

Анализ и оценка инфляционных процессов с использованием P^* -моделей

Тарас ЦУКАРЕВ



ЭКОНОМИСТ

Современный анализ монетарной политики развитых и развивающихся стран свидетельствует о наличии общепринятой точки зрения, согласно которой наилучшим способом содействия долгосрочному благосостоянию общества является создание для рыночных агентов стабильной и предсказуемой экономической среды посредством поддержания ценовой стабильности. Проблема высоких темпов роста цен особенно актуальна для развивающихся стран, в которых имеются несбалансированные макроэкономические условия и применяются неэффективные инструменты экономической политики.

Общеизвестно, что высокая инфляция искажает стоимость денег, то есть издержки инфляции оказывают негативное воздействие на выполнение деньгами основных своих функций (мера стоимости, средство платежа, средство обращения), что в итоге ведет к потере благосостояния общества. Глав-

Ключевые слова:
 P^ -модели, инфляция, разрыв цен, монетарная политика, прогнозирование, моделирование.*

ными социально-экономическими результатами инфляции являются искажения в системе перераспределения доходов, снижение реальной покупательной способности денежных сбережений населения и предприятий, падение реальной процентной ставки, рост неопределенности в процессе принятия решений экономическими агентами. Вследствие этого экономика государства может столкнуться со снижением склонности к сбережениям и, соответственно, нормы накопления капитала, то есть тех параметров, которые определяют долгосрочный уровень экономического роста.

Успешному контролю над инфляционными процессами может способствовать грамотная монетарная политика, имеющая в своем арсенале ряд удобных и эффективных инструментов для анализа и прогнозирования динамики цен. Здесь стоит отметить, что моделирование инфляции является достаточно серьезной и проблематичной задачей, в особенности для стран с переходной экономикой. Это может объясняться следующими факторами:

1) наличием продолжительных периодов существенного влияния на ценообразование административных методов;

2) наличием в экономике серьезных структурных изменений, что приводит к нестабильности взаимосвязей между макроэкономическими показателями;

3) отсутствием достаточно продолжительных статистически качественных временных рядов макроэкономических переменных и т. д.

Тем не менее даже при наличии подобных трудностей цен-

тральные банки различных стран, а также иные институты стремятся разрабатывать необходимые инструменты для анализа и прогноза инфляционных процессов. Среди всего разнообразия моделей, применяемых для вышеназванных целей, особую популярность с начала 90-х гг. прошлого века приобрел класс моделей P^* (P^* -star), имеющих непосредственную связь с классической количественной теорией денег.

В течение нескольких десятилетий XX в. количественная теория денег применялась как в теоретических моделях, так и в эмпирических исследованиях, направленных на определение причин изменения динамики уровня цен, а также на прогнозирование будущей инфляции. Однако в 1970–80-х гг. взаимосвязь между предложением денег и уровнем цен была поставлена под сомнение. Казалось, что, с одной стороны, стабильная взаимосвязь между предложением денег и ценами и, с другой стороны, между предложением денег и реальным доходом существенно ослабла или даже исчезла. В конце 1980-х гг. экономистами ФРС США Дж. Холманом, Р. Портером и Д. Смоллом был разработан новый и простой индикатор инфляционного давления, основанный на количественной теории денег и представленный в форме P^* -модели [1]. В этой модели авторы увязали долгосрочные детерминанты уровня цен и краткосрочные темпы роста фактической инфляции. При этом в данном подходе разрыв уровня цен (отклонение фактического уровня от долгосрочного равновесного уровня цен) оказывает давление на фактическую инфляцию с целью

ее корректировки к долгосрочному уровню.

Методологические основы P*-модели

Несмотря на то, что в экономической теории присутствуют различные взгляды касательно природы инфляции, большинство ученых придерживаются точки зрения, в соответствии с которой предложение денег является одним из самых доминирующих факторов, влияющих на динамику цен. Относительно высокие темпы инфляции, как правило, всегда связаны с высокими темпами роста денежных агрегатов, и, соответственно, замедление инфляционных процессов требует замедления темпов роста денежного предложения. Данная логика в 1970-х гг. лежала в основе реализации режима монетарного таргетирования.

