весн. — 2007. — № 24.
7. Демиденко, М. Модель среднесрочного прогнозирования и проектирования монетарной политики / М. Демиденко // Банк. весн. — 2008. — № 31.
8. Antczak, M. The Influence of the Exchange Rate Stability on Inflation: A Comparative Analysis / M. Antczak, U. Górski // Studies and Analyses No. 137, CASE-Center for Social and Economic Research. — Warsaw, 1998.
9. Dornbusch, R. Exchange Rates and Inflation: Sixth printing / R. Dornbusch: MIT (Massachusetts Institute of Technology) Press, 1995.
10. Миксюк, А. Новокейнсианская кривая Филлипса и механизмы регулирования инфляции Национальным банком / А. Миксюк // Банк. весн. — 2013. — № 13.

Статья поступила
в редакцию 14.10. 2013 г.

ИЗДАТЕЛЬСКИЙ ЦЕНТР БГЭУ представляет

Маркетинговые коммуникации: курс лекций: в 2 ч. / В.С. Протасеня [и др.]. — Минск: БГЭУ, 2013. — Ч. 2. — 123 с.

Изложены теоретические и методические положения коммуникаций, их виды и уровни. Представлен материал по содержанию элементов маркетинговых коммуникаций, их планированию и оценке эффективности.

Для студентов экономических специальностей, слушателей школ управления бизнесом и институтов повышения квалификации

□□□□□□□□ □□□□□□□□ □□□□□□□□ □□□□□□□□□□. □□□□□□□□□□.
□□□□□□□□□□ □□□□□□□□□□□□□□ □□□□□□□□□□□□□□□□□□□. □□□□□□□□□□.