

# Является ли разрыв выпуска полезным индикатором для монетарной политики в Беларуси?<sup>1</sup>

*Ключевые слова:*  
потенциальный выпуск, разрыв выпуска, инфляция, структурные векторные авторегрессии, модели с ненаблюдаемыми компонентами, монетарная политика.

Существующая связь между реальной экономикой и инфляцией находится в центре внимания денежных властей. В этом контексте концепция разрыва выпуска играет важную роль в традиционной макроэкономической теории, прикладных исследованиях и анализе монетарной политики. Теоретически разрыв выпуска представляет собой разность между фактическим и потенциальным выпуском, где под потенциальным выпуском подразумевается максимальный уровень выпуска, который может произвести экономика, используя все имеющиеся факторы производства, без оказания на нее инфляционного давления. В случае, когда фактический выпуск превышает потенциальный и разрыв выпуска становится положительным, имеют место давление на экономику со стороны спроса и рост уровня инфляции. Такая ситуация сигнализирует денежным властям о том, что денежная политика нуждается в ужесточении. Напротив, отрицательный разрыв выпуска, возникающий в результате того, что фактический выпуск оказывается ниже потенциального, подразумевает необходимость смягчения монетарной политики.

Для использования в целях монетарной политики концепция разрыва выпуска должна быть операционализована. Основной проблемой здесь является то, что и

потенциальный выпуск, и разрыв выпуска как производная величина от последнего – это непосредственно ненаблюдаемые переменные. По образному выражению Биллмейера [9], разрыв выпуска является привидением, которое должно быть поймано посредством статистических и эконометрических методов. Таким образом, чтобы быть полезным для практического использования, потенциальный выпуск и разрыв выпуска должны быть соответствующим образом оценены. В научной литературе предлагаются различные подходы и методы их оценки. При этом хорошо известно, что все эти методы характеризуются существенной неопределенностью. Поэтому выбор метода для определения разрыва выпуска является нетривиальной задачей для аналитиков в области монетарной политики.

Важные работы по данной проблематике были подготовлены в Национальном банке Республики Беларусь. Например, Мирончик [3] предложила оценку разрыва выпуска в рамках калиброванной небольшой макроэкономической модели с использованием многомерного фильтра Калмана. В работе Демиденко и Кузнецова [1] для оценки потенциального выпуска в Беларуси и его основных факторов использовались многомерные фильтры Ходрика – Прескотта (НР) и Калмана. Следует отметить, что в первой из отмеченных работ поло-

жительная причинно-следственная связь между разрывом выпуска и инфляцией является предопределенной в калиброванной модели, а во второй работе потенциальный выпуск и разрыв выпуска вообще не рассматриваются в контексте монетарной политики, поскольку предметом исследования авторов выступали только равновесные темпы роста белорусской экономики.

Оценки разрыва выпуска наряду с другими разрывами регулярно публикуются в аналитических обзорах Национального банка Республики Беларусь, однако вне какой-либо количественной связи с инфляцией [4]. Кроме того, оценки разрыва выпуска для экономики Беларуси традиционно публикуются в страновых отчетах Международного валютного фонда (МВФ). Согласно данным публикациям разрыв выпуска определялся на основе одномерных фильтров, таких как НР-фильтр, фильтр Кристиано – Фицджеральда, а также при помощи структурных векторных авторегрессионных моделей [19; 20]. Какие-либо комментарии относительно связи между разрывом выпуска и инфляцией в этих публикациях отсутствуют.

Надо признать, что в Беларуси количество исследований, где авторы пытаются рассмотреть связь между разрывом выпуска и инфляцией, чрезвычайно невелико. Насколько нам известно, Крук [2] яв-

<sup>1</sup> Авторы выражают признательность сотрудникам Главного управления монетарной политики и экономического анализа Национального банка Республики Беларусь за плодотворную дискуссию, полезные комментарии и предложения в ходе обсуждения данного исследования. При этом вся ответственность за содержание работы лежит на авторах.

ляется одним из немногих авторов, кто попытался проанализировать влияние разрыва выпуска на инфляцию. Основной эконометрический результат этой работы может быть обобщен следующим образом: во всех спецификациях коэффициенты при разрыве выпуска с длиной лага от 0 до 3 являются либо статистически незначимыми, либо значимыми, но имеющими «неправильный» отрицательный знак (то есть увеличение разрыва выпуска ведет к уменьшению инфляции). Автор приходит к выводу, что в целом предсказательная способность разрыва выпуска применительно к инфляции является крайне сомнительной в Беларуси.

В связи с этим возникают естественные вопросы: почему же тогда концепция разрыва выпуска является весьма популярной в белорусском контексте? в чем полезность этого индикатора, особенно для монетарной политики, если не существует эмпирического подтверждения содержательной связи между разрывом выпуска и инфляцией на основе данных по Беларуси? В представленной работе авторы попытались рассмотреть эти вопросы с эмпирической точки зрения, позволяя данным говорить самим за себя и при этом учитывая положения экономической теории.

Выбирая из многообразия подходов и методов для оценки потенциального выпуска и разрыва выпуска, авторы исходили из следующего:

1) в модели должны быть явным образом учтены соображения теоретического характера (по меньшей мере, должна быть учтена динамика инфляции, следовательно, необходимы многомерные подходы);

2) данные, используемые для расчетов, должны быть непосредственно наблюдаемыми, доступными и надежными.

Данным условиям отвечают методы, основанные на структурных векторных авторегрессионных (SVAR) моделях и одномерных (UUC) и многомерных (MUC) моделях с ненаблюдаемыми компонентами.

### Аналитические основы

В данной работе мы использовали два метода оценки потенциального выпуска и разрыва выпуска.

Первый метод основывается на широко известной и часто цитируемой статье Бланшара и Куа [10], в которой для оценки потенциального выпуска и разрыва выпуска используется SVAR-модель с долгосрочными идентификационными ограничениями, основанными на экономической теории. Второй метод базируется на достаточно новой работе Харви [14], где связь между инфляцией и разрывом выпуска (кривая Филлипса) анализируется посредством одномерной и многомерной моделей с ненаблюдаемыми компонентами.

### Структурная векторная авторегрессионная модель

В работе [10] была предложена макроэкономическая модель только с двумя переменными (реальный ВВП и уровень безработицы), в которой реальный выпуск испытывает влияние двух шоков: спроса и предложения. Согласно гипотезе о естественном уровне безработицы шоки со стороны спроса не имеют долгосрочного эффекта на уровень реального ВВП (шоки со стороны спроса могут оказать влияние на реальный ВВП только в краткосрочном периоде). Напротив, шоки со стороны предложения или шоки производительности предположительно должны оказывать перманентное влияние на реальный выпуск. Указанные авторы оценивают векторную авторегрессионную модель с двумя переменными и определяют структурные шоки, накладывая долгосрочное ограничение, согласно которому шоки со стороны спроса имеют только временный эффект на реальный выпуск.

Таким образом, основная идея такой двухфакторной SVAR-модели – это разложение реального выпуска на три компонента:

- 1) детерминистический тренд;
- 2) компонент, обусловленный шоками, имеющими перманентный эффект на экономику со стороны предложения;
- 3) компонент, обусловленный шоками, влияющими на спрос в краткосрочном периоде.

Первые два компонента представляют собой потенциальный выпуск, в то время как последний может трактоваться как разрыв выпуска. Следует отметить, что в рамках данной модели потенциальный выпуск и разрыв выпуска определяются одновременно.

