

# Современные подходы к моделированию инфляционных процессов в экономике Беларуси

Геннадий ХАЦКЕВИЧ



Проректор по научной и международной работе Минского института управления, доктор экономических наук, профессор

Андрей КАРТУН



Экономист I категории Главного управления монетарной политики и экономического анализа Национального банка

За последние несколько лет Республика Беларусь добилась значительных успехов в снижении уровня инфляции. Это стало возможным благодаря устойчивому экономическому росту наряду с

проводимой жесткой денежно-кредитной политикой. Однако, несмотря на это, проблема эффективного управления инфляционными процессами остается актуальной. В настоящее время в связи с наметившимся негативным влиянием внешних факторов (повышение импортных цен на газ и нефть) эта проблема стоит особо остро. В этих условиях возрастает роль эконометрического моделирования, с помощью которого можно эмпирически дать оценку последствиям влияния того или иного фактора на инфляцию и на его основе выработать оптимальную политику управления ею.

В настоящее время существует множество различных зарубежных подходов к моделированию инфляции. Наиболее распространенные из них можно сгруппировать по нескольким направлениям:

— *моделирование инфляции на основе неокейнсианской кривой Филлипса и ее модификации*, которые применяются в основном для стран с развитой рыночной экономикой. В общем виде они представляют собой краткосрочные динамические модели инфляции, построенные на основе принципов оптимизации. Инфляция в каждый данный момент времени рассматривается как функция инфляционных ожиданий и “разрыва” (gap) выпуска. Для данных моделей вводятся дополнительные условия: корректирующие коэффициенты и оценка реального расхода (gap) стоимостных показателей на основе производственных функций роста выпуска. Подход реализован в таких странах, как Канада [1], США [2], Франция [3], Великобритания [4];

— *построение эконометрических моделей на основе неокейнсианского подхода*, то есть 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 т. д.

Наряду с существованием общности мнений ученых разных стран по поводу причин инфляции на начальных этапах переходной экономики, которые характеризуются экономическим спадом и гиперинфляцией, относительно движущих сил инфляционных процессов в периоды относительной стабильности существует их межстрановая дифференциация.

Несмотря на общую технику эконометрического моделирования и близкий характер процессов переходной экономики, полученные результаты зарубежных авторов существенно различаются. В некоторых исследованиях [9] авторы ставили задачу изучить причины успешной денежной политики в трех странах с переходной экономикой: Чехии, Венгрии и Польше. По результатам их исследований, сокращение инфляции во всех трех случаях произошло в основном за счет снижения цен на импорт; традиционный монетарный фактор играл очень ограниченную роль. Согласно другим исследованиям [7], в Хорватии инфляция регулируется главным образом посредством динамики заработной платы и обесценения курса иностранной валюты, в то время как прирост денежной массы — несущественный показатель. Кроме того, инерционный компонент ин-

фляции в Хорватии незначителен. В Словении, напротив, прирост денежной массы оказался значимым фактором инфляции [6]. Автор определил тесную связь между темпом прироста широкой денежной массы и инфляцией, между динамикой обменного курса и инфляцией; влияние на инфляцию динамики заработной платы было незначительным. Подобные расхождения в полученных эмпирических данных позволяют сделать общее заключение о необходимости оценки специфики инфляционных процессов в каждой отдельной стране.

Что касается белорусских исследований, то они ведутся в основном в рамках неокейнсианского подхода, причем одни направлены на разработку эконометрических моделей инфляции, другие — на разработку моделей на основе межотраслевого баланса. Так, например, в работе [11] в рамках системы эконометрических моделей для анализа, прогнозирования и оценки вариантов денежно-кредитной политики разработана эконометрическая модель индекса потребительских цен (ИПЦ), где было найдено одно долгосрочное соотношение между ИПЦ и показателем, характеризующим величину расхождения между денежным спросом и предложением на денежный агрегат М1. В краткосрочном периоде значимо влияние ИПЦ с лагом один квартал, а также прирост номинального обменного курса белорусского рубля к доллару США. В работе [12] разработана модифицированная динамическая ценовая модель, на основании которой можно количественно оценить, как связана с увеличением стоимости отдельных ресурсов вся система цен и как ценовой фактор влияет на динамику ключевых макроэкономических показателей. Методологической основой модели является известная из теории ценовая модель, построенная по принципу двойственности модели межотраслевого баланса. Автором рассчитаны векторы мультипликаторов влияния изменения цены  $j$ -й отрасли на все эндогенные показатели модели.

