

М.К. Кравцов, доктор физико-математических наук, профессор
А.М. Картун, аспирант НИЭИ Министерства экономики Республики Беларусь

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ИНДЕКСОВ ЦЕН В РЕСПУБЛИКЕ БЕЛАРУСЬ

Одним из важнейших условий обеспечения высоких темпов долговременного экономического роста любой страны является достижение и сохранение финансовой стабильности, один из показателей которой – низкий уровень инфляции. Несмотря на высокие темпы экономического роста в Республике Беларусь проблема инфляции остается до конца не решенной. Это связано прежде всего с ростом мировых цен на энергоносители, продовольствие, сырье и материалы, а также большой зависимостью нашей экономики от импортного сырья. Поэтому весьма важно наиболее точно проанализировать и спрогнозировать возможное влияние как внешних, так и внутренних факторов на развитие инфляционных процессов с целью проведения эффективной экономической политики. Одним из наиболее эффективных методов анализа и прогнозирования является эконометрическое моделирование. Используемые здесь подходы можно объединить в две большие группы:

- моделирование инфляции на основе кривой Филипса и ее современных модификаций, которые представляют собой краткосрочные динамические модели инфляции, т.е. инфляция в каждый момент времени рассматривается как функция инфляционных ожиданий и «разрыва» (*gap*) выпуска. Для этих моделей вводятся дополнительные условия: корректирующие коэффициенты; оценки реального расхождения (*gap*) стоимостных показателей на основе производственных функций роста выпуска. Данный подход реализован в таких странах, как Канада [1], США [2], Франция [3], Великобритания [4];
- построение эконометрических моделей на основе неокейнсианского подхода, т.е. с включением в модели как монетарных, так и немонетарных факторов, таких, как денежные агрегаты, обменные курсы, ставки процента, разрывы выпуска, заработная плата, импортные цены, цены на энергоносители и т.д. Данный подход применяется в основном в европейских и развивающихся странах, а также в странах с переходной экономикой. Он реализован в таких странах, как Чехия [5], Словения [6], Хорватия [7], Австралия [8] и др.

Что касается белорусских исследований, то они ведутся в основном в рамках неокейнсианского подхода. Так, в [9] для

анализа, прогнозирования и оценки вариантов денежно-кредитной политики на основе месячных данных разработан комплекс моделей индекса потребительских цен (ИПЦ), обменного курса, процентной ставки по срочным депозитам и денежного агрегата М1. На основе функции спроса на деньги построена модель ИПЦ, где было найдено одно долгосрочное соотношение между ИПЦ и показателем, характеризующим величину разбалансировки между спросом и предложением по денежному агрегату М1. В модели обменного курса в качестве факторов выступают денежный агрегат М1 и поступление валютной выручки на счета субъектов хозяйствования. В модели процентной ставки объясняющими переменными выступают ставка рефинансирования Национального банка Республики Беларусь и ставка по кредитам межбанковского рынка.

В [10] сделана попытка адаптации и модификации современных зарубежных подходов к эконометрическому моделированию ИПЦ в Республике Беларусь как основному показателю, характеризующему инфляцию, в частности, немецкому подходу к моделированию инфляции в странах с переходной экономикой на примере Украины. Здесь в качестве инфлятогенных факторов выступают денежный агрегат М2, номинальная заработная плата и разница между официальным и рыночным обменным курсом украинской гривны по отношению к доллару США. В подходе МВФ успешно реализованном в ряде стран, используются такие факторы, как внутренние цены на бензин, номинальная заработная плата, цены импорта и наценка розничных торговцев к себестоимости продукции. В результате проведенных исследований был сделан вывод о том, что немецкий подход работал в условиях Беларуси лишь на данных с января 1996 по декабрь 2000гг., когда существовала значительная разница между рыночным и официальным курсами белорусского рубля по отношению к доллару США. На остальных периодах достаточно адекватных моделей получить не удалось. Результаты расчетов по модели, предложенной МВФ, показали, что данная модель в условиях Республики Беларусь неприменима. Поэтому на основе месячных

статистических данных за 2001–2007 гг. была оценена модификация этой модели, включающая номинальный обменный курс белорусского рубля по отношению к доллару США и ИПЦ на газ. Предложенная модификация модели является обоснованной и дает приемлемую точность прогноза.

В настоящей работе на основе квартальных статистических данных с помощью пакета EViews разработана система эконометрических моделей для анализа и краткосрочного прогнозирования основных индексов цен в Республике Беларусь: ИПЦ, индекса цен производителей промышленной продукции (ИЦППП), индекса цен на сельскохозяйственную продукцию (ИЦСХП), дефлятора ВВП. Эта система для вышеназванных показателей апробирована на информации 2007 г. и с помощью ее проведены сценарные ретроспективные прогнозы в зависимости от цен импорта природного газа и сырой нефти.