В данной работе вместо уровня безработицы использован уровень инфляции, а также двухфакторная SVAR-модель, включающая прирост реального ВВП (с корректировкой на сезонность) –  $\Delta r g d p_t^{sa}$  и уровень инфляции (с корректировкой на сезонность) –  $\Delta c p i_t^{sa}$ . Соответствующая система уравнений может быть представлена как вектор ковариантно стационарных переменных с нулевыми ожидаемыми средними, то есть  $x_t = [\Delta r g d p_t^{sa}, \Delta c p i_t^{sa}]'$ . SVAR-модель может быть выражена в виде бесконечного скользящего среднего для реального ВВП и инфляции:

$$x_t = A(L)\varepsilon_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i}, \quad (1)$$

где  $A(L)$  – лаговый полином размерности  $2 \times 2$ ;

$\varepsilon_t = [\varepsilon_t^s, \varepsilon_t^d]'$  – вектор экзогенных, ненаблюдаемых структурных шоков (шоки со стороны предложения и спроса соответственно), удовлетворяющих условиям  $E[\varepsilon_t] = 0$  и  $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = I$ .

Для идентификации структурной модели необходимо оценить следующую векторную авторегрессионную модель (VAR) приведенной формы:

$$x_t = \Phi(L)x_t + e_t = \sum_{i=0}^p \Phi_i x_{t-i} + e_t, \quad (2)$$

где  $\Phi(L)$  – лаговый полином порядка  $p$  и размерности  $2 \times 2$ ;

$e_t$  – вектор оцененных остатков векторной авторегрессионной модели приведенной формы с  $E[e_t] = 0$  и  $E[e_t e_t'] = \Sigma$ .

Приведенная форма может быть инвертирована при помощи разложения Вольда, что дает в результате приведенную форму скользящего среднего:

$$x_t = C(L)e_t = \sum_{i=0}^{\infty} C_i e_{t-i}, \quad (3)$$

где  $C(L)$  – лаговый полином, которой может быть выражен как  $\Phi(L)$  следующим образом:  $C(L) = [1 - \Phi(L)L]^{-1}$ . Из (1) и (2) следует, что инновации приведенной формы  $e_t$  являются линейными относительно структурных инноваций  $\varepsilon_t$ :

$$e_t = A_0 \varepsilon_t, \quad (4)$$

где  $A_0$  – матрица одновременных эффектов структурных инноваций размерности  $2 \times 2$ . При этом

$$E[e_t e_t'] = A_0 E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] A_0'. \quad (5)$$

Поскольку  $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = I$ , то

$$A_0 A_0' = \Sigma. \quad (6)$$

Чтобы извлечь структурные инновации, необходимо наложить достаточное количество ограничительных идентификаций для определения элементов матрицы  $A_0$ .

Три элемента ограничений получаются из симметричной матрицы  $\Sigma = A_0 A_0'$  размерности  $2 \times 2$ . Следовательно, для получения четырех неизвестных элементов матрицы  $A_0$  должно быть наложено одно ограничение идентификации. Такое ограничение основывается на экономической теории и предполагает, что шоки со стороны спроса не оказывают долгосрочного влияния на реальный ВВП:

$$\sum_{i=0}^{\infty} A_i(1,2) = 0, \quad (7)$$

где  $A_i(i, j)$  – элементы строки  $i$  и столбца  $j$  матрицы  $A_i$ .

Остатки VAR-модели без ограничений и оцененные параметры  $A_0$  могут быть использованы для построения вектора экзогенных структурных шоков. Так как потенциальный ВВП относится к перманентному компоненту ВВП в системе уравнений, то уравнение, характеризующее темпы роста потенциального ВВП, может быть получено при помощи вектора шоков со стороны предложения:

$$\Delta r g d p_t^{sa, potential} = \sum_{i=0}^{\infty} A_i(1,1) \varepsilon_t^s. \quad (8)$$

Аналогичным образом могут быть получены темпы роста разрыва выпуска:

$$\Delta r g d p_t^{sa, gap} = \sum_{i=0}^{\infty} A_i(1,2) \varepsilon_t^d. \quad (9)$$

В свою очередь, легко могут быть получены уровни потенциального выпуска и разрыва выпуска.

Для их оценки при помощи рассмотренной выше методологии использована встроенная процедура (*HDecomp*) для эконометрического пакета *Eviews*, которая позволяет осуществить разложение временного ряда в рамках VAR-модели в зависимо-

сти от влияния различных шоков (*historical decomposition*)<sup>2</sup>.

*Модели с ненаблюдаемыми компонентами*

В работе [14] взаимосвязь между инфляцией и разрывом выпуска моделируется при помощи моделей с ненаблюдаемыми компонентами. При этом рассматриваются как одномерные, так и многомерные модели. В первом случае разрыв выпуска оценивается на основе одномерной модели с ненаблюдаемыми компонентами для реального выпуска. Затем полученный разрыв выпуска включается в одномерную модель с ненаблюдаемыми компонентами для инфляции. Во втором случае выпуск, инфляция и разрыв выпуска моделируются одновременно.

В рамках одномерной модели разрыв выпуска может быть оценен на основе модели с ненаблюдаемыми компонентами для реального выпуска. Модель для тренда-цикла можно представить следующим образом:

$$r g d p_t^{sa} = \mu_t + \psi_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (10)$$

где  $\mu_t$  – интегрированный процесс случайного блуждания;

$$\begin{aligned} \mu_t &= \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t, \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \xi_t, \quad t = 1, \dots, T, \end{aligned} \quad (11)$$

где  $\psi_t$  – стохастический цикл;  $\beta_t$  – угол наклона тренда;  $\varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ,  $\eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2)$ ;  $\xi_t \sim NID(0, \sigma_\xi^2)$ .

Стохастический цикл представляет собой

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos \lambda_c & \sin \lambda_c \\ -\sin \lambda_c & \cos \lambda_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{bmatrix}, \quad t = 1, \dots, T, \quad (12)$$

где  $\lambda_c$  – частота в радианах;

$\rho$  – коэффициент затухания, принимающий значения  $0 \leq \rho \leq 1$ ;

$\kappa_t, \kappa_t^*$  – два взаимно независимых ряда остатков, представляющих собой белый шум и имеющих нулевое среднее и общую дисперсию  $\sigma_\kappa^2$ .

Остатки  $\varepsilon_t, \zeta_t, \kappa_t, \kappa_t^*$  являются последовательно и взаимно некоррелированными, случайный компонент и угол наклона имеют дисперсию  $\sigma_\varepsilon^2$  и  $\sigma_\zeta^2$ .

В данной модели сглаженные оценки цикла могут рассматриваться как разрыв выпуска. Следует отметить, что HP-фильтр является особым случаем рассмотренной модели с ненаблюдаемыми компонентами. Однако модель не имеет проблемы концов выборки, а также может быть использована для прогнозирования потенциального выпуска и разрыва выпуска.