Однако, как уже говорилось выше, в 1980-х гг. в развитых странах экономисты пришли к выводу, что взаимосвязь между инфляцией и денежным предложением очень сильно ослабла. Во многом это объяснялось изменениями в структуре финансовых рынков ввиду бурного развития различных финансовых инструментов и растущей интеграции отдельных национальных рынков в единый мировой. В то же время появились сомнения относительно применяемого инструментария и подходов для анализа инфляции. Соответственно, возникла необходимость в разработке новых подходов к оценке инфляционных процессов и инфляционного давления. Среди наиболее популярных моделей для этих целей можно выделить VAR-, VEC-, а также P*-модели.

Развитие P*-моделей может объясняться попыткой исследователей выявить краткосрочный инфляционный потенциал, существующий в конкретной экономике. При этом в основе данной модели лежит определение долгосрочного равновесного уровня цен (P*) через фактическое предложение денег, потенциальный выпуск, равновесную скорость обращения денег и показатель инфляции, закрывающий разрыв по ценам (фактический уровень цен P стремится достичь рав-

новесного P*). Таким образом, P*-модель базируется на двух фундаментальных предположениях: выполнение уравнения обмена в долгосрочном периоде и корректировка фактического уровня цен к равновесному с некоторым лагом.

Иными словами, представим уравнение обмена в логарифмической форме:

$$m_t + v_t \equiv p_t + y_t, \quad (1)$$

где m_t – денежные остатки;
 v_t – скорость обращения денег;
 p_t – уровень цен;
 y_t – реальный выпуск.

Данное тождество должно выполняться как в долгосрочной, так и в краткосрочной перспективе. Тогда равновесный уровень цен p_t^* будет определяться как

$$p_t^* \equiv m_t + v_t^* - y_t^*, \quad (2)$$

где v_t^* – равновесная скорость обращения денег;

p_t^* – равновесный уровень цен;
 y_t^* – потенциальный выпуск.

Когда реальный выпуск и скорость обращения денег находятся на своих равновесных уровнях, равновесный уровень цен прямо пропорционален предложению денег, то есть инфляция является монетарным феноменом. Однако, как правило, фактический уровень цен отклоняется от долгосрочного равновесного уровня цен и корректируется только через некоторое время. Поэтому фундаментальная идея, лежащая в основе данной модели, является достаточно простой. В долгосрочном периоде большее количество денег будет увеличивать уровень цен в экономике, если предполагается, что оно не абсорбируется, соответственно, большим объемом выпуска или более низкой скоростью обращения. Если P и P* являются коинтегрированными, а $P_t^* > P_t$, то можно ожидать ускорение инфляции для закрытия положительного разрыва цен; и наоборот, если $P_t^* < P_t$, то ожидается замедление инфляционных процессов ввиду закрытия отрицательного разрыва цен.

Дж. Холлман, Р. Портер и Д. Смолл, например, акцентировали внимание на ценовом разрыве, а также лаговых значениях инфляции, влияющих на краткосрочную

динамику цен. Используя уравнения (1) и (2), базовое уравнение разрыва цен в P*-модели можно представить следующим образом:

$$p_t^* - p_t = (v_t^* - v_t) + (y_t - y_t^*). \quad (3)$$

В соответствии с уравнением (3) разрыв цен состоит из двух разрывов: разрыва производственных возможностей ($y_t - y_t^*$) и разрыва ликвидности $v_t^* - v_t$. В данном случае показатель разрыва цен говорит о повышении инфляционного давления, если производственные возможности используются на чрезмерно высоком уровне и/или имеет место определенный денежный навес, означающий, что скорость обращения находится ниже равновесных значений, а денежные остатки – выше равновесного уровня.

Кроме того, в основе P*-модели лежит предположение, что после корректировки разрыв цен теоретически должен иметь значение 0, что является одним из преимуществ такого рода моделей по сравнению с иными традиционными подходами, принимающими во внимание только лишь разрыв выпуска или только монетарные показатели. Дополнительными положительными свойствами модели являются теоретическая аргументированность, простота, а также потенциальная предсказательная сила.