Спецификация моделей и эконометрический анализ временных рядов. В качестве основных факторов, определяющих ИПЦ (cri_t^b), рассматриваются: номинальный обменный курс белорусского рубля по отношению к доллару США (EU_t); рублевая денежная масса ($M2$) ($m2_t$); энергоёмкость ВВП ($print$). Данные теоретические предпосылки приводят к следующей спецификации модели:

$$cri_t^b = f_1(EU_t, m2_t, print_t) \quad (1)$$

(+), (+), (+)

Для модели ИЦППП (ppi_t^b) выбраны следующие факторы: цена импорта природного газа ($gasp_t$); цена импорта сырой нефти ($oilp_t$); номинальный обменный курс белорусского рубля по отношению к доллару США (EU_t); номинальная средняя заработная плата одного работника (nw_t); энергоёмкость ВВП ($print$). В результате получена следующая спецификация модели:

$$ppi_t^b = f_2(EU_t, nw_t, gasp_t, oilp_t, print_t)$$

(+), (+), (+), (+), (+)

В статистических и аналитических публикациях [11] одной из основных характеристик состояния денежной массы (например, при сравнении темпов ее роста с темпами инфляции) служит рублевая денежная масса

¹ Здесь и далее в записи функции $f(\bullet)$ в скобках под показателями знак + (-) означает положительное (отрицательное) влияние независимого показателя на зависимый.

(M2), которая представляет собой агрегат M1, увеличенный на срочные и условные депозиты, средства в ценных бумагах юридических и физических лиц – резидентов Республики Беларусь – в белорусских рублях. Согласно [12] теоретическая функция спроса на деньги имеет вид: $M_d = f(P, I, R)$, где: M_d – спрос на номинальные денежные средства; P – уровень цен; I – реальный доход; R – вектор показателей доходности от различных активов, альтернативных денежным средствам. Исходя из этой функции для рублевой денежной массы (M2) нами выбраны следующие экзогенные переменные: ИЦППП (ppi_t^b), реальный ВВП (gdp_t), номинальная ставка рефинансирования Национального банка (nr_t). Это приводит к следующей мо-

$$m2_t = f_3(\underset{(+)}{ppi_t^b}, \underset{(+)}{gdp_t}, \underset{(-)}{nr_t}).$$

При построении модели ИЦСХП были определены следующие факторы: цена импорта сырой нефти ($oilp_t$); номинальный обменный курс белорусского рубля по отношению

к доллару США (EU); номинальная средняя заработная плата одного работника (nw_t); энергоёмкость ВВП ($pint$); объем выпуска сельскохозяйственной продукции ($gdpagri_t$). Такой фактор, как объем выпуска сельскохозяйственной продукции, может влиять на цены двояким образом. С одной стороны, рост объема выпуска сельскохозяйственной продукции способен привести к росту спроса на деньги, что в свою очередь окажет влияние на рост цен. С другой стороны, рост объема валового выпуска, особенно продукции растениеводства, способен привести к росту предложения сельскохозяйственной продукции, что при постоянном спросе снизит цены на продукцию сельского хозяйства. Из рис.1 видно, что объем выпуска сельскохозяйственной продукции в Республике Беларусь имеет отрицательное влияние на ИЦСХП. Это связано прежде всего с сезонностью продукции растениеводства и административным регулированием продукции животноводства. Данные предположения приводят к следующей спецификации модели:

$$api_t^b = f_4(\underset{(+)}{EU_t}, \underset{(+)}{nw_t}, \underset{(+)}{oilp_t}, \underset{(-)}{gdpagri_t}, \underset{(+)}{pint_t})$$