Поскольку трендовая инфляция хорошо аппроксимируется процессом случайного блуждания без смещения, она может быть смоделирована как случайное блуждание плюс белый шум или как модель с локальным уровнем:

$$\Delta c p i_t^{sa} = \mu_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad t = 1, \dots, T, \quad (13)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2), \quad t = 1, \dots, T. \quad (14)$$

Остатки  $\varepsilon_t$  и  $\eta_t$  являются последовательно и взаимно некоррелированными, нормально и независимо распределенными с нулевым средним и дисперсией  $\sigma^2$ . Фактически  $\mu_t$  в (13) представляет собой базовую (трендовую) инфляцию. По аналогии с моделью для выпуска в модель инфляции также может быть включен и стохастический цикл  $\psi_t$ . Чтобы протестировать наличие связи между инфляцией и разрывом выпуска в рамках одномерной модели, в модель инфляции следует включить разрыв выпуска с определенным лагом:

$$\Delta c p i_t^{sa} = \mu_t + \psi_t + a_1 x_{t-j} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (15)$$

где  $x_{t-j}$  – разрыв выпуска из моделей (11)–(12) и  $j=0, 1, 2$  в нашем случае<sup>3</sup>.

В многомерной модели инфляция и выпуск моделируются одновременно:

$$\begin{bmatrix} \Delta c p i_t^{sa} \\ r g d p_t^{sa} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_t^{\Delta c p i} \\ \mu_t^{r g d p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \psi_t^{\Delta c p i} \\ \psi_t^{r g d p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{\Delta c p i} \\ \varepsilon_t^{r g d p} \end{bmatrix}, \quad (16)$$

где  $\mu_t^{\Delta c p i}$  – процесс случайного блуждания, как в (14), и  $\mu_t^{r g d p}$  – интегрированный процесс случайного блуждания, как в (11).

<sup>2</sup> См.: <http://www.eviews.com/Addins/addins.shtml>.

<sup>3</sup> Одновременно в модели (15) используется только один лаг.

Стохастические циклы моделируются как однородные циклы таким образом, что если  $\psi_t = (\psi_t^{\Delta cpi}, \psi_t^{rgdp})'$ , то

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos \lambda_c & \sin \lambda_c \\ -\sin \lambda_c & \cos \lambda_c \end{bmatrix} \otimes I_2 \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{bmatrix}, \quad t=1, \dots, T, \quad (17)$$

где  $\kappa_t$ , и  $\kappa_t^*$  – вектор остатков размерности  $2 \times 1$  так, что  $E(\kappa_t \kappa_t') = E(\kappa_t^* \kappa_t^{*'}) = \Sigma_{\kappa}$ , где  $\Sigma_{\kappa}$  – ковариационная матрица размерности  $2 \times 2$  и  $E(\kappa_t \kappa_t^*) = 0$ .

Цикл инфляции может быть разложен на две независимые составляющие, одна из которых зависит от цикла реального ВВП, то есть  $\psi_t^{\Delta cpi} = \beta \psi_t^{rgdp} + \psi_t^{\Delta cpi \dagger}$ ,

$$\text{где } \beta = \text{Cov}(\psi_t^{\Delta cpi}, \psi_t^{rgdp}) / \text{Var}(\psi_t^{rgdp}) = \text{Cov}(\kappa_t^{\Delta cpi}, \kappa_t^{rgdp}) / \text{Var}(\kappa_t^{rgdp}), \quad (18)$$

$\psi_t^{\Delta cpi \dagger}$  – циклический компонент, относящийся к инфляции.

Соответствующая подстановка в уравнение инфляции (16) дает

$$\Delta cpi_t^{sa} = \mu_t^{\Delta cpi} + \beta \psi_t^{rgdp} + \psi_t^{\Delta cpi \dagger} + \varepsilon_t^{\Delta cpi}. \quad (19)$$

Если остатки циклов  $\kappa_t^{\Delta cpi}$  и  $\kappa_t^{rgdp}$  являются совершенно коррелированными, тогда выражение (19) соответствует взаимосвязи между инфляцией и разрывом выпуска с нулевым лагом.

Оценка одномерных и многомерных моделей с ненаблюдаемыми компонентами осуществлялась при помощи модуля *Stamp 8.3* в эконометрическом пакете *OxMetrics 7.0* [19].

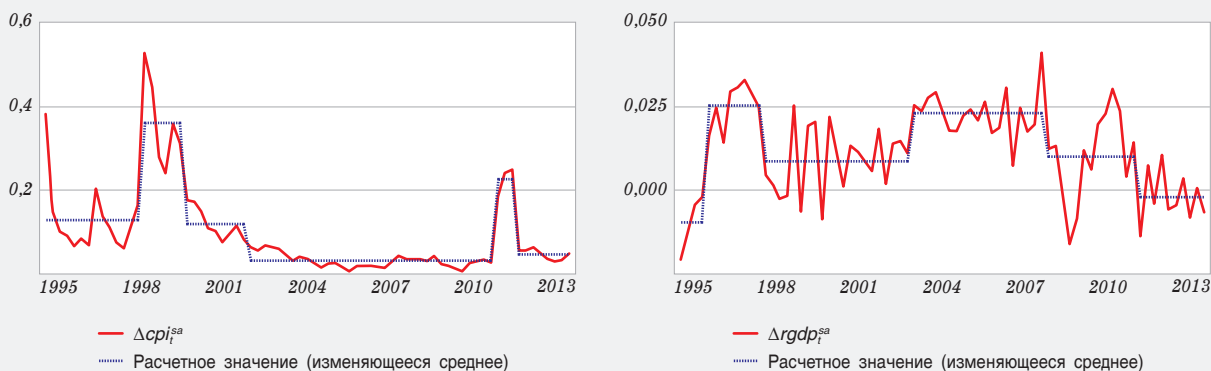
### Используемые данные и их динамические характеристики

Для эконометрического моделирования использовались квартальные данные о реальном ВВП в ценах (средних) 2009 г. за период I квартал 1995 г. – IV квартал 2013 г. Официальная статистика не представляет данные за весь рассматриваемый период о реальном ВВП в средних ценах 2009 г. Поэтому реальный ВВП за ряд лет в ценах 1995 г., 2000 г. и 2005 г. был пересчитан в цены 2009 г. посредством имеющихся квартальных темпов роста реального ВВП. Квартальные данные по индексу потребительских цен (CPI) были получены путем усреднения помесечных данных. Затем исходные данные тестировались на наличие сезонности, и при необходимости осуществлялась соответствующая корректировка. Для корректировки на сезонность использовалась процедура *X-13ARIMA-SEATS*<sup>4</sup>. В дальнейшем анализе использовались данные, представленные в натуральных логарифмах.

Традиционные тесты на единичный корень дают неоднозначные и противоречивые результаты для переменных в первых разностях. В частности, для первых разностей индекса цен ( $\Delta cpi_t^{sa}$ ) *ADF*-тест явно отвергает нулевую гипотезу о единичном корне, в то время как *ADFGLS*-тест [13] не отвергает нулевую гипотезу. При этом *KPSS*-тест [20] отвергает нулевую гипотезу о стационарности на 5% -ном уровне значимости. Для первых разностей уровня ВВП ( $\Delta rgdp_t^{sa}$ ) единичный корень отвергается *ADF*-тестом, и стационарность не может быть отвергнута *KPSS*-тестом, тогда как *ADFGLS*-тест нулевую гипотезу о единичном корне не отвергает. Графики соответствующих временных рядов указывают на наличие множественных структурных сдвигов (сдвигов среднего) в первых разностях анализируемых данных<sup>5</sup>. Принимая во внимание то, что структурные сдвиги оказывают сильное влияние на стандартные тесты на единичный корень и стационарность, мы в первую очередь осуществили формальное определение таких сдвигов.

Для идентификации этих структурных сдвигов был использован тест Баи – Перрона на наличие множественных структурных сдвигов [7; 8] применительно к первым разностям исследуемых переменных. На *рисунке 1* представлены результаты данных

### Тест Баи – Перрона на множественные структурные сдвиги



Примечание. Собственные расчеты авторов.