Тем не менее при формировании моделей инфляции в Беларуси можно основываться не только на анализе макроэкономической ситуации, но и на рекомендациях международных организаций, а также на опыте разработки моделей в странах, для которых характерны, во-первых, малая открытая экономика, во-вторых, переходный к рынку период в стадии относительной стабильности. Подобным условиям отвечает Украина.

В рамках этой статьи на реальных статистических данных Республики Беларусь сделана попытка адаптации и модификации двух зарубежных подходов к моделированию инфляции для Беларуси: немецкого (на примере Украины) и МВФ (применительно к Австралии). Оба подхода относятся ко второму направлению, то есть построению эконометрических моделей с использованием монетарных и немонетарных факторов. Данные подходы реализованы с помощью пакета EViews. Полученные модели обоснованы как с точки зрения экономической теории, так и эконометрики и дают приемлемые результаты.

**Немецкий подход.** Сотрудники Немецкого института экономических исследований совместно с украинскими экономистами на примере Украины разработали вариант моделей инфляции для условий переходной экономики [10] на реальных помесечных данных этой страны за период с января 1996 г. по ноябрь

2003 г. Основываясь на изучении макроэкономического положения Украины и опыте исследования инфляции в странах Центральной и Восточной Европы, они отобрали следующие переменные:

- индекс потребительских цен (ИПЦ);
- среднемесячная заработная плата;
- денежное предложение (широкая денежная масса M2);
- девальвационные ожидания (курсовая рыночная разница).

В модель не включены бюджетный дефицит и обменный курс. По мнению авторов исследований, бюджетный дефицит не введен в модель, так как он влияет на инфляцию через динамику денежного предложения. Обменный курс не рассматривается как эндогенная переменная по двум причинам: во-первых, формирование обменного курса национальной валюты находится под контролем Национального банка Украины (НБУ) и его динамика более сопоставима с детерминированным, а не случайным процессом, во-вторых, изменения обменного курса, вероятно, находят отражение в изменении цен через девальвационные ожидания, что делает более уместным включение в модель фактора девальвационных ожиданий. Они рассматриваются как разница между коммерческим (теневым) и официальным курсом.

Особого внимания заслуживает взаимосвязь между заработной платой, ценами на товары и услуги и денежным предложением. Если рассматривать заработную плату как цену за товар “рабочая сила”, то тогда она наряду с ценами на товары и услуги будет подвержена влиянию такого долговременного фактора, как рост денежного предложения. Однако вследствие административного регулирования заработной платы механизм ее формирования в Украине отличается от процесса ценообразования на товары, следовательно, динамика заработной платы оказывает автономное влияние на рост цен, по крайней мере, в течение короткого временного периода. А это, в свою очередь, указывает на то, что фактор заработной платы воздвигает на инфляцию независимо от изменения денежного предложения и может быть включен в модель как самостоятельная переменная. При построении VAR-модели авторы придерживались классического подхода к построению эконометрических моделей.

1. Произведена оценка порядка интегрируемости для временных рядов (В.р.) в логарифмической форме.

2. Осуществлена проверка временных серий на коинтегрированность; использована процедура Йохансена, согласно которой было выявлено отсутствие долгосрочных связей между переменными.

3. Для определения тесноты и направления связи между переменными применен тест причинности Грэнджера.

4. По результатам проведенных предварительных тестов сформирована векторная авторегрессионная (VAR) модель, которая в дальнейшем была использована для оценки направления и тесноты связи между отобранными переменными на основе функций отклика (IRF) и процедуры декомпозиции расхождений прогнозных ошибок (FEUD).

На основе полученных результатов авторы пришли к заключению, что в Украине наиболее слабый эффект на ценовую динамику оказывает рост денежного

предложения, наиболее сильный — девальвационные ожидания и инерционная составляющая инфляции.

