

Эффект переноса обменного курса на инфляцию в Республике Беларусь и оценка его изменений¹

Андрей КАРТУН



ЭКОНОМИСТ

Анатолий ХАРИТОНЧИК



ЭКОНОМИСТ

Республика Беларусь относится к группе стран с малой открытой экономикой, поэтому изменения внешнеэкономической конъюнктуры оказывают на нее

Ключевые слова:

эффект переноса, обменный курс, инфляция, монетарное таргетирование, внутренний спрос, эластичность, имитационные эксперименты.

значительное воздействие. В условиях возросшей в последние годы неопределенности динамики мировых финансовых и товарных рынков, проявления внутренних структурных дисбалансов произошла трансформация монетарной политики Республики Беларусь с целью более эффективного нивелирования внешних и внутренних шоков и их последствий для экономики страны. В таких условиях взаимосвязи между макроэкономическими переменными могут изменяться, что искажает понимание наблюдаемых в экономике процессов и усложняет оценку принимаемых мер политики.

Одна из значимых взаимосвязей в экономике Республики Беларусь, а именно инфляции и обменного курса, также могла претерпеть определенные изменения. Оценка влияния обменного курса на инфляцию и его возможного изменения в последние годы явилась целью настоящей работы.

Проведенные ранее эмпирические исследования эффекта переноса обменного курса на инфляцию (далее – ЭП) в Республике Беларусь не в полной мере отражают возможные изменения во взаимосвязях данных показателей в различных макроэкономических условиях.

Проанализировав литературу по данной тематике, условно можно выделить три основные группы факторов, оказывающих

влияние на величину и скорость ЭП: микроэкономические, макроэкономические и экономическая политика государства.

Микроэкономические факторы определяют эффект переноса в долгосрочном периоде и объясняют, почему ЭП не является полным, как следует ожидать из теории паритета покупательной способности. Различные авторы к данной группе факторов относят поведение «pricing-to-market», издержки «меню», транспортные издержки, которые приводят к увеличению цен на импортные товары и сегментации внутреннего рынка, наличие неторгуемых маркетинговых услуг, заложенных в цену товара, структуру импорта и др. [1–4].

Макроэкономические факторы в большей степени воздействуют на краткосрочный ЭП. Среди них можно выделить уровень инфляции и инфляционных ожиданий, стадию бизнес-цикла, степень открытости экономики [5–9].

Так, ЭП может меняться в зависимости от стадии бизнес-цикла. Ряд авторов утверждают, что максимальных значений ЭП достигает в периоды ранней экспансии (фазы подъема), постепенно снижаясь во время поздней экспансии (достижение фазы пика) и ранней рецессии (фазы спада), а затем снова восстанавливается в период поздней рецессии и ранней экспансии [5].

¹ Мнение авторов может не совпадать с официальной позицией Национального банка Республики Беларусь.

ЭП, как правило, выше в странах с высоким уровнем инфляции. Большинство авторов объясняют это тем, что при высокой инфляции и инфляционных ожиданиях производители быстрее корректируют цены в ответ на шок обменного курса, так как ожидают устойчивый рост затрат в будущем [6; 7].

Теоретически величина ЭП прямо пропорциональна степени открытости экономики: чем более открытой является экономика, тем в большей степени шоки обменного курса через цены импорта транслируются в потребительскую инфляцию [8]. В то же время значимость данного фактора не всегда подтверждается эмпирически [9].

Третья группа факторов раскрывает связь ЭП с экономической политикой государства. К данной группе относят режим валютного курса и монетарной политики.

Как правило, в странах с более гибкими режимами курсообразования ЭП и инерционность инфляционных процессов значительно ниже, чем в странах с фиксированным обменным курсом [1; 10–12]. Вероятно, это связано с тем, что в странах с фиксированным обменным курсом его корректировки рассматриваются как постоянные, что приводит к быстрому изменению цен в ответ на шоки валютного курса.

Ряд авторов отмечают, что как в развитых, так и в развивающихся странах ЭП и инерционность инфляции существенно сократились после перехода к инфляционному таргетированию [6; 12–14]. Это можно объяснить повышением прозрачности и эффективности монетарной политики в режиме инфляционного таргетирования и улучшением контроля инфляционных ожиданий экономических агентов.

Тема ЭП в отечественной научной литературе остается малоизученной. Степень влияния обменного курса на инфляцию изучалась в основном в рамках моделей инфляции. Результаты большинства исследований свидетельствуют о достаточно значимом и быстром ЭП на индекс потребительских цен (далее – ИПЦ) в Республике Беларусь.