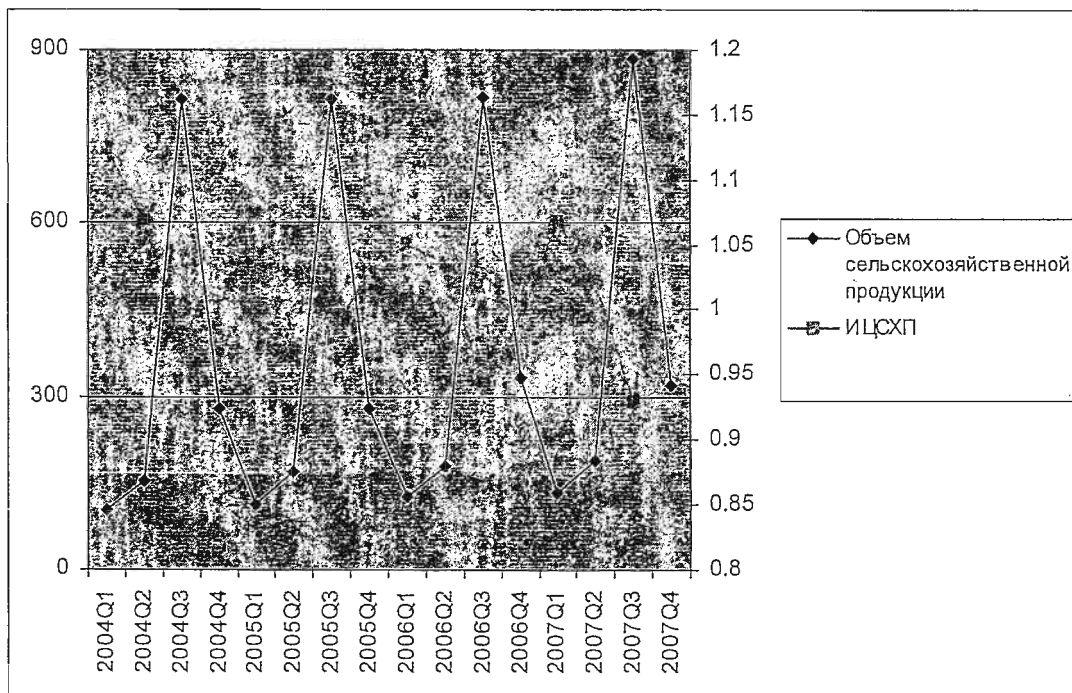


Рисунок 1 – Динамика ИЦСХП и объема производства сельскохозяйственной продукции в Республике Беларусь

Дефлятор ВВП (gpi) представляет собой средневзвешенный индекс или уровень цен на товары и услуги, формирующие ВВП [13]. Поэтому дефлятор ВВП будет оцениваться зависимостью $gpi_t^b = f_4(a_{pi_t^b}, pp_{pi_t^b}, bp_{pi_t^b})$, где:

$bp_{pi_t^b}$ – индекс цен на строительно-монтажные работы.

Перечень показателей, используемых в системе моделей, и условные обозначения их временных рядов (В.р.) приведены в табл. 1.

Таблица 1 – Условные обозначения В.р. показателей, используемых в системе моделей для анализа и прогнозирования индексов цен Республики Беларусь

Условное обозначение В.р.	Показатель, единица измерения, источник информации
<i>Эндогенные переменные</i>	
spi_t^b	Индекс потребительских цен, 2000 г.=1
ppi_t^b	Индекс цен производителей промышленной продукции, 2000г.=1
api_t^b	Индекс цен на сельскохозяйственную продукцию, 2000 г.=1
gpi_t^b	Дефлятор ВВП, 2000 г.=1
$M2_t$	Рублевая денежная масса (M2), млрд руб.
<i>Экзогенные переменные</i>	
$oilp_t$	Цена импорта сырой нефти, долл. США /т
$gasp_t$	Цена импорта природного газа, долл. США / 1000 м ³
EU_t	Номинальный обменный курс белорусского рубля по отношению к доллару США, руб. / долл.
NW_t	Номинальная заработная плата одного работника, тыс. руб.
gdp_t	ВВП, в сопоставимых ценах 2000 г., млрд. руб.
$bp_{pi_t^b}$	Индекс цен на строительно-монтажные работы, 2000 г.=1
$gdpagri_t$	Объем выпуска сельскохозяйственной продукции, в сопоставимых ценах 2000 г.
$pint_t$	Энергоемкость ВВП, тут/руб.
nr_t	Номинальная ставка рефинансирования Национального банка, % годовых

Для оценивания системы моделей все В.р. показателей сформированы на поквартальной основе с I кв. 1996 г. по IV кв. 2007 г. и рассматриваются в логарифмической форме. Вопрос об отнесении каждого из рассматриваемых рядов к классу стационарных или нестационарных, решался по результатам двух тестов: расширенного Дики-Фуллера (ADF-тест) и Квятковского-Филлипса-Шмидта-Шина (KPSS-тест) [14]. Если они оказывались противоречивыми, то проводились дополнительные тесты – Филлипса-Перрона, Эллиота-Ротенберга-Стока и Нг-Перрона [14]. Результаты тестов на стационарность для В.р., используемых при построении системы моделей, представлены в табл. 2.

Необходимо отметить, что В.р. для ИЦСХП и дефлятора ВВП с помощью метода *Census-X12* были очищены от ярко выраженной сезонности.