Разработанная модель соответствует монетарному подходу и может быть применена к Беларуси, но с определенными ограничениями. Денежное предложение является непосредственным инфлятогенным фактором; заработная плата так же, как и в Украине, подвержена административному регулированию; традиционным фактором инфляции выступают инфляционные ожидания; но при этом в связи с тем, что в 2000 г. была ликвидирована множественность валютных курсов, фактор разницы между коммерческим и официальным обменным курсом не действует на временном периоде начиная с 2001 г. Результаты построения модели на данных за период с января 1996 г. по июнь 2006 г. подтверждают это предположение. Таким образом, целесообразно сделать попытку проверки пригодности модели для Беларуси, исключая данные за последние годы, то есть за период с января 1996 г. по декабрь 2000 г. В качестве переменных использовались следующие показатели:

- индекс потребительских цен (декабрь 1995 г. = 1) ( $CPI_t$ );
- денежный агрегат M2 ( $M2_t$ );
- номинальная среднемесячная заработная плата одного работника ( $NW_t$ );
- разница между рыночным и официальным номинальным курсом белорусского рубля по отношению к доллару США ( $Spred_t$ ).

Все временные ряды (В.р.) представлены в логарифмической форме во избежание проблем, связанных с гетероскедастичностью, а также с целью более удобного последующего качественного анализа результатов моделирования, поскольку в этом случае параметры эконометрической модели имеют смысл эластичностей.

Результаты применения тестов на стационарность к В.р. (ADF — расширенный тест Дики—Фуллера и KPSS — тест Квятковского—Филлипса—Шмидта—Шина) приведены в *таблице 2*. Они свидетельствуют о том, что все переменные являются нестационарными и имеют порядок интегрированности I (1). Для выявления долгосрочной связи между данными показателями использовался тест Йохансена. Результаты теста свидетельствуют о наличии коинтеграционных векторов между ИПЦ, спрэдом номинального обменного курса белорусского рубля по отношению к доллару США и денежным агрегатом M2, что подтверждается значениями статистик  $\lambda_{trace}$  и  $\lambda_{max}$  (*таблица 1*).

Коинтеграционное соотношение для ИПЦ за период с января 1996 г. по декабрь 2000 г. для ИПЦ Республики Беларусь имеет вид:

$$CPI_t = 0,518M2_t + 0,169Spred_t + 1,153,$$

(3,927)                      (2,501)

где в скобках под коэффициентами приведены значения  $t$ -статистики.

Коэффициенты коинтеграционного соотношения позволяют интерпретировать долгосрочное влияние независимых переменных на CPI: при увеличении денежного агрегата M2 и спрэда номинального курса белорусского рубля к доллару США на 1% происходит рост ИПЦ соответственно на 0,518% и на 0,169%.

Полученное коинтеграционное соотношение позволяет построить модель коррекции ошибок для ИПЦ вида:

$$\begin{aligned} \Delta CPI_t = & -0,059(CPI_{t-1} - 0,518M2_{t-1} - 0,169Spred_{t-1} - 1,153) + \\ & + 0,462\Delta CPI_{t-1} - 0,261\Delta M2_{t-1} + 0,018\Delta Spred_{t-1} + \\ & + 0,099\Delta NW_t + 0,068DT(1998:8), \end{aligned}$$

(1)

(-3,927)                      (-2,501)                      (3,327)                      (-2,928)                      (2,204)                      (1,429)                      (4,687)

где  $DT(1998:8)$  — фиктивная переменная, моделирующая выброс в августе 1998 г. Заработная плата в модели представлена в виде индекса прироста.

При помощи полученной модели можно проследить краткосрочное влияние независимых переменных на ИПЦ. Рост ИПЦ во многом определяется инерционным эффектом, увеличением спрэда номинального обменного курса белорусского рубля по отношению к доллару США (рост данного фактора на 1% приводит к возрастанию ИПЦ на 0,018%), а также темпом роста номинальной заработной платы. Противоположное влияние в краткосрочном периоде денежного агрегата M2 объясняется косвенным воздействием на инфляцию издержек.

Значения критериев качества модели (1) приведены в *таблице 4*.