Рисунок 1

<sup>4</sup> Более подробно см. в [5; 6].

<sup>5</sup> Соответствующие графики представлены в [6].



тестов в графическом виде<sup>6</sup>. Как видим, для показателя инфляции было выявлено пять структурных сдвигов (1998q4, 2000q2, 2002q3, 2011q2, 2012q1) и такое же количество – для темпов роста реального ВВП (1996q2, 1998q2, 2003q3, 2008q2, 2011q3). Когда эти структурные сдвиги принимаются во внимание, можно сделать вывод, что рассматриваемые переменные в конечном счете являются стационарными. Тесты на единичный корень с учетом множественных структурных сдвигов отвергают нулевую гипотезу о единичном корне как для  $\Delta cpi_t^{sa}$ , так и для  $\Delta rgdp_t^{sa}$  ( $t$ -ADF равна -10,22 и -7,52 соответственно, что превышает критическое значение на 1%-ном уровне значимости)<sup>7</sup>. Это обстоятельство играет важную роль при анализе связи между инфляцией и разрывом выпуска, и соответствующие ступенчатые фиктивные переменные (если они оказываются значимыми) должны быть включены в эконометрические модели для адекватного отражения динамики инфляции.

### Результаты эконометрического анализа

#### Структурная векторная авторегрессионная модель

Для оценки разрыва выпуска при помощи SVAR-модели была специфицирована VAR с лагом, равным 5, константой и трендом. Такая спецификация согласуется с используемыми данными. Порядок VAR выбирался на основе LR-теста (последовательный модифицированный LR-тест) и целого набора различных критериев, а именно FPE (финальная ошибка предсказания), AIC (информационный критерий Акайка) и HQ (информационный критерий Ханнана – Куинна). Перечисленные критерии показывают, что порядок VAR-модели с лагом, равным 5, является оптимальным (только информационный критерий Шварца предлагает лаг, равный 1, что явно не отражает реальную динамику временных рядов). В целом модель с 5 лагами проходит тесты спецификации. Нулевая гипотеза

об отсутствии автокорреляции остатков до 5 лагов включительно и гетероскедастичности остатков не отвергается на общепринятых уровнях значимости. В уравнении для  $\Delta cpi_t^{sa}$  остатки не являются нормально распределенными, а уравнение для  $\Delta rgdp_t^{sa}$  проходит тест на нормальность остатков. Детерминистические члены (константа и тренд) являются статистически значимыми в выбранной спецификации.

Далее было наложено долгосрочное ограничение согласно выражению (7) и оценена SVAR-модель. Функции импульсного отклика вследствие шоков со стороны спроса и предложения показывают, что динамические эффекты шоков спроса и предложения соответствуют теоретическим соотношениям<sup>8</sup>. Шок со стороны предложения ведет к увеличению реального ВВП в долгосрочном периоде, который после 10 кварталов стабилизируется. В свою очередь, уровень инфляции сначала снижается после шока предложения, а затем стабилизируется после 10 кварталов, фактически зеркально отражая отклик реального ВВП с обратным знаком. Импульсные отклики, характеризующие влияние шока предложения на реальный выпуск и инфляцию являются статистически значимыми согласно 95%-ным доверительным интервалам, полученным при помощи бутстрэп-метода.

Шок со стороны спроса оказывает краткосрочное влияние на реальный ВВП. Он ведет к увеличению реального выпуска вплоть до 2 кварталов, а затем этот эффект стремится к нулевой отметке приблизительно через 6 кварталов (далее значения функции импульсного отклика становятся статистически незначимыми). Уровень инфляции возрастает после шока со стороны предложения, а затем после 10–12 кварталов стабилизируется. Импульсный отклик, характеризующий влияние на инфляцию шока со стороны спроса, является статистически значимым на 95%-ном уровне значимости.

На основе SVAR-модели оценивался потенциальный выпуск

и разрыв выпуска. Следует отметить, что поскольку VAR-модель содержит 5 лагов, пять наблюдений в начале выборки теряются. Кроме этого, рассчитана SVAR-модель, в которой  $\Delta rgdp_t^{sa}$  и  $\Delta cpi_t^{sa}$  были скорректированы на структурные сдвиги, отображенные на *рисунке 1* (до оценки SVAR-модели из временных рядов устранялись средние, а при расчете потенциального выпуска эти средние возвращались обратно). Согласно набору тестов была выбрана модель с 4 лагами без временного тренда. Нулевая гипотеза об отсутствии автокорреляции остатков вплоть до 4-го лага и гетероскедастичности остатков не отвергается на общепринятых уровнях значимости. Как и в предыдущей модели, наблюдается ненормальность распределения остатков в уравнении для  $\Delta cpi_t^{sa}$ , а остатки в уравнении для  $\Delta rgdp_t^{sa}$  являются нормально распределенными. Полученные результаты представлены на *рисунке 2*.

Как следует из *рисунка 2*, разрывы выпуска, полученные на основе SVAR-моделей, являются весьма чувствительными к спецификации модели и поэтому существенно различаются. Однако надо отметить, что разрыв выпуска, полученный при помощи модели SVAR5, очень близок к оценкам разрыва выпуска, представленным Национальным банком Республики Беларусь [4]<sup>9</sup>, по меньшей мере, для периода 2009q1–2013q4 как с точки зрения поворотных точек, так и по величинам самого разрыва. В то же время он существенно отличается от разрыва выпуска, представленного МВФ в страновом докладе по Беларуси [17].

#### Модели с ненаблюдаемыми компонентами

Для получения потенциального выпуска и разрыва выпуска на основе UC-модели мы сначала использовали одномерную модель с ненаблюдаемыми компонентами аналогично работе [14]. Существует ряд возможных спецификаций такой модели, и была выбрана так называемая модель сглаженного тренда, в которой уровень (тренд) является фиксированным,

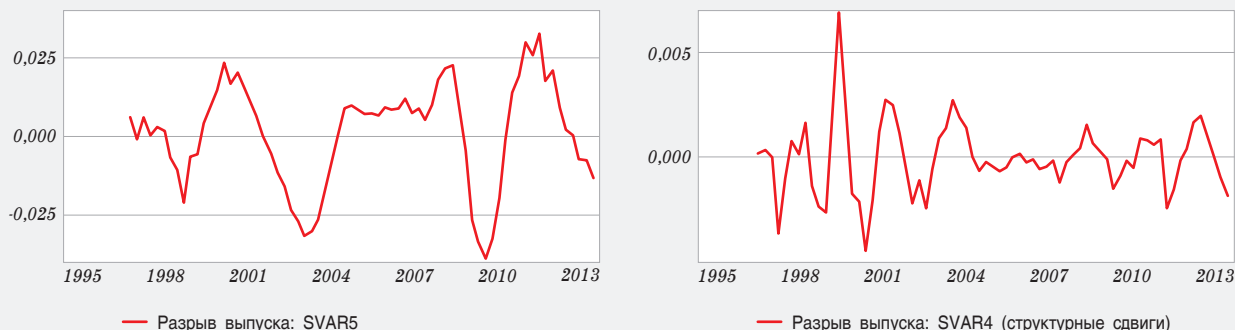
<sup>6</sup> Результаты формального тестирования на множественные структурные сдвиги представлены в [6].

<sup>7</sup> О тестировании на единичный корень при множественных сдвигах среднего см. в [18].

<sup>8</sup> Подробно об этом см. в [6].