Так, в работах [15; 16] с помощью моделей векторной авто-

регрессии (VAR) и построения на их основе функций импульсных откликов оценена эластичность инфляции по обменному курсу, величина которой в долгосрочном периоде находится в диапазоне 0,4–0,6. Кроме того, в рассматриваемых исследованиях частично затронута проблема нелинейности ЭП. Сделан вывод об его увеличении в периоды резких корректировок обменного курса в 2009 г. и 2011 г.

В [17–19] на основе применения дезагрегированного подхода предложены системы уравнений для анализа и прогнозирования основных индексов цен в Республике Беларусь, в которых определены долгосрочные зависимости инфляции от обменного курса. Коэффициент эластичности для основных индексов цен (ИПЦ, индекс цен производителей промышленной продукции, базовый индекс потребительских цен) в долгосрочном периоде в среднем составляет 0,6–0,7. Исходя из имитационных экспериментов влияния обменного курса на основные индексы цен, проведенных в данных работах, несложно оценить ЭП, который составляет около 0,6.

Необходимо отметить, что как в зарубежных, так и в отечественных исследованиях под ЭП понимается эластичность определенного ценового индекса по обменному курсу. В настоящем исследовании мы несколько разграничиваем эти понятия. Под эластичностью инфляции по обменному курсу в традиционном определении мы понимаем изменение инфляции в ответ на однопроцентное изменение обменного курса. Рассчитывается она с помощью эконометрического моделирования путем определения коэффициентов эластичности в уравнениях. Под ЭП мы понимаем фактическое изменение инфляции в ответ на изменение обменного курса с учетом взаимосвязей других факторов и их влияния на инфляцию. Рассчитываем данный эффект с помощью различных эконометрических методов и имитационных экспериментов. При прочих равных условиях коэффициент эластичности и ЭП будут совпадать. Однако зачастую, особенно в краткосрочном периоде, в силу перманентного влияния различных факторов этого не происходит.

Факторы изменения ЭП

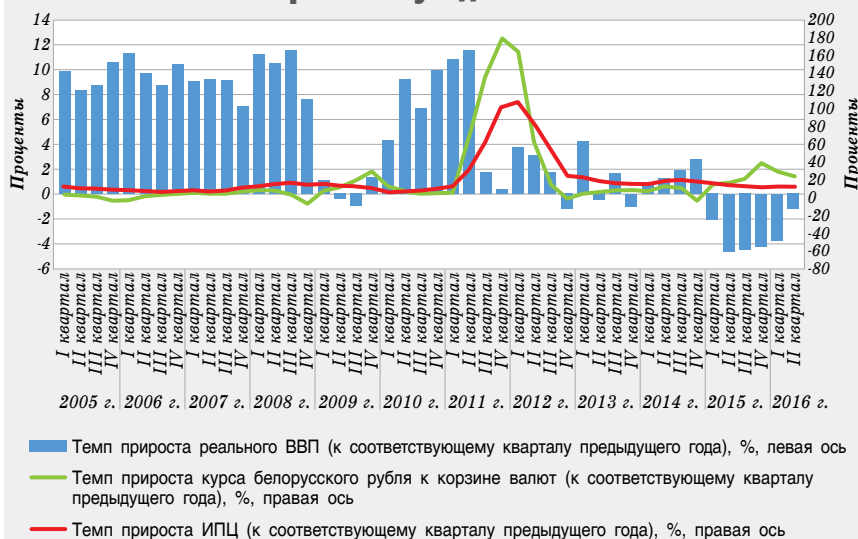
Как результаты исследований [15–19], так и графический анализ свидетельствуют о наличии существенной зависимости инфляции от обменного курса в Республике Беларусь, что в большей степени является следствием структурных особенностей белорусской экономики: значительной импортной емкости экономики и заключения импортных контрактов в иностранных валютах, высокой долларизации финансовых контрактов, высокого уровня инфляции и инфляционных ожиданий, продолжительного использования режима фиксированного обменного курса, сопряженного с рядом его существенных корректировок, продолжительных периодов политики стимулирования внутреннего спроса и др. (рисунком 1).

Из рисунка 1 видно, что в 2015–2016 гг., как и в 2009 г., динамика рассматриваемых показателей оказалась разнонаправленной, увеличилась разница между их темпами роста. Так, темп прироста ИПЦ в 2015 г. замедлился по сравнению с 2014 г. на 4,2 процентного пункта, в то время как ослабление номинального средневзвешенного курса белорусского рубля к корзине иностранных валют составило 42,4% (декабрь к декабрю предыдущего года). В 2016 г. разница между ними несколько снизилась, однако все еще остается высокой. Кроме того, в 2011 г. в период резкой корректировки курса разница также возрастала, однако в последующие годы темпы инфляции складывались выше, чем темпы прироста курса белорусского рубля, что может указывать на распределение ЭП во времени.