Исходя из результатов моделирования, можно говорить о том, что применение данного подхода, основанного на влиянии монетарных факторов, возможно лишь в период с января 1996 г. по декабрь 2000 г. Он подтверждает предположение о значимости обменного курса, денежной массы и других монетарных факторов в формировании ИПЦ, особенно в долгосрочном периоде.

**Австралийский подход.** Н. Эрикссон в своей работе [8] предложил и успешно реализовал для условий Австралии многофакторную модель инфляции, которая по возможности включает все основные источники инфляции — как внутренние, так и внешние. К числу

Таблица 1

**Результаты теста Йохансена для ИПЦ в Республике Беларусь**

Количество коинтеграционных связей	Собственное значение	$\lambda_{trace}$	5%-ное критическое значение	$\lambda_{max}$	5%-ное критическое значение
Нет	0,3240	37,294	29,80	21,1316	21,13
Не менее 1	0,2396	16,153	15,49	14,7902	14,27
Не менее 2	0,0249	1,363	3,84	1,3627	3,84

внутренних источников роста цен, по которым существуют статистические данные, обычно относят:

— предложение денег, исходя из тезиса о том, что в большинстве стран уровень инфляции прямо зависит от него;

— рынок труда (уровень и динамика заработной платы);

— рынок товаров (модели производственного разрыва *output gap* и другие модели спроса, отражающие избыточность или недостаточность спроса на отдельные товары и позволяющие определить последующую динамику цен);

— денежный рынок, в частности модели избыточного предложения денег;

— государственный долг.

Внешние источники инфляции включают цены мирового рынка и ситуацию на мировом рынке капитала, которые оказывают влияние на уровень цен в стране через воздействие на процентную ставку.

В результате Н. Эрикссон предлагает моделировать инфляцию следующим образом:

$$P = \mu \cdot (ULC^\gamma) \cdot (IP^\delta) \cdot (PET^k), \quad (2)$$

где  $P$  — индекс потребительских цен (ИПЦ);

$ULC$  — индекс номинальной стоимости единицы труда (*unit labor cost*);

$IP$  — индекс импортных цен с учетом импортного тарифа;

$PET$  — индекс розничной цены на бензин (или нефть) на внутреннем рынке;

$\mu$  — индекс розничной наценки на себестоимость;

$\gamma, \delta, k$  — коэффициенты эластичности.

Стоимость единицы труда рассчитывается как валовая заработная плата работников, включая все налоги, доплаты, дотации и другие денежные льготы не сельскохозяйственного сектора экономики, деленная на реальный ВВП, произведенный в не сельскохозяйственном секторе экономики.

Фактор “импортные цены с учетом импортного тарифа” определен как дефлятор импортных цен на сезонно скорректированные объемы реального импорта. При этом из расчета исключены товары, на цены которых сильно влияют межгосударственные торговые договоры (например, самолеты или газ по фиксированным ценам). Импортный тариф рассчитан как отношение налогов на импорт к стоимости импорта. Дефлятор импортных цен умножается на единицу плюс импортный тариф.

Индекс цен на бензин рассчитан как индекс розничных цен на автомобильный бензин.

В результате коинтеграционного анализа получено долгосрочное соотношение для ИПЦ Австралии:

$$p = \ln(\hat{\mu}) + 0,495ulc + 0,468ip + 0,066pet.$$

В итоге автор получил модель коррекции ошибок вида:

$$\begin{aligned} \Delta \hat{p}_t = & 0,0141 \Delta pet_t + 0,0763 y_{t-1}^{res} - 0,0891 (p - 0,465ulc - \\ & (0,0060) \quad (0,0113) \quad (0,0069) \quad (0,056) \\ & - 0,0443 ip - 0,092pet)_{t-1} + 0,0096 Dt + 0,00749 - \\ & (0,050) \quad (0,026) \quad (0,0028) \quad (0,00072) \\ & - 0,0017 S_{1t} - 0,0009 S_{2t} - 0,0021 S_{3t} \quad (3) \\ & (0,0009) \quad (0,0009) \quad (0,0009) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} T = 65 [1977-2000] R^2 = 0,87 \quad \hat{\sigma} = 0,251\% \\ AR:F(5,50) = 0,59 \quad dw = 1,98 \quad ARCH:F(4,47) = 0,85 \\ Normality: \chi^2(2) = 2,24 \quad Hetero: F(14,40) = 0,99, \end{aligned}$$