<sup>9</sup> Разрыв выпуска, представленный в [4], получен при помощи DSGE-модели.

### Разрыв выпуска: SVAR-модели (логарифмическая шкала)



Примечание. Собственные расчеты авторов.

Рисунок 2

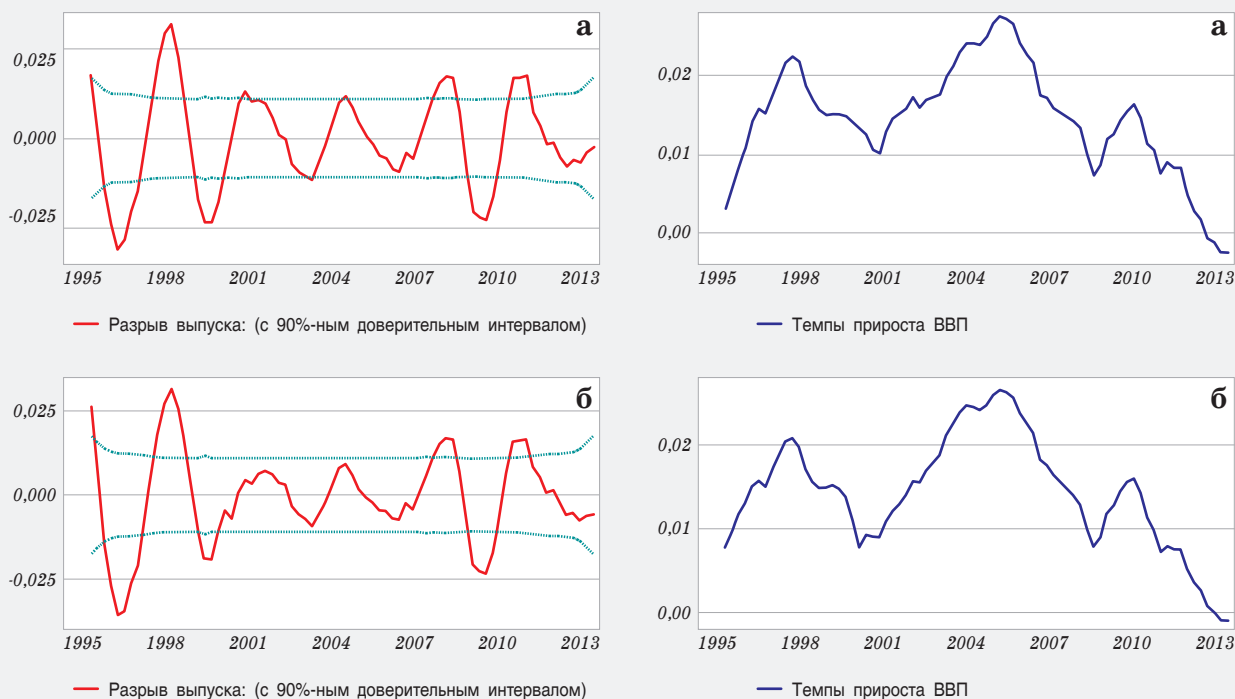
а угол наклона (темпа роста тренда) – стохастическим. Поскольку использовались данные, скорректированные на сезонность, сезонный компонент был исключен из модели. Кроме того, модель включала стохастический цикл первого порядка и случайный компонент<sup>10</sup>. Модель корректировалась на возможные структурные сдвиги

при помощи автоматической процедуры их определения, реализованной в программе *Stamp 8.3*. Полученные результаты представлены на *рисунке 3а*.

Разрыв выпуска на *рисунке 3а* изображен вместе с 90%-ным доверительным интервалом, что позволяет оценить его значимость на различных пиках. Как видно

из данного графика, за последний период разрыв выпуска, полученный на основе одномерной *УС*-модели, был отрицательным, но статистически незначимым. Более того, в 2013 г. он имел тенденцию к закрытию. Угол наклона, отражающий темпы прироста потенциального выпуска, имеет четкую тенденцию к снижению,

### Разрыв выпуска и потенциальные темпы прироста реального ВВП: одномерная (а) и двумерная (б) УС-модель (логарифмическая шкала)



Примечание. Собственные расчеты авторов.

Рисунок 3

<sup>10</sup> Может быть использован и более высокий порядок цикла, что приведет к более сглаженным оценкам цикла [15].

становясь даже отрицательным в самом конце выборки (2013 г.).

Затем мы включили уровень инфляции в качестве переменной в *UC*-модель (наподобие *SVAR*-модели) и оценили потенциальный выпуск и разрыв выпуска в двухмерном контексте. По своей сути двухмерная *UC*-модель, включающая в себя уровень инфляции и реальный ВВП, может рассматриваться как особый случай модели кривой Филлипса. Эта модель позволяет не только получить разрыв выпуска, учитывая динамику инфляции, но также проверить наличие связи между разрывом выпуска и инфляцией (в соответствии с (18)–(19)).

При оценке системы уравнений для уравнения реального ВВП была использована спецификация, аналогичная той, что была рассмотрена выше для одномерного случая (фиксированный уровень и стохастический угол наклона), и включающая в себя фиктивные переменные, характеризующие влияние структурных сдвигов. Уравнение инфляции представляло собой так называемую модель с локальным уровнем (стохастический уровень без угла наклона). Оно также включало фиктивные переменные, отражающие сдвиги среднего.

Потенциальный выпуск и разрыв выпуска, полученные на основе многомерной *UC*-модели, показаны на *рисунке 3б*. Имеют место некоторые незначительные различия по сравнению с разрывом выпуска, оцененного при помощи одномерной *UC*-модели, однако в целом разрывы выпуска на *рисунках 3а* и *3б* выглядят похожими.

Важно отметить, что в многомерном случае мы можем оценить коэффициент  $\beta$  при разрыве выпуска в уравнении инфляции (19)<sup>11</sup>. Если корреляция между циклами реального ВВП и инфляции близка к совершенной (в нашем случае коэффициент корреляции равен 1), можно использовать выражение (18) – матрицу дисперсий циклов, полученную из многомерной *UC*-модели, для расчета значения этого коэффици-

ента, который оказался равным 1,89. Статистическая значимость этого коэффициента будет определена позже в рамках одномерной *UC*-модели инфляции, где разрыв выпуска включен в качестве объясняющей переменной. Многомерная *UC*-модель в данном случае просто подтверждает наличие в Беларуси связи между инфляцией и разрывом выпуска подобной кривой Филлипса. Такая связь может быть обнаружена только в случае, если приняты во внимание структурные сдвиги в динамике инфляции. В противном случае положительная связь между инфляцией и разрывом выпуска в рамках многомерной *UC*-модели не идентифицируется.

#### *Разрыв выпуска как индикаторная переменная для инфляции*

При анализе полезности различных оценок разрыва выпуска для прогнозирования инфляции использовалась следующая стратегия:

1) для всех оценок разрывы выпуска (*HP*, *SVAR5*, *SVAR4*, одномерной *UC*, многомерной *UC*) применялись модели инфляции с разрывом выпуска, уровнем инфляции с лагом 1 (для учета инерционности инфляции) и константой. Дополнительно в модели также включались ступенчатые фиктивные переменные, характеризующие сдвиги среднего в показателе инфляции<sup>12</sup>. Модели оценивались при помощи МНК;

2) для разрыва выпуска, полученного на основе одномерной и многомерной *UC*-моделей, использовались одномерные модели инфляции с фиксированным уровнем и без угла наклона. Как и в предыдущем случае, соответствующие ступенчатые фиктивные переменные также были включены в модели<sup>13</sup>.