Такое поведение рассматриваемых переменных в 2015 г. – первой половине 2016 г. может быть обусловлено воздействием следующих факторов:

- снижение экономической активности в Республике Беларусь в 2015 г. в результате падения внешнего спроса на отечественную продукцию и проведение жесткой макроэкономической политики (рисунки 1, 2), что, с одной стороны, привело к падению платежеспособного спроса экономических агентов и снижению

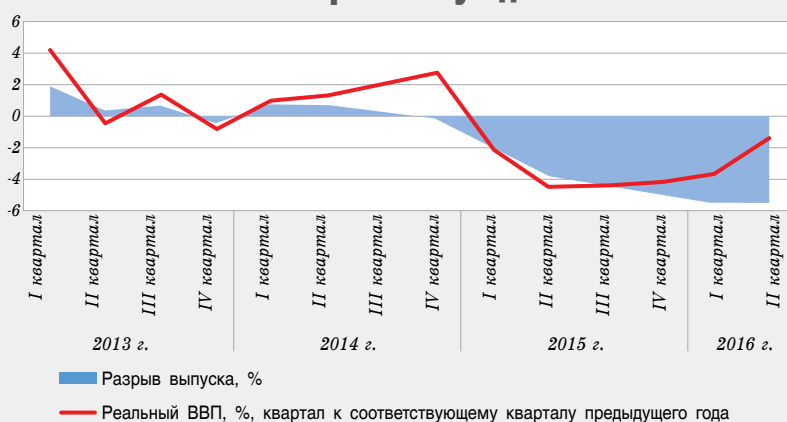
Динамика инфляции, реального ВВП и курса белорусского рубля в Республике Беларусь в 2005 г. — первом полугодии 2016 г.



Примечание. Разработка авторов на основе данных Национального банка и Национального статистического комитета.

Рисунок 1

Динамика экономической активности в Республике Беларусь в 2013 г. — первом полугодии 2016 г.



Примечание. Разработка авторов на основе данных Национального банка и Национального статистического комитета.

Рисунок 2

динамику инфляционных процессов [20]. Оценить степень ее влияния на инфляцию представляется затруднительным, поэтому в рамках настоящей работы воздействие административного фактора на изменение степени влияния обменного курса на инфляцию не рассматривалось.

Таким образом, начиная с 2015 г., ЭП в силу действия вышеперечисленных факторов мог претерпеть изменения. Поэтому возникает вопрос об их количественной оценке.

Количественная оценка ЭП и его изменений

Количественная оценка ЭП производилась на реальных статистических данных Республики Беларусь на квартальной и помесячной основах при помощи построения моделей инфляции. В исследовании разработаны 3 типа эконометрических моделей:

- 1) система векторных моделей коррекции ошибок (VECM) с определением долгосрочной связи при помощи подхода Йохансена;
- 2) модель множественной линейной регрессии;
- 3) модель векторной авторегрессии с изменяющимися во времени параметрами (TVP-VAR).

Анализ степени влияния обменного курса на инфляцию на основе полученных результатов проводился в два этапа. На первом этапе оценивалась средняя эластичность инфляции по обменному курсу в Республике Беларусь за период с января 2002 г. по июнь 2016 г. Далее анализировалось возможное изменение эластичности в 2015 г. — первой половине 2016 г.

В качестве показателя инфляции выбран сводный ИПЦ. Данный показатель отражает изменение цен на потребительском рынке, причем не только на товары отечественного производства, но и на импортные. Кроме того, ИПЦ является целевым параметром денежно-кредитной политики в Республике Беларусь.

При определении факторов, включаемых в модели инфляции, мы опирались на современную теорию монетаризма, которая лежит в основе режима монетарного таргетирования. Согласно данной теории, основным фактором, опре-

потребительской активности, а с другой – могло отразиться на конкурентном поведении субъектов хозяйствования: для сохранения своей рыночной доли в ответ на ослабление обменного курса они могут в большей степени корректировать торговые надбавки и тем самым сдерживать повышение цен;

- переход к более гибкому режиму курсообразования и повышение транспарентности монетарной политики в режи-

ме монетарного таргетирования. Указанные факторы могут способствовать снижению инфляционных и девальвационных ожиданий, уменьшая таким образом инерционность инфляционных процессов и долгосрочный ЭП;

- административные ограничения роста цен. Данная мера применялась на потребительском рынке в начале 2015 г. и могла оказать некоторое искажающее воздействие на

деляющим инфляцию в долгосрочном периоде, является количество денег в экономике. Этот показатель наиболее полно отражает широкая денежная масса (денежный агрегат М3, далее – ШДМ), которая выступает промежуточным ориентиром действующего в настоящее время в Республике Беларусь режима монетарного таргетирования.