где  $y^{res}$  — разрыв выпуска (*output gap*);

$D, S$  — фиктивные переменные, отражающие соответственно косвенные налоги и сезонность;

$T$  — число наблюдений;

$\hat{\sigma}$  — оценка стандартной ошибки;

показатели диагностической статистики: автокорреляции в остатках ( $AR$  и  $dw$ ), гетероскедастичности ( $Hetero$ ), авторегрессионной условной гетероскедастичности ( $ARCH$ ), отклонение от нормального распределения ( $Normality$ ).

Согласно уравнению (3), три экономические переменные существенно влияют на ИПЦ: текущее изменение цен на бензин, разрыв выпуска предыдущего квартала и рост цен в предыдущем квартале. Косвенные налоги и сезонность оказывают менее значимое влияние на рост цен.

Представленная модель (3) показывает, что инфляция ( $\Delta \hat{p}_t$ ) в основном зависит от изменения вектора детерминант инфляции, инфляции в прошлый период времени, размеров производственного разрыва.

Предложенный подход рекомендован МВФ для анализа инфляции в развитых странах и странах с многосекторальной экономикой и активной денежной массой, в частности, рекомендуется использовать четыре основные переменные: стоимость единицы труда, импортные цены, цены на бензин, наценки розничных торговцев к себестоимости продукции.

В Беларуси полностью реализовать австралийскую модель инфляции не удалось. Это связано со спецификой имеющегося информационного обеспечения:

— во-первых, средняя заработная плата работника представлена либо в разрезе отраслей, либо по экономике в целом, но не в разрезе сельскохозяйственного и не сельскохозяйственного секторов;

— во-вторых, сложно получить адекватные ежемесячные оценки реального ВВП, тем более по не сельскохозяйственному сектору экономики;

— в-третьих, отсутствуют статистические данные для расчета дефлятора импортных цен на сезонно скорректированные объемы реального импорта с учетом импортного тарифа; кроме того, показатели средних цен импорта стали рассчитываться начиная с 2001 г.;

— в-четвертых, отсутствие помесечных данных о розничных наценках к себестоимости продукции.

Однако на основе имеющихся статистических данных Республики Беларусь реализован следующий вариант адаптации австралийской модели на реальных помесечных данных Республики Беларусь за период с января 2001 г. по июнь 2007 г. с использованием следующих переменных:

- индекс потребительских цен ( $CPI_t$ );
- средние цены импорта ( $P_{imp t}$ );
- индекс потребительских цен на бензин ( $CPI_{petrol t}$ );
- номинальная среднемесячная заработная плата ( $NW_t$ ).

Перед построением модели показатель средних цен импорта был скорректирован на курс доллара, а затем с помощью процедуры Tramo/Seats очищен от сезонности. Кроме того, В.р. ИПЦ и номинальной заработной платы также были сезонно сглажены с помощью

процедуры *Census X12*. Результаты тестов на стационарность приведены в *таблице 2*.

В результате применения теста Йохансена был найден коинтеграционный вектор между ИПЦ, импортными ценами, ИПЦ на бензин и номинальной заработной платой. Это позволило построить модель коррекции ошибок вида:

$$\Delta CPI_t = -0,024(CPI_{t-1} - 0,330CPI_{t-1}^{petrol} - 1,817Pimp_{t-1} + 0,720NW_{t-1} - 4,771) - 0,211\Delta NW_{t-2} - 0,098\Delta Pimp_t, \quad (4)$$

(-1,281)
(-2,074)
(3,258)
(-3,701)
(-1,910)

Значения критериев качества модели приведены в *таблице 4*.

Результаты моделирования показали, что австралийская модель инфляции, рекомендуемая МВФ, в условиях Республики Беларусь неприменима. Коэффициенты коинтеграционного соотношения не позволяют адекватно интерпретировать долгосрочное влияние независимых переменных на ИПЦ. Также в краткосрочном периоде наблюдается влияние заработной платы и импортных цен с противоположным знаком на ИПЦ, что не совсем соответствует экономической теории. Поэтому была предложена модификация данного подхода путем включения в модель номинального обменного курса белорусского рубля по отношению к доллару США ( $ExD_t$ ) и ИПЦ на газ ( $CPI_t^{gaz}$ ).