В общем виде P*-модель может быть представлена в форме упрощенного уравнения инфляции, которое говорит, что инфляция является функцией от лаговых значений разрыва цен и самой инфляции. Лаговые значения самой инфляции включаются в уравнения с целью более точного отражения краткосрочной динамики:

$$\pi_t = \alpha + \beta \text{PRICE_GAP}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \phi_j \pi_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (4)$$

где π_t – темп инфляции;

$\text{PRICE_GAP}_t = (p_t^* - p_t)$ – разрыв цен;

k – количество лагов,

ε_t – белый шум.

Здесь, конечно, возможно проявление проблемы ложной взаимосвязи переменных в случае нестационарности временного ряда инфляции. Поэтому если

вышеназванные переменные являются коинтегрированными, то во избежание указанной проблемы уравнение (4) может быть представлено в первых разностях:

$$\Delta\pi_t = \alpha + \beta \text{PRICE_GAP}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \phi_j \Delta\pi_{t-j} + \varepsilon_t. \quad (5)$$

Для полноценного использования модели в форме уравнения (5) важно, чтобы коэффициент β являлся статистически значимым.

По сути уравнение (5) напоминает модель краткосрочной динамики инфляции, которая позволяет сделать анализ воздействия различных факторов (инфляции, изменения денежного предложения и т. п.), базируясь на том факте, что темпы инфляции в основном зависят от прошлых значений темпов роста денежного предложения. Вместе с тем в основе P^* -модели лежит предположение, что изменение инфляционного давления определяется взаимосвязью между предложением денег (m) в прошлом периоде и соответствующим равновесным уровнем цен (p^*). Основным преимуществом данного подхода является связь между уровнями (m) и (p^*) не только в темпах роста, но и в долгосрочных взаимосвязях между их соответствующими значениями/количествами.

Более того, необходимо сказать, что уравнение (5) является всего лишь базовым для последующих модификаций. В большинстве случаев исследователи расширяют базовую спецификацию дополнительными факторами, влияющими на динамику инфляции: уровень цен, лаговые значения изменения инфляции, изменения цен на энергоносители, изменения регулируемых цен и т. д. Например, С. Герлак и Л. Свенссон предложили следующую модель взаимосвязи темпов инфляции и разрыва цен с включением дополнительных экзогенных факторов [2]:

$$\Delta\pi_t = \alpha + \beta \text{PRICE_GAP}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \phi_j \Delta\pi_{t-j} + \Delta z_{t-n} + \varepsilon_t, \quad (6)$$

где Δz_t – изменение экзогенной переменной, влияющей на показатель инфляции.

Вид уравнения (6) предполагает, что динамика инфляции может быть представлена в виде ЕСМ-модели. При этом включение в модель равновесного уровня цен позволяет выявить дополнительное инфляционное давление в случае, когда разрыв цен остается постоянным, однако наклон кривых фактического и равновесного уровня цен возрастает.

В отличие от эффекта роста денежного предложения предполагается, что шок экзогенной переменной z_t имеет только временный эффект. Например, если возрастут цены на нефть, то это не вызовет изменения p^* . В то же время более высокий фактический уровень цен, который сложился по причине роста цен на нефть, приведет к негативному разрыву цен. Образовавшийся отрицательный разрыв цен будет, в свою очередь, закрываться за счет корректировки p , то есть в будущих периодах инфляционное давление будет снижаться.

Ввиду того, что первоначальная P^* -модель была разработана для США – большой и относительно закрытой экономики, ряд экономистов относятся к применению такого рода инструмента к исследованию малых открытых экономик с определенной долей скептицизма. Вместе с тем на сегодняшний день P^* -модели нашли широкое применение для анализа и прогноза инфляционных процессов в различных странах с разнообразными режимами монетарной политики. П. Хеллер и П. Порет, например, использовали такие модели в рамках анализа экономик стран – членов ОЭСР [3]. Чешские исследователи, используя модификации P^* -модели, осуществили анализ инфляции в Чехии [4].