ШДМ условно можно разбить на две составляющие:

- *ШДМ по фиксированному курсу.* Данный показатель отражает изменение рублевой денежной массы (денежный агрегат М2) и валютной составляющей по фиксированному курсу, не учитывая, таким образом, влияние курсовой переоценки;
 - *балансовая составляющая,* то есть разница между валютной составляющей по текущему и фиксированному курсам. В данном случае учитывается только фактор курсовой переоценки.
- Исходя из данных предположений, двумя основными фактора-

ми, определяющими инфляцию в долгосрочном периоде, являются ШДМ по фиксированному курсу и обменный курс. При этом в качестве показателя обменного курса используется курс белорусского рубля к корзине иностранных валют. Выбор в пользу данного показателя обусловлен тем, что структура корзины иностранных валют отражает примерную структуру платежей по экспортно-импортным контрактам Республики Беларусь, а также является ориентиром курсовой политики Национального банка.

В краткосрочном периоде из-за жесткости цен и заработных плат² на динамику инфляции оказывают влияние другие факторы (преимущественно циклического характера). В зависимости от спецификации модели в качестве таких факторов рассматривались: лаговая переменная ИПЦ, обеспечивающая учет инерционности инфляции, индекс цен производителей промышленной продукции (ИЦППП), аппроксимирующий издержки производителей, раз-

рыв выпуска и ВВП, отражающие шоки спроса, инфляция в Российской Федерации, позволяющая учесть фактор импортируемой инфляции. Перечень используемых показателей и условные обозначения их временных рядов (далее – В.р.) приведены в *таблице 1*.

Оценка моделей производилась с помощью пакета EViews на поквартальной и помесечной основах с января 2002 г. по июнь 2016 г. Все В.р., за исключением процентных ставок и разрыва выпуска, представлены в логарифмической форме. При необходимости с помощью метода Tramo/Seats проводилась процедура сезонного сглаживания и удаления структурных сдвигов. Вопрос об отнесении каждого из рассматриваемых рядов к классу стационарных или нестационарных решался по результатам двух тестов: расширенного Дики – Фуллера (ADF-тест) и Квятковского – Филлипса – Шмидта – Шина (KPSS-тест). Если они оказывались противоречивыми, то проводились дополнительные тесты – Филлипса – Перрона,

Таблица 1

Условные обозначения временных рядов показателей, используемых в моделях инфляции

Условное обозначение В.р.	Показатели, единица измерения	Временная основа	Тип В.р.
cpi_t^b	ИПЦ, 2001 г. = 1, сезонно сглаженный	квартальный, месячный	I(1)
ppi_t^b	ИЦППП, 2001г. = 1, сезонно сглаженный	квартальный, месячный	I(1)
$m3_t^f$	Средняя ШДМ по фиксированному курсу белорусского рубля к доллару США в I квартале / январе 2002 г., млрд. руб., сезонно сглаженный	квартальный, месячный	I(1)
ER_t	Номинальный средневзвешенный курс белорусского рубля к корзине валют, рублей за единицу иностранной валюты	квартальный, месячный	I(1)
$rcpi_t^b$	Индекс административно регулируемых цен, 2001 г. = 1, сезонно сглаженный	квартальный, месячный	I(1)
$ppi_{ru_t}^b$	ИЦППП в России, 2001 г. = 1, сезонно сглаженный	квартальный, месячный	I(1)
gap_gdp_t	Разрыв выпуска в Республике Беларусь, %	квартальный	I(0)
$infl_t$	Темп инфляции к предыдущему месяцу, в годовом выражении, %*	месячный	I(0)
nr_t	Номинальная ставка рефинансирования Национального банка, в среднем за месяц, % годовых	месячный	I(0)
gdp_t	ВВП, в сопоставимых ценах 2000 г., млрд. руб., сезонно сглаженный	месячный	I(1)

Примечание. Разработка авторов.

* Темп инфляции к предыдущему месяцу, в годовом выражении рассчитывается по формуле: $infl = (cpi_t^b / cpi_{t-1}^b - 1) \times 1200$.

² Номинальная заработная плата и цены на товары и услуги медленно реагируют на изменение экономических условий, что, как правило, связывают с наличием долгосрочных контрактов между фирмами и работниками, а также торговыми партнерами, издержками корректировки цен, асинхронностью установления цен фирмами и другими факторами.

Эллиота – Ротенберга – Стока и Нг – Перрона.

Результаты тестов свидетельствуют о том, что большинство В.р., за исключением ставки рефинансирования, разрыва выпуска и темпа инфляции в годовом выражении, являются нестационарными с порядком интегрированности I(1). Данные результаты учитывались при определении типа и спецификации моделей.