Результаты тестов свидетельствуют о том, что В.р. для ИЦПП, ИЦСХП, номинального обменного курса белорусского рубля по отношению к доллару США, объема выпуска сельскохозяйственной продукции, рублевой денежной массы (M2), номинальной ставки рефинансирования, цены импорта природного газа, сырой нефти, номинальной средней заработной платы одного работника, реального ВВП, дефлятора ВВП и индекса цен на строительно-монтажные работы являются нестационарными с порядком интегрированности I(1), а В.р. показателя энергоемкость ВВП – стационарным с порядком интегрированности I(0). Для В.р. ИПЦ результаты тестов оказались противоречивыми, поэтому были проведены дополнительные тесты, по результатам которых установлено, что В.р. ИПЦ является нестационарным рядом с порядком интегрированности I(1).

Таблица 2 – Результаты тестов ADF и KPSS для В.р., используемых при построении системы моделей

В. р.	ADF - тест			KPSS - тест			Результат
	Спецификация	ADF статистика	Критические значения	Спецификация	LM статистика	Критические значения	
cri_t^b	N	-2,092	-1,948	T	0,213	0,146	I(1)
EU_t	C	-2,593	-2,933	T	0,265	0,146	I(1)
$m2_t$	C	-2,204	-2,933	T	0,193	0,146	I(1)
nr_t	N	1,365	-1,949	T	0,189	0,146	I(1)
ppi_t	C	-2,625	-2,931	T	0,214	0,146	I(1)
$gasp_t$	N	-0,166	-1,949	C	0,191	0,463	I(1)
$oilp_t$	T	-2,936	-3,518	T	0,126	0,146	I(1)
gdp_t	N	1,942	-1,950	T	0,285	0,146	I(1)
$print_t$	N	-9,490	-1,949	T	0,115	0,146	I(0)
gpi_t^b	N	-1,993	-1,950	T	0,204	0,146	I(1)
nw_t	C	-2,258	-2,993	T	0,205	0,146	I(1)
api_t	T	-3,280	-3,518	T	0,222	0,146	I(1)
$gdpagri_t$	N	-0,239	-1,950	T	0,188	0,146	I(1)
bpi_t	T	-2,695	-3,533	T	0,174	0,146	I(1)

С целью анализа прогнозных свойств и устойчивости коэффициентов регрессионных зависимостей оценивание системы моделей проводилось на двух временных промежутках: с I кв. 1996 г. по IV кв. 2006 г. и с I кв. 1996 г. по IV кв. 2007 г. Данная система включает 5 регрессионных уравнений, содержит 5 эндогенных и 9 экзогенных переменных. Эндогенными переменными являются следующие: ИПЦ, ИЦППП, ИЦСХП, рублевая денежная масса (M2), дефлятор ВВП. Экзогенными переменными в системе моделей являются следующие: цена импорта сырой нефти; цена импорта природного газа; номинальный обменный курс белорусского рубля по отношению к доллару США; номинальная ставка рефинансирования Национального банка Республики Беларусь; номинальная средняя заработная плата одного работника; реальный ВВП; энергоёмкость ВВП; объем выпуска сельскохозяйственной продукции; индекс цен на строительные-монтажные работы.

ИПЦ –

$$\Delta \ln cri_t^b = -0,123[\ln cri_{t-1}^b - 0,659 \ln EU_{t-1} - 0,245 \ln m2_{t-1} + 5,827] + 0,678 \Delta \ln cri_{t-1}^b + 0,131 \ln \Delta m2_{t-1} + 0,076 \ln print_t + 0,379 D(1998, 3)_t ; \tag{1}$$

ИЦППП –

$$\Delta \ln ppi_t^b = -0,164[\ln ppi_{t-1}^b - 0,332 \ln gasp_{t-1} - 0,434 \ln nw_{t-1} - 0,538 \ln EU_{t-1} - 0,027 \ln oilp_{t-1} - 6,587] + 0,784 \Delta \ln ppi_{t-1}^b + 0,556 \Delta \ln nw_{t-1} + 0,081 \ln print_t + 0,324 D(1998, 3); \tag{2}$$

В основе четырех моделей лежит «механизм коррекции ошибок» [14], позволяющий использовать информацию о долгосрочной равновесной зависимости между совместно анализируемыми нестационарными (коинтегрируемыми) В.р. в виде коинтеграционных соотношений при моделировании стационарных краткосрочных изменений анализируемых переменных. Коэффициенты при коинтеграционном соотношении в модели коррекции ошибок характеризуют скорость возврата экзогенного показателя к его устойчивому долгосрочному равновесию с эндогенными показателями. Ее построение проводится в логарифмической форме, поскольку она более удобна с позиций качественного анализа результатов моделирования. В этом случае параметры (коэффициенты) уравнения имеют смысл эластичности.