Применив тест Йохансена для рядов порядка интегрированности I (1), авторы нашли коинтеграционные векторы между ИПЦ, импортными ценами, номинальным обменным курсом белорусского рубля по отношению к доллару США, ИПЦ на бензин и номинальной заработной платой, что подтверждается значениями статистик  $\lambda_{trace}$  и  $\lambda_{max}$  (*таблица 3*).

В результате получено коинтеграционное соотношение вида:

$$CPI_t = 0,096CPI_t^{petrol} + 0,144Pimp_t + 0,272NW_t + 0,729ExD_t - 5,142.$$

(3,662)
(3,038)
(21,923)
(23,025)

Данное соотношение позволяет интерпретировать долгосрочную связь между переменными следующим образом: если курс доллара увеличится на 1%, то это вызовет рост ИПЦ на 0,729%; повышение потребительских цен на бензин на 1% приводит к росту ИПЦ на 0,096%; рост средних цен на импорт на 1% — к повышению ИПЦ на 0,144%; рост номинальной заработной платы на 1% приводит к увеличению ИПЦ на 0,272%.

Полученный коинтеграционный вектор позволяет построить модель коррекции ошибок:

$$\Delta CPI_t = -0,185(CPI_{t-1} - 0,096CPI_{t-1}^{petrol} - 0,144Pimp_{t-1} - 0,272NW_{t-1} - 0,729ExD_{t-1} + 5,142) + 0,280\Delta CPI_{t-1} + 0,451\Delta ExD_{t-2} + 0,032\Delta CPI_{t-2}^{gaz}.$$

(-3,662)
(-3,038)
(-21,923)
(-23,025)
(3,193)
(3,727)
(2,531)
(5)

Помимо долгосрочной связи, с помощью данной модели можно проследить и краткосрочную зависимость ИПЦ от независимых переменных. Наиболее существенное влияние на ИПЦ в краткосрочном периоде оказывает номинальный обменный курс белорусского рубля по отношению к доллару США с лагом 2 месяца, то есть рост курса на 1% через 2 месяца приведет к возрастанию ИПЦ на 0,451%. Кроме того, на

Таблица 2

**Результаты тестов ADF и KPSS к В.р.,  
используемых при построении моделей**

Переменная	ADF-тест			KPSS-тест			Результат
	Спецификация	ADF-статистика	Критические значения	Спецификация	LM-статистика	Критические значения	
<b>В.р. с января 1996 г. по декабрь 2000 г., используемые для модели (1)</b>							
$Exd_t$	C	-2,174	-2,883	T	0,323	0,146	I(1)
$CPI_t$	C	-2,044	-2,883	T	0,342	0,146	I(1)
$Spred_t$	N	-1,527	-1,947	C	0,555	0,463	I(1)
$M2_t$	T	-2,381	-3,450	T	0,301	0,146	I(1)
$NW_t$	T	-2,164	-3,450	T	0,223	0,146	I(1)
<b>В.р. с января 2001 г. по июнь 2007 г., используемые в моделях (4) и (5)</b>							
$Exd_t$	C	-2,174	-2,883	T	0,323	0,146	I(1)
$CPI_t$	C	-9,544	-2,883	T	0,297	0,146	I(1)
$NW_t$	C	-4,079	-3,450	T	0,206	0,146	I(1)
$CPI_t^{petrol}$	C	-1,284	-2,883	T	0,238	0,146	I(1)
$CPI_t^{gaz}$	C	-2,490	-2,883	T	0,255	0,146	I(1)
$Pimp_t$	T	-2,811	-3,450	T	0,093	0,146	I(1)

Таблица 3

## Результаты теста Йохансена для ИПЦ в Республике Беларусь

Количество коинтеграционных связей	Собственное значение	$\lambda_{trace}$	5%-ное критическое значение	$\lambda_{max}$	5%-ное критическое значение
Не менее 2	0,2152	31,1015	29,80	36,9212	21,13
Не менее 3	0,1354	15,6191	15,49	19,8568	14,26
Не менее 4	0,0671	2,4216	3,84	1,5233	3,84

рост ИПЦ оказывает влияние инерционный эффект, а также прирост потребительских цен на газ. Влияние импортных цен и номинальной заработной платы в краткосрочном периоде выявить не удалось, коэффициенты при данных переменных оказались незначимыми.