Система векторных моделей коррекции ошибок. Для оценки ЭП в долгосрочном периоде на основе помесечных данных с января 2002 г. по июнь 2016 г. была разработана система уравнений, включающая 2 модели: ИПЦ и ШДМ по фиксированному курсу. Далее с целью исследования изменения ЭП в 2015 г. – первой половине 2016 г. проводились имитационные эксперименты с различными макроэкономическими условиями.

Для определения долгосрочных связей в уравнениях использовался подход Йохансена. В результате была обнаружена долгосрочная связь между ИПЦ, курсом белорусского рубля к корзине валют и ШДМ по фиксированному курсу. При моделировании ШДМ по фиксированному курсу была обнаружена долгосрочная связь данного показателя с реальным ВВП, ставкой рефинансирования и курсом белорусского рубля к корзине валют.

Применение подхода Йохансена и обнаружение коинтеграционных связей позволило разработать систему эконометрических моделей вида:

ИПЦ:

$$\Delta \ln cpi_t^b = -0,017[\ln cpi_{t-1}^b - 0,650 \ln ER_{t-1} - 0,257 \ln m3_{t-1}^f + 5,426] + 0,246 \Delta \ln cpi_{t-1}^b + 0,016 \ln \Delta ppi_{t-1}^b + 0,267 \ln \Delta rcpi_{t-1}^b + 0,078 \ln ER_{t-1} + 0,003 + D(2011,4); \quad (1)$$

ШДМ по фиксированному курсу:

$$\Delta(\ln m3_t^f - \ln ppi_t^b) = -0,499[(\ln m3_t^f - \ln ppi_t^b) - 1,661 \ln gdp_{t-1} + 0,326 \ln nr_{t-1} + 0,083 \ln ER_{t-1} + 6,227] - 0,117 \ln ER_{t-1} + 0,057 + 0,434 \ln gdp_{t-1} + 0,042DT(2009,1)_t - 0,002 \inf l, \quad (2)$$

где [·] – коинтеграционное соотношение;

$D(2011,4)_t$ – фиктивная переменная, отражающая действие множественности курсов в 2011 г.;

$DT(2009,1)_t$ – фиктивная переменная изменения тренда, вызванного структурным повышением девальвационных ожиданий;

Δ – оператор взятия разностей. Здесь для всех коэффициентов уравнений p -значения t -статистики не превышают 0,05.

Построенные модели являются статистически значимыми: остатки имеют нормальное распределение (p -значения статистики Жака – Бера равно 0,61 и 0,35 для модели 1 и модели 2 соответственно), гомоскедастичны (p -значения F -статистики теста Уайта равно 0,14 и 0,08) и не автокоррелированы (p -значения LM-статистики для 10 лагов равно 0,71 и 0,62).

Из полученного коинтеграционного соотношения в уравнении (1) определяющим фактором ИПЦ является курс белорусского рубля к корзине валют. Коэффициент эластичности при данном факторе равен 0,65, то есть изменение корзины валют на 1% приводит к изменению ИПЦ в долгосрочном периоде на 0,65%. Кроме того, значимо влияние курса белорусского рубля на ИПЦ и в краткосрочном периоде (коэффициент при обменном курсе равен 0,078).

В уравнении для ШДМ по фиксированному курсу в долгосрочном периоде помимо реального ВВП и ставки рефинансирования также значимо влияние курса белорусского рубля. При этом обменный курс по сравнению с инфляцией оказывает обратное влияние на денежный агрегат МЗ по фиксированному

курсу. По сути, в случае ослабления обменного курса происходит прежде всего снижение рублевой

составляющей в результате оттока рублевых депозитов. В результате прямое влияние обменного курса на инфляцию частично нивелируется за счет сжатия рублевой денежной массы.

Таким образом, по результатам оцененной системы моделей эластичность инфляции по обменному курсу в долгосрочном периоде составляет 0,65. Следует еще раз отметить, что значение полученной эластичности не является количественной оценкой ЭП. Коэффициенты эластичности и ЭП в конкретные временные периоды скорее всего не будут совпадать. С целью количественной оценки ЭП, а также возможных его изменений в последние годы были проведены имитационные эксперименты.

Оценка осуществлялась по 2 сценариям: 1) базовому сценарию, в основу которого положены фактические значения экзогенных показателей за 2015 г. – первое полугодие 2016 г.; 2) альтернативному сценарию, предполагающему сохранение роста ВВП в интервале 2015 г. – первое полугодие 2016 г. на уровне конца 2014 г., то есть нулевой прирост.

Результаты имитационных экспериментов, проведенных по системе моделей (1) и (2), приведены в *таблице 2*.

Результаты имитационного эксперимента показывают, что ЭП в 2015 г. – первой половине 2016 г. составил около 0,3. В случае неотрицательных темпов роста ВВП ЭП составил бы порядка 0,5. В этом случае ЭП близок к коэффициенту эластичности инфляции по обменному курсу в долгосрочном периоде.