Система эконометрических моделей. Система моделей, оцененная на данных с I кв. 1996 г. по IV кв. 2007 г. имеет вид:

рублевая денежная масса (M2) –

$$\Delta \ln m2_t = -0,142[\ln m2_{t-1} - 2,075 \ln gdp_{t-1} - 0,865 \ln ppi_{t-1}^b + 0,326 \ln nr_{t-1} + 8,784] +$$

$$+ 0,126 \ln ppi_{t-1}^b + 0,32 + 0,291 \ln gdp_{t-1} + 0,077 DS(1996, 2006, 4);$$

(3)

ИЦСХП –

$$\Delta \ln api_t^b = -0,600[\ln api_{t-1}^b - 0,586 \ln mw_{t-1} - 0,326 \ln EU_{t-1} + 0,169 \ln gdpagri_{t-1} +$$

$$+ 2,171] + 0,175 \Delta \ln mw_{t-1} - 0,191 \ln gdpagri_{t-1} + 0,091 \ln oilp_t + 0,224 \ln EU_t +$$

$$+ 0,064 \ln pint_t + 0,097 D(1998, 3);$$

(4)

дефлятор ВВП –

$$\ln gpi_t^b = 0,192 \ln bpi_t^b + 0,524 \ln ppi_t^b + 0,185 \ln api_t^b - 0,078 + 0,008 t,$$

(5)

где: в скобках под коэффициентами указаны р-значения t-статистики; $D(1998, 3)$ – фиктивная переменная выброса в третьем квартале 1998 г., $DS(1996, 2007)$ – фиктивная переменная для сезонности (их математическое описание дано в [15]), $[*]$ – коинтеграционное соотношение, Δ – оператор взятия разностей.

Экономическая интерпретация моделей (1)–(5) состоит в следующем:

В соответствии с моделью (1) увеличение ИПЦ в долгосрочном периоде определяется ростом рублевой денежной массы (M2) и девальвацией номинального обменного курса белорусского рубля по отношению к доллару США. Рост рублевой денежной массы на 1% увеличит ИПЦ на 0,245%, а девальвация номинального обменного курса белорусского рубля по отношению к доллару США на 1% увеличит ИПЦ и 0,659%. В краткосрочном периоде большое влияние на него оказывает ИПЦ с лагом 1 квартал, что свидетельствует об инерционном эффекте в динамике данного показателя. Необходимо отметить, что значимо также влияние таких показателей, как рублевая денежная масса (M2) с лагом 1 квартал и энергоёмкость ВВП.

Коинтеграционное соотношение модели (2) позволяет интерпретировать долгосрочную связь между переменными следующим образом:

– девальвация номинального обменного курса белорусского рубля по отношению

к доллару США на 1% вызовет рост ИЦППП на 0,538%;

– рост номинальной средней заработной платы одного работника на 1% приведет к росту ИЦППП на 0,434%;

– повышение цен на природный газ (сырую нефть) на 1% приведет к росту ИЦППП на 0,332% (0,027%).

Помимо долгосрочной связи с помощью модели (2) можно проследить и краткосрочную зависимость ИЦППП от независимых переменных. Существенное влияние на ИЦППП в краткосрочном периоде оказывает номинальная средняя заработная плата одного работника. Так, например, ее рост на 1% через квартал приведет к росту ИЦППП на 0,556%. Также значимо влияние на ИЦППП энергоёмкости ВВП (ее увеличение на 1% приводит к росту ИЦППП на 0,081%).

Полученное коинтеграционное соотношение в модели (3) объясняет рублевую денежную массу в долгосрочном периоде. Наибольшее влияние на нее оказывает реальный ВВП (его рост на 1% вызовет увеличение M2 на 2,075%). К увеличению спроса на деньги также приводит рост ИЦППП (увеличение его на 1% приводит к росту M2 на 0,865%). К уменьшению рублевой денежной массы (M2) приводит увеличение номинальной ставки рефинансирования Национального банка (ее увеличение на 1% приводит к уменьшению M2 на 0,326%). В краткосрочном

периоде также значимо влияние реального ВВП и ИЦППП с лагом 1 квартал на М2. Влияние независимых переменных на зависимую обосновано с точки зрения экономической теории и эконометрики.

В модели (4) полученное коинтеграционное соотношение позволяет интерпретировать долгосрочную связь между переменными следующим образом:

– девальвация номинального обменного курса белорусского рубля по отношению к доллару США на 1% вызовет рост ИЦСХП на 0,326%;

– рост номинальной средней заработной платы одного работника на 1% приведет к росту ИЦСХП на 0,586%;

– увеличение объема выпуска сельскохозяйственной продукции на 1% снизит ИЦСХП на 0,169%.