Модели оценивались с использованием фильтра Калмана.

Разрывы выпуска включались в модели с лагами, равными 0; 1 и 2. Полученные результаты представлены в *таблицах 1* и *2*. Как следует из *таблицы 1*, доказательства в пользу наличия связи между разрывом выпуска

и инфляцией весьма слабы, если рассматривать разрывы выпуска, оцененные на основе *HP*, *SVAR5* и *SVAR4*. В большинстве случаев полученные коэффициенты при разрывах выпуска являются незначимыми или же имеют неверный знак. Только разрыв выпуска, полученный при помощи *HP*-фильтра, и *SVAR4* с лагом 2 являются значимыми на 10%-ном уровне и демонстрируют положительную связь с инфляцией. В целом можно сделать вывод, что данные разрывы выпуска не являются надежными индикаторными переменными для инфляции.

Для разрыва выпуска, полученного на основе одномерной и многомерной *UC*-моделей, ситуация в определенной степени отличается. Хотя в *AR(1)*-модели без учета структурных сдвигов все эти разрывы выпуска являются незначимыми, в моделях с учетом структурных сдвигов наблюдается положительная и значимая связь между инфляцией и разрывом выпуска с лагом 1 и 2 (на 10%-ном и 5%-ном уровнях значимости соответственно). Для разрыва выпуска, оцененного при помощи одномерной *UC*-модели, рассматриваемые коэффициенты равны 0,64 и 0,56 соответственно; для разрыва выпуска, рассчитанного на основе многомерной *UC*-модели, эти коэффициенты составляют 0,65 и 0,69. Таким образом, разрывы выпуска, полученные при помощи одномерной и многомерной *UC*-моделей, представляются более подходящими при рассмотрении связи между разрывом выпуска и инфляцией.

В отличие от предыдущих результатов разрывы выпуска, полученные на основе *UC*-моделей, во всех случаях демонстрируют положительную связь с инфляцией (*таблица 2*). Если структурные сдвиги в среднем уровне инфляции не учитываются, эта связь все же остается статистически незначимой. Однако, если *UC*-модель инфляции оценивается с соответствующими ступенчатыми фиктивными переменными, то ситуация существенно образом

<sup>11</sup> Метод идентификации одновременных эффектов в *UC*-моделях рассматривается в [21].

<sup>12</sup> В моделях использовались одни и те же ступенчатые фиктивные переменные. Были включены следующие ступенчатые фиктивные переменные, характеризующие сдвиги среднего: *s1998q4*, *s2000q2*, *s2002q3*, *s2011q2*, *s2012q1*; все фиктивные переменные являются значимыми в соответствующих регрессиях.

<sup>13</sup> В моделях оставались только значимые ступенчатые фиктивные переменные, таким образом, *s2002q3* была исключена.

Таблица 1

## Тестирование коэффициентов при разрыве выпуска: AR (1)-модель инфляции

Лag	Разрыв выпуска (НР)		Разрыв выпуска (SVAR5)		Разрыв выпуска (SVAR4)		Разрыв выпуска (одномерная УС)		Разрыв выпуска (многомерная УС)	
	Без учета структурных сдвигов									
	коэффициент	p-значение	коэффициент	p-значение	коэффициент	p-значение	коэффициент	p-значение	коэффициент	p-значение
0	0,521	0,153	0,180	0,707	-1,262	0,004	0,271	0,636	0,624	0,276
1	0,536	0,154	-0,412	0,392	-0,096	0,833	0,495	0,379	0,547	0,332
2	0,643	0,089	-0,180	0,725	0,877	0,054	0,637	0,248	0,563	0,310
С учетом структурных сдвигов										
	коэффициент	p-значение	коэффициент	p-значение	коэффициент	p-значение	коэффициент	p-значение	коэффициент	p-значение
0	0,023	0,920	-0,292	0,360	-1,094	0,000	0,423	0,250	0,466	0,190
1	0,167	0,474	-0,397	0,224	-1,127	0,000	0,641	0,073	0,651	0,062
2	0,320	0,173	-0,238	0,477	-0,560	0,079	0,652	0,058	0,689	0,043

Примечание. Собственные расчеты авторов.

изменяется. Для всех лагов от 0 до 2 разрывы выпуска оказываются статистически значимыми на 1%-ном или 5%-ном уровне. Значения коэффициентов при разрыве выпуска варьируют от 0,74 до 2,03 в зависимости от длины лага, выбранного в модели. Таким образом, УС-модель инфляции позволила нам установить положительную и значимую связь между разрывом выпуска и инфляцией в Беларуси<sup>14</sup>. Результаты одномерной УС-модели не противоречат

результатам, полученным в рамках многомерной УС-модели, где уровень инфляции и реальный ВВП рассматриваются совместно.

Для оценки предсказательной способности моделей с разрывом выпуска и без него мы сравнили модели, имеющие существенные коэффициенты при разрыве выпуска, представленные в таблице 1, с базовой моделью инфляции, состоящей из уровня инфляции с лагом 1, константы и соответствующих ступенчатых фиктивных

переменных. Затем модели из таблицы 2 сравнивались с базовой моделью инфляции и с моделью, которая имеет наиболее значимый коэффициент при разрыве выпуска в таблице 1. Далее рассчитывался псевдовневыборочный одношаговый прогноз для периода 2009q1–2013q4 (20 кварталов).

Поскольку в первом случае все модели являются вложенными, целесообразно использовать тест на одинаковую точность прогноза Кларка – МакКракена [11].

Таблица 2

## Тестирование коэффициентов при разрыве выпуска: УС-модель инфляции

Лag	Одномерная УС		Многомерная УС	
	Без учета структурных сдвигов			
	коэффициент	p-значение	коэффициент	p-значение
0	0,078	0,954	2,313	0,104
1	0,820	0,527	1,438	0,232
2	1,100	0,319	0,958	0,235
С учетом структурных сдвигов				
	коэффициент	p-значение	коэффициент	p-значение
0	1,290	0,032	2,025	0,001
1	1,762	0,029	1,574	0,000
2	0,824	0,021	0,740	0,039

Примечание. Собственные расчеты авторов.

<sup>14</sup> Интересно отметить, что разрыв выпуска, полученный на основе НР-фильтра, также является статистически значимым в УС-моделях инфляции с лагами, равными 1 и 2, и имеет правильный знак.



Таблица 3

**Тест Кларка – МакКракена на одинаковую точность прогноза  
(псевдовневыборочный прогноз для 2009q1 – 2013q4)**

Модель	MSE	MSE-t	MSE-F	ENC-t	ENC-F
AR(1) с константой и ступенчатыми фиктивными переменными (базовая модель) по сравнению с:	0,00462	-	-	-	-
AR(1) с константой и ступенчатыми фиктивными переменными + разрыв выпуска (UUC1)	0,00396	1,783	3,227	1,890	1,963
AR(1) с константой и ступенчатыми фиктивными переменными + разрыв выпуска (UUC2)	0,00388	1,855	3,787	2,025	2,135
AR(1) с константой и ступенчатыми фиктивными переменными + разрыв выпуска (MUC1)	0,00406	1,843	2,756	2,060	1,577
AR(1) с константой и ступенчатыми фиктивными переменными + разрыв выпуска (MUC2)	0,00404	1,975	2,867	2,224	1,643
	Критические значения				
1%		1,659	2,631	2,004	1,948
5%		1,019	1,242	1,343	1,007

*Примечание. Собственные расчеты авторов.*

Данная процедура генерирует псевдовневыборочные прогнозы, оценивает ошибку прогноза, осуществляет тест на равенство среднеквадратических ошибок (MSE) прогноза и охватывающий тест для каждой пары вложенных моделей, где первая модель является усеченной версией второй модели. Для сравнения прогнозов используется две статистики: *MSE-t* и *MSE-F*. Нулевая гипотеза отвергается, если *MSE-t* и *MSE-F* превышают соответствующие критические значения. Иными словами, тестируется нулевая гипотеза, что *MSE* прогноза модели без ограничений (с разрывом выпуска) равна *MSE* прогноза модели с ограничениями (без разрыва выпуска); в качестве альтернативной выступает односторонняя с верхним хвостом распределения гипотеза, состоящая в том, что *MSE* прогноза модели без ограничений меньше, чем *MSE* прогноза модели с ограничениями.