Кроме того, ЭП проявляется в изменении административно регулируемых цен и ИЦПП. Такой эффект можно рассчитать при помощи более сложных систем моделей, например, предложенных в работе [18]. В рамках данного исследования их использование не предполагалось.

Модель множественной линейной регрессии. Для анализа изменения эластичности инфляции по обменному курсу в Республике Беларусь в 2015 г. – первой половине 2016 г. была использована методика, предложенная МВФ в работе [12],

Таблица 2

Сценарные расчеты ИПЦ по системе моделей (1) и (2) в 2015 г. – первом полугодии 2016 г., % , месяц к соответствующему месяцу предыдущего года

Показатель	Фактическое значение		Прогноз по базовому сценарию		Прогноз по альтернативному сценарию		Общий эффект за 2015г. – первое полугодие 2016 г.**
	Декабрь 2015 г.	Июнь 2016 г.	Декабрь 2015 г.	Июнь 2016 г.	Декабрь 2015 г.	Июнь 2016 г.	
Темп прироста ИПЦ	12,0	12,0	12,4	11,7	18,9	14,7	9,5
Темп прироста ШДМ по фиксированному курсу	-0,4	-8,3	-0,8	-7,6	8,8	2,3	9,9
Темп прироста ВВП, за период	-3,9	-2,5	-3,9	-2,5	0	0	6,4
Темп прироста курса белорусского рубля к корзине валют	42,4	21,6	42,4	21,6	42,4	21,6	-
Ставка рефинансирования, в среднем за месяц	25	22	25	22	25	22	-
Темп прироста ИЦППП	17,1	12,6	17,1	12,6	17,1	12,6	-
Темп прироста индекса административно-регулируемых цен	13,9	15,3	13,9	15,3	13,9	15,3	-

Примечание. Разработка авторов.

** Общий эффект влияния рассчитывался как сумма отклонений прогнозов по альтернативному и базовому сценариям за 2015 г. – первое полугодие 2016 г.

$$\Delta P_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta P_{t-1} + \beta_2 \Delta ER_t + \sum_{i=1}^p \beta_3 X_{t-i} + \beta_4 \Delta P_{t-1} \times D_t + \beta_5 \Delta ER_t \times D + \varepsilon_t, \quad (3)$$

которая предполагает построение модели следующего вида:

где P_t – индекс цен;

ER_t – показатель номинального обменного курса;

X_t – другие экзогенные переменные;

D_t – фиктивная переменная;

ε_t – остатки модели.

Оценивание модели проводилось с использованием метода наименьших квадратов на квартальных данных с I квартала 2002 г. по II квартал 2016 г.

Основной особенностью модели является добавление фиктивной переменной (является бинарной величиной), которая призвана учесть предполагаемое изменение степени влияния обменного курса на инфляцию в 2015 г. – первой половине 2016 г. Она принимает нулевые значения до IV квартала 2014 г. включительно, после чего каждое наблюдение равно 1. До предполагаемого момента изменения эластичности инфляции по обменному курсу ее величина равна значению коэффициента β_2 в краткосрочном периоде и значению выражения $\beta_2/(1 - \beta_1)$ – в долгосрочном. После изменения значение краткосрочной эластичности равно сумме

значений коэффициентов β_2 и β_5 при условии статистической значимости коэффициента β_5 , а долгосрочной – значению выражения $(\beta_2 + \beta_5)/(1 - \beta_1 - \beta_4)$, при условии статистической значимости коэффициента β_4 .

В силу принадлежности В.р., включаемых в модель, к классу нестационарных с порядком интегрированности I(1), за исключением разрыва выпуска, который является стационарным в уровнях, построение модели осуществлялось для первых разностей временных рядов (кроме разрыва выпуска). В результате модель

$$\begin{aligned} \Delta \ln cpi_t^b = & 0,229 \Delta \ln cpi_{t-1}^b + 0,348 \Delta \ln ER_t + 0,124 \Delta \ln m3_t^f + 0,172 \Delta \ln ppi_t^b + \\ & + 0,123 \Delta \ln ppi_{t-2}^b - ru_{t-2}^b + 0,001 gap_{t-1} - gdp_{t-1} + 0,164 \Delta \ln cpi_{t-1}^b \times DT(2015,1)_t - \\ & - 0,210 \Delta \ln ER_t \times DT(2015,1)_t + 0,030 D(2016,1)_t, \end{aligned} \quad (4)$$

множественной линейной регрессии имеет вид:

где $DT(2015,1)_t$ – фиктивная переменная, отражающая потенциальное изменение эластичности инфляции по обменному курсу в 2015 г. – первой половине 2016 г.;

$D(2016,1)_t$ – фиктивная переменная, отражающая рост административно регулируемых цен в I квартале 2016 г.