Помимо долгосрочной связи с помощью модели (4) можно проследить и краткосрочную зависимость ИЦСХП от независимых переменных. Существенное влияние на

ИЦСХП в краткосрочном периоде оказывают номинальная средняя заработная плата одного работника и номинальный обменный курс белорусского рубля по отношению к доллару США. Так, например, рост номинальной средней заработной платы одного работника на 1% через квартал приведет к возрастанию ИЦСХП на 0,175%. Также значимо влияние на ИЦСХП цены импорта сырой нефти и энергоёмкости ВВП (их увеличение на 1% приводит к росту ИЦСХП на 0,091% и 0,064% соответственно). На снижение ИЦСХП в краткосрочном периоде оказывает влияние рост объема выпуска сельскохозяйственной продукции (ее увеличение на 1% приводит к снижению ИЦСХП на 0,191%).

Из модели (5) вытекает, что доли вклада индекса цен на строительно-монтажные работы, ИЦППП и ИЦСХП в дефлятор ВВП составляют 0,192%, 0,524% и 0,185% соответственно.

Система моделей, переоцененная на данных с I кв. 1996 г. по IV кв. 2006 г. имеет вид:

ИПЦ –

$$\Delta \ln cpi_t^b = -0,119[\ln cpi_{t-1}^b - 0,668 \ln EU_{t-1} - 0,234 \ln m2_{t-1} + 5,828] + 0,658 \Delta \ln cpi_{t-1}^b + 0,185 \Delta \ln m2_{t-1} + 0,082 \ln p \text{int}_t + 0,377 D(1998, 3); \quad (6)$$

ИЦППП –

$$\Delta \ln ppi_t^b = -0,163[\ln ppi_{t-1}^b - 0,385 \ln gasp_{t-1} - 0,444 \ln nw_{t-1} - 0,542 \ln EU_{t-1} - 0,028 \ln oilp_{t-1} - 6,925] + 0,758 \Delta \ln ppi_{t-1}^b + 0,626 \Delta \ln nw_{t-1} + 0,080 \ln p \text{int}_t + 0,331 D(1998, 3); \quad (7)$$

рублевая денежная масса (М2) –

$$\Delta \ln m2_t = -0,178[\ln m2_{t-1} - 2,075 \ln gdp_{t-1} - 0,836 \ln ppi_{t-1}^b + 0,245 \ln nr_{t-1} + 12,149] + 0,178 \ln ppi_{t-1}^b + 0,32 + 0,237 \ln gdp_{t-1} + DS(1996, 2006, 4)_t; \quad (8)$$

ИЦСХП –

$$\Delta \ln api_t^b = -0,605[\ln api_{t-1}^b - 0,630 \ln nw_{t-1} - 0,292 \ln EU_{t-1} + 0,153 \ln gdpagri_{t-1} + 2,548] + 0,259 \Delta \ln nw_{t-1} - 0,121 \ln gdpagri_{t-1} + 0,075 \ln oilp_t + 0,228 \ln EU_t + 0,078 \ln p \text{int}_t + 0,098 D(1998, 3); \quad (9)$$

дефлятор ВВП –

$$\ln gpi_t^b = 0,252 \ln bpi_t^b + 0,448 \ln ppi_t^b + 0,191 \ln api_t^b - 0,061 + 0,010 t \quad (10)$$

Необходимо отметить, что оценивание системы моделей на указанных временных промежутках не изменило состава объясняющих переменных. При этом влияние независимых переменных осталось тем же, т.е. знаки коэффициентов в уравнениях сохранились, несколько

изменились лишь их значения. Проведенный анализ позволяет сделать вывод об устойчивости построенной системы моделей к изменениям входных данных в анализируемом периоде.

Значения критериев оценки качества уравнений (1)–(10) представлены в табл. 3.

Таблица 3 – Значения критериев оценки качества уравнений (1)–(10).

Уравнение	R ²	R _a ²	BG	SER	DW	AIK	SIK	F-статистика
(1)	0,85	0,83	0,59	0,045	2,03	-3,09	-2,81	35,52
(2)	0,77	0,70	0,98	0,072	2,25	-2,25	-1,89	13,28
(3)	0,69	0,67	0,45	0,084	1,89	-1,93	-2,17	17,45
(4)	0,84	0,82	0,38	0,046	1,89	-2,78	-2,56	23,29
(5)	0,99	0,99	0,38	0,039	1,38	-3,74	-3,17	17448
(6)	0,83	0,81	0,53	0,062	1,92	-2,96	-2,72	28,34
(7)	0,76	0,74	0,84	0,078	2,26	-2,15	-2,28	12,52
(8)	0,68	0,66	0,41	0,078	2,29	-2,18	-1,77	15,59
(9)	0,83	0,81	0,56	0,089	1,75	-2,61	-2,45	21,23
(10)	0,99	0,99	0,46	0,056	1,56	-3,17	-2,93	16152

Исходя из статистических характеристик все модели можно признать удовлетворительными. По системе моделей (6)–(10) был построен ретроспективный прогноз на 2007 г.