Другими статистиками в процедуре Кларка – МакКракена являются *ENC-t* и *ENC-F*, которые относятся к концепции охватывания прогноза. В этом случае, если прогноз модели с ограничениями (без разрыва выпуска) охватывает прогноз модели без ограничений (с разрывом выпуска), то разрыв выпуска не обладает полезной дополнительной информацией

для прогнозирования инфляции. Если охватывание прогноза отвергается, тогда разрыв выпуска действительно содержит полезную информацию для прогнозирования динамики инфляции. При реализации теста Кларка – МакКракена на одинаковую точность прогнозов использовалась рекурсивная схема, где модель прогнозирования оценивается со все большим количеством данных по мере продвижения к концу выборочного периода. Полученные результаты представлены в *таблице 3*.

Как следует из полученных результатов, *MSE* для всех моделей с разрывом выпуска меньше, чем для модели инфляции, принятой в качестве базы сравнения. Формальное тестирование разности между среднеквадратическими ошибками прогноза показывает, что нулевая гипотеза о равенстве *MSE* для моделей с разрывом выпуска и *MSE* для моделей без разрыва выпуска отвергается для всех рассматриваемых моделей на 1% -ном или 5% -ном уровне значимости. Аналогичная ситуация имеет место для тестов охватывания прогноза. Нулевая гипотеза также отвергается для всех моделей без ограничений на 1% -ном или 5% -ном уровне значимости. Таким образом, можно сделать вывод, что модели инфляции с

разрывом выпуска превосходят модели без разрыва выпуска в псевдовневыборочных прогнозах.

Для оценки псевдовневыборочных прогнозов *UC*-моделей, представленных в *таблице 2*, по сравнению с двумя моделями, взятыми в качестве базы сравнения (первая модель – это *AR(1)*-модель с константой и соответствующими ступенчатыми фиктивными переменными, вторая взята из *таблицы 1* и представляет собой модель с наиболее значимым коэффициентом при разрыве выпуска), был использован тест на равную точность прогноза Диболда – Мариано [12] для невложенных моделей. В данном тесте используются фактический временной ряд инфляции и пара конкурирующих прогнозов, критерий функции потерь (*MSE* в данном случае) и рассчитывается мера предсказательной точности, позволяющая проверить нулевую гипотезу о равной точности прогноза. Статистика *S(1)* тестирует на равенство нулю средней разности между функцией потерь для двух прогнозов, используя долгосрочную оценку дисперсии для разности временных рядов. Если нулевая гипотеза отвергается, тогда псевдовневыборочный прогноз конкурирующей модели превосходит прогноз модели, принятой за базу сравнения.

Таблица 4

**Тест Диболда – Мариано на равную точность прогноза  
(псевдовневыборочный прогноз для 2009q1 – 2013q4)**

Тест Диболда – Мариано	<i>UUC0</i>	<i>UUC1</i>	<i>UUC2</i>	<i>MUC0</i>	<i>MUC1</i>	<i>MUC2</i>
	По сравнению с <i>AR(1)</i> с константой и ступенчатыми фиктивными переменными					
<i>MSE</i> (тестируемая) – <i>MSE</i> (базовая модель)	0,00372	0,00393	0,00403	0,00356	0,00385	0,0040
<i>S(1)</i>	2,499	2,537	2,782	2,193	2,567	2,777
<i>p</i> -значение	0,0143	0,0112	0,0054	0,0283	0,0010	0,0055
	По сравнению с <i>AR(1)</i> с константой и ступенчатыми фиктивными переменными + разрыв выпуска ( <i>MUC2</i> )					
	<i>MSE</i> (тестируемая) – <i>MSE</i> (базовая модель)	0,00334	0,00355	0,00365	0,00318	0,00347
<i>S(1)</i>	2,417	2,520	2,794	2,136	2,552	2,787
<i>p</i> -значение	0,0156	0,0117	0,0052	0,0327	0,0107	0,0053

**Примечания.**

- Максимальная длина лага, используемая в расчетах долгосрочной дисперсии для разности временных из их автоковариационных функций, определялась при помощи критерия Шверта (*Schwert*) как функции от размера выборки. В расчетах использовалось равномерное ядерное оценивание. *UUC0*, *UUC1* и *UUC2* – оценки разрыва выпуска, полученные на основе одномерной *UC*-модели, с лагом 0; 1 и 2 соответственно. *MUC0*, *MUC1* и *MUC2* – оценки разрыва выпуска, полученные на основе многомерной *UC*-модели, с лагом 0; 1 и 2 соответственно.
- Собственные расчеты авторов.

Результаты теста Диболда – Мариано на равную точность прогноза представлены в *таблице 4*. Как видно из полученных результатов, все *UC*-модели инфляции с разрывом выпуска, полученным на основе одномерных и многомерных *UC*-моделей, превосходят в псевдовневыборочном прогнозе модели, принятые за базу сравнения на 1% -ном или 5% -ном уровне значимости. Эти результаты приводят к выводу о том, что разрывы выпуска, оцененные на основе *UC*-моделей, имеют наибольшее информационное содержание при прогнозировании динамики инфляции.

\* \* \*

Оценки разрывов выпуска, произведенные при помощи разных методов, демонстрируют различные результаты. Тем не менее все они имеют отрицательный знак в конце исследуемого периода. Разрыв выпуска, полученный на основе *SVAR*-модели (без учета структурных сдвигов в динамике переменных), очень близок к оценкам Национального банка Республики Беларусь [4], по меньшей мере, для периода 2009q1–2013q4. Оценки разрыва выпуска на базе *SVAR*-моделей очень чувствительны к специ-

фикации модели, поэтому могут существенно различаться.

Разрывы выпуска, полученные на основе одномерных и многомерных *UC*-моделей, также являются отрицательными в конце выборки, но имеют четко выраженную тенденцию к закрытию. Более того, в конце выборки эти разрывы выпуска являются статистически незначимыми. Согласно традиционной экономической теории это означает, что в настоящее время нет оснований для смягчения монетарной политики в Беларуси. Очевидно, что в данный момент необходимо сохранение взвешенной денежно-кредитной политики (прежде всего в части жестких подходов к рефинансированию банков, росту банковских кредитов, процентной политике) в связи с наличием в экономике макроэкономических дисбалансов. Дополнительное стимулирование деловой активности в условиях сложившейся структуры экономики и внешней конъюнктуры будет преимущественно вести к росту инфляции и давлению на валютном рынке вместо роста ВВП.