Эмпирические результаты построения модели инфляции

Для построения модели инфляции использовались квартальные данные с I квартала 2002 г. по I квартал 2014 г.

В таблице 1 приведен перечень показателей, которые использовались при разработке данной модели.

Временные ряды исходных статистических данных были преобразованы в логарифмическую

форму во избежание проблем, связанных с экспоненциальной гетероскедастичностью и при необходимости подвергались процедуре сезонного сглаживания.

Для определения стационарности исследуемых временных рядов на первом этапе был применен графический анализ. Так как результаты графического анализа являются субъективными и довольно часто неточными, то для более детального исследования временных рядов применялись расширенный тест Дикки – Фуллера (ADF-тест), тест Филлипса – Перрона (PP-тест), а также тест Квятковско-го – Филлипса – Шмидта – Шина (KPSS-тест) (таблица 2).

Результаты, полученные на данном этапе, имеют значение для проведения дальнейшего исследования. Определение порядка интегрированности позволяет корректно произвести преобразование временных рядов (путем взятия соответствующих разностей) для обеспечения их стационарности. Данная процедура важна для корректного применения эконометрических методов и ухода от так называемой ложной регрессии, которая может быть получена при использовании в регрессионном анализе нестационарных временных рядов.

Определение разрыва цен

Можно выделить два метода расчета разрыва цен:

- через оценку долгосрочной функции спроса на деньги, остатки которой будут являться искомым показателем;
- посредством вычислений согласно уравнению (3).

В настоящей работе воспользуемся вторым методом. Как видно из уравнения (3), критическим моментом при построении P^* -модели является выявление равновесной динамики реального выпуска и скорости обращения. К наиболее популярным методам оценки равновесных компонент можно отнести фильтр Ходрика – Прескотта и многомерный фильтр Калмана. В настоящем исследовании для определения равновесного реального выпуска, в частности, использовались оценки фильтра Калмана [5], а для определения равновесной скорости обращения денег – оценки фильтра Ходрика – Прескотта.

Для наглядной иллюстрации на *рисунках 1–3* представлены графики разрыва цен в Республике Беларусь и его составляющих. Результаты вычислений разрыва цен, представленные на *рисунке 1*, достаточно хорошо отображают периоды положительного и отрицательного разрыва цен и соответствующие им периоды ускорения и замедления инфляционных процессов. Интересным является факт увеличения положительного разрыва цен в I квартале 2014 г., что является свидетельством роста инфляционного давления в краткосрочной перспективе.

Как и предполагалось, показатель разрыва цен дает дополнительную информацию и о будущей динамике инфляции и потенциально может значительно облегчить ее прогнозирование в краткосрочном периоде. Результаты графического анализа подтверждаются тестами на причинность по Грэйнджеру (*таблица 3*).

Достаточно важным для последующих оценок является выявление факта корректировки уровня цен p к p^* , то есть имеется ли между временными рядами коинтеграция.

Результаты теста Йохансена подтвердили предположение о наличии коинтеграционного соотношения между временными рядами p^* и p . При дальнейшем оценивании долгосрочное соотношение было нормировано относительно p^* . Результаты оценки параметров