В табл.4. приведены МАРЕ ретроспективных прогнозов ИПЦ, ИЦППП, ИЦСХП, дефлятора ВВП и рублевой денежной массы (M2), разработанных на основе системы моделей (6)–(10).

Таблица 4 – Средняя абсолютная процентная ошибка (МАРЕ) прогнозов ИПЦ, ИЦППП, ИЦСХП, дефлятора ВВП и рублевой денежной массы (M2), построенных на 2007 г.

Показатель	МАРЕ (%)
ИПЦ	0,69
ИЦППП	2,32
ИЦСХП	1,86
Дефлятор ВВП	1,25
M2	1,51

Исходя из процентной ошибки МАРЕ, приведенной в табл. 4, можно говорить о неплохих прогнозных возможностях системы моделей.

• **Имитационные эксперименты с системой моделей на информации 2007 г.** На информации 2007 г. исследовано влияние повышения цен импорта природного газа и сырой нефти на эндогенные показатели предложенной системы моделей. Все прогнозы, построенные с использованием этой системы моделей, имеют сценарный характер. В первом сценарии (базовый вариант) в качестве экзогенных переменных были взяты их квартальные фактические значения за 2007 г. Второй сценарий разработан исходя из основ-

ных предпосылок и условий базового варианта, но с более высокими ценами на природный газ (125 долл. США /1000 м³). В третьем сценарии рассматривается повышение цен как на природный газ (125 долл. США / 1000 м³), так и на сырую нефть (450 долл. США /т.). Для второго и третьего сценариев дополнительно сформированы сценарии 2а, 3а, 2b, и 3b соответственно, учитывающие повышение номинальной ставки рефинансирования Национального банка на 1%, а также девальвацию белорусского рубля относительно доллара США на 8,4%. Результаты прогнозных расчетов на 2007 г., проведенных соответственно на основе системы моделей (6)–(10) представлены в табл. 5.

Таблица 5 – Сценарные прогнозы ИПЦ, ИЦППП, ИЦСХП, дефлятора ВВП и рублевой денежной массы (M2) Республики Беларусь 2007 г.

Показатель	Сценарные прогнозы	Период		2007 к 2006, в %
		2007	2006	
ИПЦ, 2000 г.=1	Факт	4,476	4,137	108,194
	Сценарий1	4,462		107,856
	Сценарий2	4,516		109,161
	Сценарий2а	4,509		109,148
	Сценарий2b	4,677		113,052
	Сценарий3	4,517		109,185
	Сценарий3а	4,517		109,152
	Сценарий3b	4,677		113,053
ИЦППП, 2000 г.=1	Факт	5,803	4,999	116,083
	Сценарий1	5,756		115,143
	Сценарий2	5,881		117,644
	Сценарий2а	5,881		117,644
	Сценарий2b	5,916		118,344
	Сценарий3	5,889		117,804
	Сценарий3а	5,889		117,804
	Сценарий3b	5,943		118,883
ИЦСХП	Факт	4,869	4,255	114,430
	Сценарий1	4,839		113,725
	Сценарий2	4,840		113,749
	Сценарий2а	4,840		113,747
	Сценарий2b	5,034		118,307
	Сценарий3	4,856		114,125
	Сценарий3а	4,856		114,125
	Сценарий3b	5,047		118,613
Дефлятор ВВП, 2000 г.=1	Факт	6,248	5,614	111,293
	Сценарий1	6,215		110,705
	Сценарий2	6,274		111,756
	Сценарий2а	6,274		111,743
	Сценарий2b	6,291		112,059
	Сценарий3	6,277		111,809
	Сценарий3а	6,277		111,793
	Сценарий3b	6,294		112,112
Рублевая денежная масса (M2), млрд руб.	Факт	12780	9756,83	130,985
	Сценарий1	12964,4		132,875
	Сценарий2	13196,7		135,256
	Сценарий2а	13077,1		134,030
	Сценарий2b	13294,5		136,258
	Сценарий3	13218,1		135,475
	Сценарий3а	13076,3		134,022
	Сценарий3b	13308,7		136,404

В случае роста цены импорта природного газа в 2007 г. до 125 долл./1000м³ (сценарий 2) ИПЦ возрастет до 109,16%, ИЦППП до 117,64%, ИЦСХП до 113,75%, дефлятор ВВП до 111,76%. Снижение влияния повышения цен на газ возможно за счет повышения ставки рефинансирования Национального банка. Так, увеличение ставки на 1% ежеквартально (сценарий 2а и 3а) приводит к сокращению рублевой денежной массы (M2) на 1,2 и 1,5 п.п. соответственно, что в свою очередь снизит ИПЦ и дефлятор ВВП на 0,013 (0,033) и 0,013 (0,016) п.п. соответственно.