Если структурные сдвиги, имеющие место в динамике инфляции, не принимаются во внимание, то обнаружить статистически значимую связь между раз-

рывом выпуска и инфляцией не представляется возможным. При учете структурных сдвигов разрывы выпуска, полученные на основе одномерных и многомерных *UC*-моделей, являются статистически значимыми на предельном уровне в *AR(1)*-модели инфляции с константой и соответствующими ступенчатыми фиктивными переменными, оцененной при помощи *MНК*. Многомерная *UC*-модель, в которой реальный ВВП, инфляция и разрыв выпуска оцениваются одновременно, демонстрирует положительную связь между инфляцией и разрывом выпуска. Одномерные модели инфляции подтверждают этот результат и показывают, что коэффициенты при разрывах выпуска, полученных на основе одномерных и многомерных *UC*-моделей, являются статистически значимыми и имеют положительный знак. Значения коэффициентов при разрыве выпуска варьируют в зависимости от выбранного лага в модели и составляют от 0,74 до 2,03. Полученные результаты являются новыми для экономики Беларуси и, по нашему мнению, демонстрируют полезность моделей с ненаблюдаемыми компонентами при моделировании связи между разрывом выпуска и инфляцией.

Разрывы выпуска, оцененные на основе *UC*-моделей, являются статистически значимыми при моделировании инфляции и имеют теоретически ожидаемый знак. Модели инфляции с ненаблюдаемыми компонентами в псевдовневыборочном прогнозе превосходят авторегрессионные модели инфляции, выбранные в качестве базы сравнения.

В то же время следует отметить, что связь между разрывом выпуска и инфляцией в Беларуси представляется не столь очевидной. Только использование специальной

методологии с учетом множественных структурных сдвигов позволяет получить содержательные результаты. На наш взгляд, существуют ненаблюдаемые показатели, такие как денежный навес или реальный денежный разрыв, которые будут выступать в качестве более явно выраженной меры инфляционного давления в Беларуси. Таким образом, оценка денежного навеса или реального денежного разрыва и моделирование инфляции в рамках *P\**-модели представляется интересным направлением дальнейших исследований.

**Игорь ПЕЛИПАСЬ,**  
председатель наблюдательного  
совета Исследовательского центра  
Института приватизации  
и менеджмента кандидат  
экономических наук  
**Роберт КИРХНЕР,**  
консультант *VE Berlin*  
*Economics GmbH*  
**Энзо ВЕБЕР,**  
профессор экономики  
университета Регенсбурга, Ph. D.

\*\*\*

Материал поступил 12.09.2014.

**Источники:**

1. Демиденко, М.В. Экономический рост в Республике Беларусь: факторы и оценка равновесия / М.В. Демиденко, А.С. Кузнецов // Банкаўскі веснік. – 2012. – № 26 (специальный выпуск). – С. 1–60.
2. Крук, Д. Прогнозирование инфляции в контексте перехода к режиму таргетирования инфляции: роль показателя разрыва выпуска [Электронный ресурс] / Д. Крук // Рабочие материалы / Исследовательский центр ИПМ, WP/08/10. – Минск, 2008. – 18 с. – Режим доступа: <http://www.research.by/webroot/delivery/files/wp2008r10.pdf>. – Дата доступа: 01.09.2014.
3. Мирончик, Н. Монетарный анализ равновесия и циклов: применение фильтра Калмана / Н. Мирончик // Банкаўскі веснік. – 2006. – № 26. – С. 32–37.
4. Основные тенденции в экономике и денежно-кредитной сфере Республики Беларусь // Аналитическое обозрение Национального банка Республики Беларусь. – Минск, 2014. – 146 с.
5. Пелипась, И. Парадоксы сезонного сглаживания / И. Пелипась // Банкаўскі веснік. – 2013. – № 22. – С. 22–31.
6. Пелипась, И. Является ли разрыв выпуска полезным индикатором для монетарной политики в Беларуси? [Электронный ресурс] / И. Пелипась, Р. Кирхнер, Э. Вебер // Аналитическая записка / Исследовательский центр ИПМ, Немецкая экономическая группа, PP/02/2014. – Минск, 2014. – 31 с. – Режим доступа: [http://www.research.by/webroot/delivery/files/PP022014\\_Output\\_gap\\_ru.pdf](http://www.research.by/webroot/delivery/files/PP022014_Output_gap_ru.pdf). – Дата доступа: 16.09.2014.
7. Bai, J. Computation and analysis of multiple structural change models / J. Bai, P. Perron // *Journal of Applied Econometrics*. – 2003. – Vol. 18, № 1. – P. 1–22.
8. Bai, J., Perron, P. Estimating and testing linear models with multiple structural changes / J. Bai, P. Perron // *Econometrica*. – 1998. – Vol. 66, № 1. – P. 47–78.
9. Billmeier, A. Ghostbusting: Which output gap really matters? / A. Billmeier // *International Economics and Economic Policy*. – 2009. – Vol. 6, № 4. – P. 391–419.
10. Blanchard, O.J. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances / O.J. Blanchard, D. Quah // *American Economic Review*. – 1989. – Vol. 79, № 4. – P. 655–673.
11. Clark, T.E. Tests of equal forecast accuracy and encompassing for nested models / T.E. Clark, M.W. McCracken // *Journal of Econometrics*. – 2001. – Vol. 105, № 1. – P. 85–110.
12. Diebold, F. Comparing predictive accuracy / F. Diebold, R. Mariano // *Journal of Business and Economic Statistics*. – 1995. – Vol. 13, № 3. – P. 253–263.
13. Elliot, G. Efficient tests for an autoregressive unit root / G. Elliot, T.J. Rothenberg, J.H. Stock // *Econometrica*. – 1996. – Vol. 64, № 4. – P. 813–836.
14. Harvey, A. Modelling the Phillips curve with unobserved components / A. Harvey // *Applied Financial Economics*. – 2011. – Vol. 21, № 1–2. – P. 7–17.
15. Harvey, A.C., General model-based filters for extracting cycles and trends in economic time series / A.C. Harvey, T.M. Trimbur // *The Review of Economics and Statistics*. – 2003. – Vol. 85, № 2. – P. 244–255.
16. Koopman, S.J., Harvey, A.C., Doornik, J.A., and Shephard, N. // *STAMP 8.2: Structural time series analysis, modelling, and prediction using STAMP*. – Timberlake Consultants Press, London. – 2009.
17. Kwiatkowski, D. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root / D. Kwiatkowski, P. Phillips, P. Schmidt, Y. Shin // *Journal of Econometrics*. – 1992. – Vol. 54, № 1–3. – P. 159–178.
18. Pelipas, I. Multiple structural breaks and inflation persistence in Belarus [Electronic resource] / I. Pelipas // Working paper 021 / BEROC. – 2012. – 20 p. – Mode of access: [http://eng.beroc.by/webroot/delivery/files/WP21\\_eng\\_Pelipas.pdf](http://eng.beroc.by/webroot/delivery/files/WP21_eng_Pelipas.pdf). – Date of access: 01.09.2014.
19. Republic of Belarus: 2013 Article IV consultation and fourth post-program monitoring // Country Report № 13/159. – IMF. – 2013. – 36 p.
20. Republic of Belarus: Fifth post-program monitoring discussions // Country Report № 13/18. – IMF. – 2014. – 35 p.
21. Weber, E. Analyzing US output and the great moderation by simultaneous unobserved components / E. Weber // *Journal of Money, Credit and Banking*. – 2011. – Vol. 43, № 8. – P. 1579–1597.