В круглых скобках представлены р-значения t-статистик коэффициентов регрессии, скорректированных с помощью процедуры Ньюи – Уэста (HAC(Newey – West)).

Построенная модель является статистически значимой: остатки имеют нормальное распределение (р-значение статистики Жака – Бера равно 0,878), гомоскедастичны (р-значение F-статистики теста Уайта равно 0,131) и не автокоррелированы (р-значение LM-статистики для 10 лагов равно 0,147).

Согласно результатам анализа, значение краткосрочной эластичности ИПЦ по обменному курсу в Республике Беларусь в 2002–2014 гг. составляло порядка 0,35, а долгосрочной – порядка 0,45 ($0,348/(1 - 0,229)$). Полученное значение краткосрочной эла-

стичности по модели множественной линейной регрессии выше значения, полученного по модели коррекции ошибок (1), а долгосрочной – ниже. Во-первых, это может быть связано с использованием В.р. в первых разностях, что может приводить к смещению оценок в долгосрочных взаимосвязях. Во-вторых, используется разная периодичность В.р., применяемых для моделирования: в модели множественной линейной регрессии краткосрочная эластичность инфляции по обменному курсу показывает влияние обменного курса на инфляцию в течение одного квартала, в то время как в модели коррекции ошибок – одного месяца.

Значимость коэффициента при выражении $\Delta \ln ER_t \times DT(2015,1)_t$ и его ожидаемое отрицательное значение свидетельствуют об уменьшении краткосрочной эластичности в 2015 г. – первом полугодии 2016 г. до порядка 0,14. При этом эластичность инфляции по обменному курсу в долгосрочном периоде осталась неизменной (коэффициент при $\Delta \ln cri_{t-1}^p \times DT(2015,1)_t$ статистически не значим).

Степень инерционности инфляционных процессов осталась практически на прежнем уровне (коэффициент при выражении $\Delta \ln cri_t^p \times DT(2015,1)_t$ оказался не значимым). Данный результат в целом соответствует мировому опыту: для снижения инфляционных ожиданий и, следовательно, инерционности инфляции после перехода к плавающему обменному курсу, как правило, требуется определенный временной период с относительно стабильной динамикой обменного курса и инфляции.

Таким образом, применение данного подхода сигнализирует

об изменении краткосрочной эластичности при неизменности долгосрочной. Далее целесообразно оценить ЭП, который, как указывалось ранее, может отличаться от коэффициентов эластичности.

Для определения степени изменения ЭП в 2015 г. – первой половине 2016 г. по модели (4) были осуществлены ретроспективные оценки – с учетом изменения эластичности инфляции по обменному курсу и без учета (путем исключения из модели фиктивной переменной, отражающей изменение эластичности инфляции по обменному курсу). Значения экзогенных переменных в обоих сценариях закладывались одинаковыми, соответствующими их фактической динамике. Результаты расчетов представлены в *таблице 3*.

Результаты ретроспективных расчетов ИПЦ по модели (4) сигнализируют о том, что ЭП за период 2015 г. – первую половину 2016 г. составлял около 0,3. В случае, если бы эластичность не менялась (краткосрочная), ЭП составил бы порядка 0,5.

Следует отметить, что так как модель оценивается с помощью МНК, потенциальная эндогенность переменных не учитывается. Кроме того, квартальная периодичность наблюдений ограничивает размерность временных рядов и ведет к риску получения смещенных оценок.

Модель векторной авторегрессии с изменяющимися во времени параметрами (TVP-VAR)

Учитывая ограничения модели множественной линейной регрессии, для проверки устойчивости полученных результатов изменения эластичности инфляции по

обменному курсу была построена модель векторной авторегрессии с изменяющимися во времени параметрами (TVP-VAR).

Отличительная особенность моделей такого типа заключается в том, что коэффициенты при переменных, а также ковариационная матрица остатков модели не являются постоянными, как в стандартных VAR-моделях, а варьируются во времени. Таким образом, подобные модели способны выявить как структурные изменения во взаимосвязях между переменными, так и изменения в величине шоков. Главное преимущество модели TVP-VAR для анализа зависимости инфляции от обменного курса заключается в ее способности самостоятельно определить периоды и количественные оценки изменений во взаимосвязи рассматриваемых переменных и во вкладе шоков обменного курса в динамику инфляции. Модель оценивается байесовскими методами эконометрики с помощью алгоритма Гиббса, который реализован в пакете EViews. Техническое описание процедуры оценивания моделей типа TVP-VAR приведено в работах [21; 22].

В силу перечисленных особенностей такого типа моделей предполагается, что ЭП и эластичности инфляции по обменному курсу примерно равны.