Девальвация национальной валюты относительно доллара США (сценарий 2b и 3b) провоцирует рост ИПЦ до 113,05%, ИЦППП до 118,34%, ИЦСХП до 118,31% и дефлятора ВВП до 112,06%. Одновременное повышение цен на природный газ и сырую нефть (сценарий 3) приведет к росту ИЦППП на 1,72%, ИПЦ на 0,99%, ИЦСХП на 0,44% и дефлятора ВВП на 0,52% по сравнению с фактом.

Проведенные сценарные прогнозы позволяют сделать заключение о том, что повышение цен на природный газ (до 125 долл. США / 1000м³) и сырую нефть (до 450 долл. США/т)

в 2007 г. спровоцировало бы рост основных показателей инфляции.

По результатам проведенного исследования можно сделать следующий вывод: предложенная система эконометрических моделей для анализа и прогнозирования ИПЦ, ИПЦПП, ИЦСХП, дефлятора ВВП и рублевой

денежной массы (M2) обоснованна с позиции экономической теории и эконометрики, дает приемлемые результаты и может быть использована в качестве одного из инструментов в системе прогнозирования основных показателей инфляции на краткосрочную перспективу.

°

ЛИТЕРАТУРА

1. Jean-Marie Dufour, Lynda Khalaf, Maral Kichian Inflation Dynamics and the New Keynesian Phillips Curve: an Identification-Robust Econometric Analysis // Working Paper 2005-27, Bank of Canada. – 30 p.
2. Kevin, J. Lansing Time-Varying U.S. Inflation Dynamics and the New Keynesian Phillips Curve / J. Kevin // Working Paper 2006-15, Federal Reserve Bank of San Francisco. – 37 p.
3. Jondeau, E., Herve, Le Bihan. Modeling and forecasting the French Consumer Price Index Components / E. Jondeau // NER. – № 68. – Banque de France. – 1999. – 42 p.
4. Hashmat, Khan. Richhild Moessner Competitiveness, inflation, and monetary policy / Khan Hashmat // Working Paper – № 246. – Bank of England. – 2005. – 34 p.
5. Horska, H. Inflation Targeting and Monetary Policy Rule of the Czech National Bank, Prague Economic Papers. – № 4. – 2001. – P. 309–322.
6. Ross, K.L. Post Stabilization Inflation Dynamics in Slovenia / K.L. Ross // Applied Economics 32. – № 2. – 2000. – P. 135–150.
7. Payne, J.E. Inflationary Dynamics of a Transition Economy: The Croatia Experience / J.E. Payne // Journal of Policy Modeling. – 2002. – № 24. – P. 219–230.
8. Ericsson, N. Empirical modelling of money demand and inflation / N. Ericsson. – Wash., IMF, 2001. – 45 p.
9. Малюгин, В.И. Система эконометрических моделей для анализа, прогнозирования и оценки вариантов денежно-кредитной политики. / В.И. Малюгин, М.В. Пранович, Д.Л. Мурин, Д.Л. Калечиц // Исследования банка №2. Национальный банк Республики Беларусь. – 2005. – 41 с.
10. Хацкевич, Г.А. Современные подходы моделирования инфляционных процессов в экономике Республики Беларусь / Г.А. Хацкевич, А.М. Картун // Банковский вестник. – 2008. – № 4. – С. 11–17.
11. Бюллетень банковской статистики. Национальный банк Республики Беларусь. – Минск, 2007.
12. Ericsson, N.R. Empirical modeling of money demand / N.R. Ericsson // Empirical economics. – 1998. – № 23. – P. 295–315.
13. Экономико-математический энциклопедический словарь. – М.: Большая Российская энциклопедия, 2003. – 687 с.
14. Maddala, G.S. Unit roots, cointegration, and structural change / G.S. Maddala, I.-M. Kim. – Cambridge, 1997. – 505 p.
15. Кравцов, М.К. Эконометрический анализ временных рядов основных макроэкономических показателей / М.К. Кравцов, А.В. Пашкевич, Н.М. Бурдыко // Белорусская экономика: анализ, прогноз, регулирование. – 2005. – № 3. – С. 3–22.

РЕЗЮМЕ

Разработана система эконометрических моделей для анализа и краткосрочного прогнозирования основных индексов цен в Республике Беларусь, включающая индекс потребительских цен, индекс цен производителей промышленной продукции, индекс цен на сельскохозяйственную продукцию и дефлятор ВВП. На ее основе для вышеуказанных показателей проведены сценарные прогнозы на 2007 год в зависимости от цен импорта природного газа и сырой нефти.