Таблица 1

Показатели и их условные обозначения

| Обозначение | Показатель | Источник данных |
|-------------|--|------------------------------|
| cri | Уровень потребительских цен (2000 г. = 1) | Белстат, собственные расчеты |
| pie | Индекс потребительских цен (квартал к предыдущему кварталу) | Белстат, собственные расчеты |
| m1 | Денежный агрегат М1 (среднеквартальные значения), млрд. руб. | Национальный банк |
| m2 | Денежный агрегат М2* (РДМ) (среднеквартальные значения), млрд. руб. | Национальный банк |
| m3 | Денежный агрегат М3 (среднеквартальные значения), млрд. руб. | Национальный банк |
| ngdp | ВВП Республики Беларусь в текущих ценах, млрд. руб. | Белстат, собственные расчеты |
| gdp | ВВП Республики Беларусь в среднегодовых ценах 2005 г., млрд. руб. | Белстат, собственные расчеты |
| v | Скорость обращения денег, рассчитываемая как отношение номинального ВВП к денежному агрегату | Собственные расчеты |
| neer | Индекс номинального эффективного курса белорусского рубля (2005 г. = 1) | Национальный банк |
| er_usd | Средневзвешенный курс белорусского рубля к доллару США | Национальный банк |
| er_rub | Средневзвешенный курс белорусского рубля к российскому рублю | Национальный банк |
| p_oil | Уровень цен на импортируемую в Республику Беларусь нефть, долларов США за 1 тонну | Белстат |
| price_gap | Разрыв цен, рассчитываемый как разность между равновесным уровнем цен и фактическим (cri) | Собственные расчеты |

Примечание. Разработка автора.

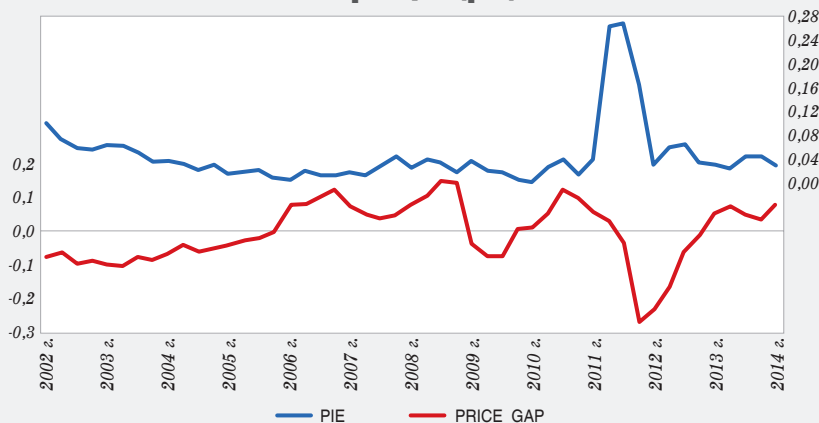
Таблица 2

Результаты анализа временных рядов на стационарность

| Временной ряд | ADF-тест | | PP-тест | | KPSS-тест | | Результаты тестов |
|---------------|--------------|------------|--------------|------------|--------------|----------|-------------------|
| | Спецификация | P-значение | Спецификация | P-значение | Спецификация | LM-стат. | |
| cri | Const | 0,986 | Const | 0,976 | Trend, Const | 0,169 | I(1) |
| pie | Const | 0,005 | Const | 0,085 | Const | 0,164 | I(0) |
| m2 | Const | 0,443 | Const | 0,330 | Trend, Const | 0,156 | I(1) |
| m3 | Trend, Const | 0,336 | Trend, Const | 0,619 | Trend, Const | 0,104 | I(1) |
| ngdp | Trend, Const | 0,176 | Trend, Const | 0,714 | Trend, Const | 0,124 | I(1) |
| gdp | Const | 0,236 | Const | 0,173 | Trend, Const | 0,219 | I(1) |
| neer | Trend, Const | 0,563 | Trend, Const | 0,888 | Trend, Const | 0,167 | I(1) |
| er_usd | Trend, Const | 0,688 | Const | 0,991 | Trend, Const | 0,196 | I(1) |
| er_rub | Trend, Const | 0,461 | Trend, Const | 0,875 | Trend, Const | 0,171 | I(1) |
| p_oil | Const | 0,351 | Const | 0,430 | Trend, Const | 0,219 | I(1) |

Примечание. Расчеты автора на основе данных Национального банка и Белстата.