Значения критериев качества модели приведены в таблице 4.

Таким образом, исходя из применения зарубежных подходов к моделированию инфляции на реальных данных Республики Беларусь можно сделать следующие выводы.

Немецкий подход, успешно реализованный в Украине, работал в условиях Беларуси лишь с января 1996 г. по декабрь 2000 г., когда существовала значимая разница между рыночным и официальным курсом белорусского рубля по отношению к доллару США. Кроме того, значимо влияние денежного агрегата M2, номинальной заработной платы и инфляционных ожиданий. Данный факт подтверждает то, что

в период с 1996 г. по 2000 г. стремительный рост инфляции в Республике Беларусь во многом был обусловлен влиянием монетарных факторов. В период с 1996 г. по 2007 г. достаточно адекватной модели получить не удалось.

С учетом имеющегося информационного обеспечения была предложена и построена модификация подхода МВФ к моделированию инфляции на примере Австралии с включением в модель номинального обменного курса белорусского рубля по отношению к доллару США и ИПЦ на газ, что позволило получить приемлемую модель. В результате выявлена долгосрочная связь между ИПЦ, курсом доллара, импортными ценами, ценами на бензин и номинальной заработной платой. В краткосрочном периоде значимо влияние курса доллара с лагом 2 месяца и ИПЦ на газ за период 2001—2007 гг. Данная модель говорит о том, что в настоящее время на белорусскую инфляцию, помимо монетарных факторов, все более значимое влияние оказывают немонетарные факторы, особенно внешние. И в последующие годы оно будет лишь усиливаться. Поэтому в таких условиях необходима выработка комплекса мер по регулированию инфляции в Республике, причем как монетарного, так и немонетарного характера. К таким мерам можно отнести: дальнейшее укрепление белорусского рубля, проведение эффективной процентной политики, сокращение объемов бюджетного финансирования реального сектора экономики, меры по снижению энерго- и материалоемкости производства, повышение эффективности внешней торговли, меры по регулированию заработной платы и доходов населения, а также переход к инфляционному таргетированию.

Таблица 4

## Значения критериев оценки качества моделей ИПЦ (1, 4, 5)

Уравнение	R <sup>2</sup>	R <sub>a</sub> <sup>2</sup>	SER	AIK	F-статистика
1	0,892	0,866	0,015	-5,301	26,947
4	0,627	0,570	0,007	-6,719	11,033
5	0,758	0,723	0,007	-6,789	45,62

## Источники:

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* // 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*, NER № 68, Banque de France, 1999, 42 p.
4. Hashmat Khan, Richhild Moessner *Competitiveness, inflation, and monetary policy* // 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* // Applied Economics 32, № 2, 2000, p. 135—150.
7. Payne J. E. *Inflationary Dynamics of a Transition Economy: The Croatia Experience* // Journal of Policy Modeling 24, 2002, p. 219—230.
8. Ericsson N. *Empirical modelling of money demand and inflation*. — Wash., IMF, 2001, 45 p.
9. Kutan A. M. and Brada J. C. *The End of Moderate Inflation in Three Transition Economies?* // Federal Reserve Bank of St. Luis Working Paper № 99—003A, 1999, 65 p.
10. Siliverstovs B., Bilan O. *Modelling inflation Dynamics in Transition Economies: The case of Ukraine* / DIW Discussion paper, Berlin, April 2005, 22 p.
11. Малюгин В.И., Пранович М.В., Мурын Д.Л., Калечиц Д.Л. *Система эконометрических моделей для анализа, прогнозирования и оценки вариантов денежно-кредитной политики. Исследования банка № 2. Национальный банк Республики Беларусь, 2005 г. 41 с.*
12. Комков В., Беляцкий И. *Макромодель для анализа и прогнозирования инфляции издержек* // Банкаўскі веснік, 2007, № 24, с. 19—23.