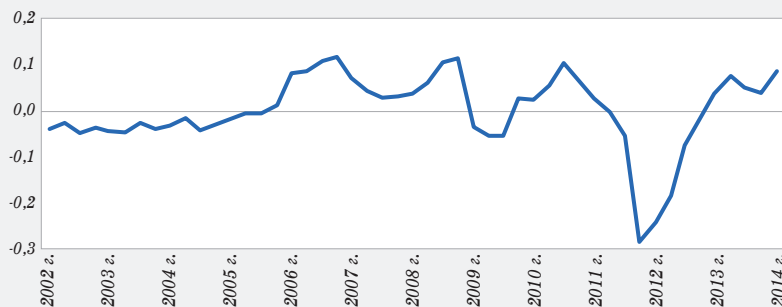
Динамика разрыва цен (price_gap) и темпов прироста инфляции (pie)



Примечание. Разработка автора.

Рисунок 1

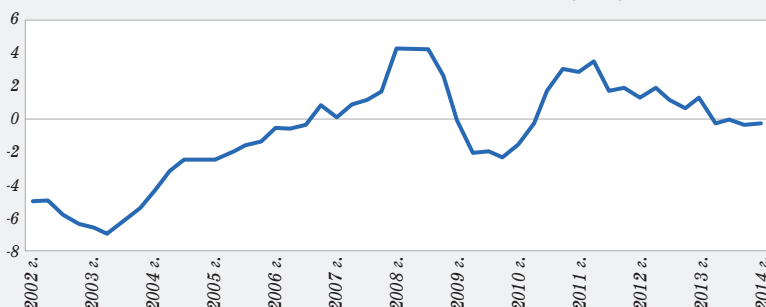
Динамика разрыва скорости обращения ($v_t^* - v_t$)



Примечание. Разработка автора.

Рисунок 2

Динамика разрыва выпуска ($y_t - y_t^*$)



Примечание. Разработка автора.

Рисунок 3

Таблица 3

Результаты теста на причинность по Грэнджеру

| Нулевая гипотеза | F-Statistic | Probability |
|------------------------------------|-------------|-------------|
| price_gap не является причиной pie | 7,71052 | 0,0005 |
| pie не является причиной price_gap | 1,73315 | 0,1718 |

Примечание. Расчеты автора.

соотношения $price_gap_t = p_t^* - p_t$ приведены ниже.

$$price_gap_t = p_t^* - 1,08 p_t \quad (7)$$

Краткосрочная модель инфляции

Для построения краткосрочной модели инфляции воспользуемся спецификацией, предложенной С. Герлаком и Л. Свенссоном (уравнение (6)). Разрыв цен в нашем случае будет служить долгосрочным соотношением, остальные переменные, входящие в модель, должны объяснять краткосрочную динамику инфляции. Стоит отметить, что построение моделей осуществлялось с использованием денежного агрегата M2* и M3. Однако наиболее адекватные результаты удалось получить только для M2*.

В качестве экзогенных переменных в краткосрочной модели рассматривались номинальный обменный курс белорусского рубля к доллару США (er_usd), номинальный обменный курс белорусского рубля к российскому рублю (er_rub), номинальный эффективный курс белорусского рубля ($neer$), цены на импортируемую в Республику Беларусь нефть (p_oil).

В результате удалось построить следующую ЕСМ-модель для объяснения краткосрочной динамики инфляции (в круглых скобках указана t-статистика):

$$pie_t = 0,234 pie_{t-1} + 0,334 pie_{t-4} + 0,116 price_gap_{t-1} + 0,021 \Delta p_oil_{t-2} + 0,282 \Delta neer_t + 0,134 D2011q2, \quad (8)$$

| | | | |
|--------------------|-------|-------|-------|
| R-squared | 0,934 | JB | 0,209 |
| Adjusted R-squared | 0,926 | White | 0,063 |
| S.E.R. | 0,014 | BG | 0,219 |
| Durbin-Watson stat | 1,739 | | |

где D2011q2 – фиктивная переменная для периода резкой девальвации национальной валюты во II квартале 2011 г.;

Δ – прирост показателя по отношению к предыдущему периоду;

JB – p-значение статистики Жака – Берра (нормальности распределения);

White – р-значение статистики Уайта (White) на наличие гетероскедастичности;

BG – р-значение статистики теста Бройша – Годфри (Breusch – Godfrey) на наличие автокорреляции в остатках.

В соответствии с уравнением (8) темпы прироста инфляции зависят от лаговых значений самой инфляции, разрыва цен и экзогенных переменных, отражающих издержки. Коэффициент при разрыве цен является значимым: 1% положительного разрыва цен сегодня будет приводить к росту инфляции на 0,1% в следующем периоде. Вместе с тем основное влияние на краткосрочную динамику инфляции оказывают лаги инфляции и изменение номинального эффективного обменного курса. В дальнейшем вышеприведенная спецификация модели должна облегчить прогноз и выявить точки разворота динамики инфляции благодаря информации, которую дает разрыв цен как опережающий индикатор.

Если мы рассмотрим динамический прогноз в рамках выборки, то можно сказать, что результат является вполне удовлетворительным. Прогнозный ряд прироста инфляции воспроизводит динамику фактического показателя (*рисунк 4*).

Полученная модель была проанализирована на свойства стабильности, в том числе для реализации прогноза. Для этого был проведен ряд тестов.

Результаты прогнозного теста Чоу (Chow Forecast Test) по выборочной совокупности (I квартал 2013 г. – I квартал 2014 г.) показали, что полученная модель является стабильной и может быть использована для прогнозирования.

Кроме того, можно сказать, что рекурсивные оценки коэффициентов регрессии свидетельствуют в пользу устойчивости коэф-

Динамический прогноз инфляции (dynamic-in-sample forecast)



Примечание. Разработка автора.

Рисунок 4

фициентов модели (8). Диагностика остатков модели указывает на то, что они не выходят за пределы 95-процентного доверительного интервала, что также указывает на стабильность модели.

Тест кумулятивных сумм рекурсивных остатков (CUSUM Test) и тест кумулятивных сумм квадратов рекурсивных остатков (CUSUM of Squares Test) также показали аналогичные результаты: значения остатков не выходят за пределы 95-процентного доверительного интервала.

Таким образом, в работе представлена достаточно простая спецификация P^* -модели, которая обладает рядом преимуществ:

- доступность необходимых статистических данных;
- модель проста в части реализации расчетов и интерпретации полученных оценок;
- в большинстве случаев такого рода модели являются хорошим инструментом для целей краткосрочного анализа

инфляционных процессов;

- модель может найти широкое применение в части решения таких задач, как анализ последствий принятия решений в области денежно-кредитной политики, а также поддержка принятия решений в части реализации монетарной политики в краткосрочной и среднесрочной перспективе.

Вместе с тем необходимо учитывать, что при всех своих достоинствах P^* -модель является одним из инструментов широкого перечня для оценки динамики цен, имеющихся в распоряжении центральных банков. Эффективность и качество анализа и прогнозирования инфляционных процессов будет повышаться при использовании P^* -моделей в комплексе с иными инструментами, входящими в систему анализа и прогнозирования монетарной политики.

* * *

Материал поступил 17.07.2014.

Источники:

1. Hallman, J.J. M2 Per Unit of Potential GNP as an Anchor for the Price Level / J.J. Hallman, R.D. Porter and D.H. Small // Board of Governors of the Federal Reserve System. – 1989.
2. Gerlach, S. Money and Inflation in the Euro Area: A Case for Monetary Indicators? / S. Gerlach, L.E.O. Svensson // NBER Working Paper. – 2000. – № 8025. – P. 43.
3. Hoeller, P. Is P-Star a Good Indicator of Inflationary Pressures in OECD Countries? / P. Hoeller, P. Poret // OECD Economic Studies. – 1991. – № 17. – P. 29.
4. Frait, J. An Analysis of Inflation in the Czech Republic Using the P^* Model / J. Frait, L. Komarek and L. Kulhanek // Eastern European Economics. – July – August 2000. – Vol. 38. – P. 54–72.
5. Демиденко, М.В. Оценка равновесных и циклических компонент в динамике макропеременных Республики Беларусь / М.В. Демиденко // Банкаўскі веснік. – 2008. – № 34. – С. 10–19.