Оценивание проводилось на месячных данных за период с января 2002 г. по июнь 2016 г. для модели TVP-VAR с тремя лагами. Все переменные включались в модель в первых разностях в предполагаемом порядке убывания степени их экзогенности: ИЦППП России, ВВП, ШДМ по фиксированному курсу, курс белорусского рубля к корзине валют, ИЦППП в Республике Беларусь, ИПЦ.

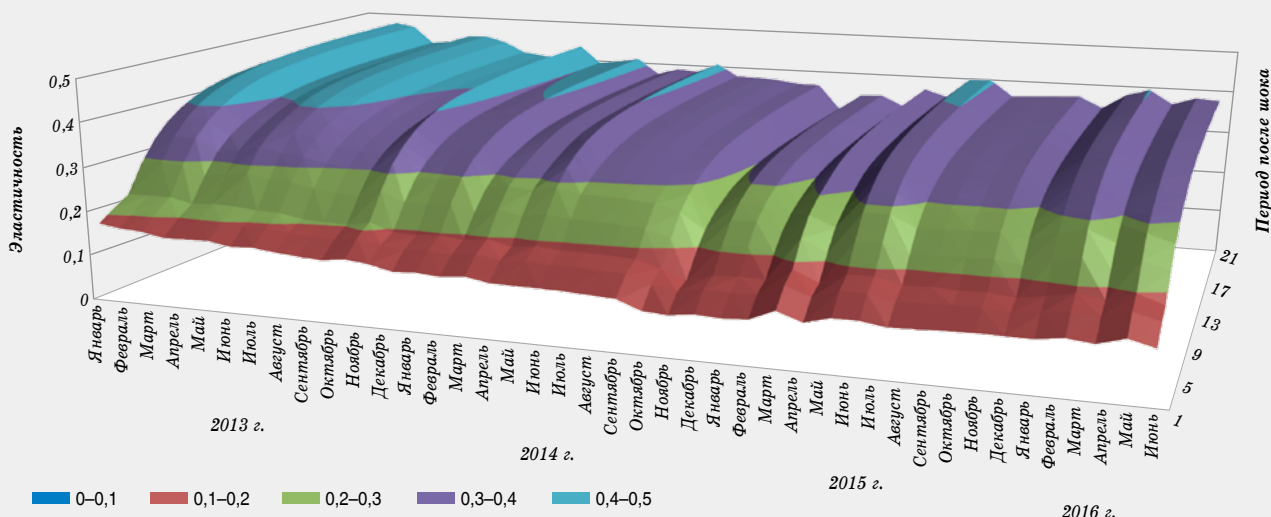
Таблица 3

Ретроспективные расчеты ИПЦ по модели (4) в 2015 г. – первом полугодии 2016 г., %, месяц к соответствующему месяцу предыдущего года

Показатель	Фактическое значение		Прогноз по модели (4) с учетом изменения эластичности		Прогноз по модели (4) без учета изменения эластичности		Общий эффект за 2015 г. – первое полугодие 2016 г.
	Декабрь 2015 г.	Июнь 2016 г.	Декабрь 2015 г.	Июнь 2016 г.	Декабрь 2015 г.	Июнь 2016 г.	
Темп прироста ИПЦ	12,0	12,0	12,7	11,7	20,2	22,4	18,2

Примечание. Разработка авторов.

Динамика эластичности инфляции по обменному курсу в Республике Беларусь в 2013 г. – первой половине 2016 г. по модели TVP–VAR



Примечание. Разработка авторов.

Рисунок 3

Структурный шок обменного курса определялся на основании предположений о последовательности передачи импульсов между переменными модели с применением декомпозиции Холецкого для корреляционной матрицы остатков. Эластичность инфляции по обменному курсу и соответственно ЭП рассчитывались на основе процедуры нормализации кумулятивных функций импульсного отклика, предложенной в работе [23].

Результаты моделирования, представленные на рисунке 3, демонстрируют в последние годы уменьшение степени влияния обменного курса на инфляцию, которое достигло минимальных значений в первой половине 2015 г. Начиная со второй половины 2014 г. полный ЭП (накопленный отклик инфляции на однопроцентный шок обменного курса в течение 24 кварталов после шока), как правило, не превышает 0,4, в краткосрочном периоде (накопленный отклик ин-

фляции на однопроцентный шок обменного курса в течение одного квартала после шока) – 0,18.

Небольшое восстановление эластичности во второй половине 2015 г. – первой половине 2016 г. с минимальных значений, достигнутых в первом полугодии 2015 г., вероятно, связано с замедлением темпов снижения расходов на конечное потребление домашних хозяйств. При достижении заявленных целевых ориентиров монетарной политики и сохранении стабильной ситуации на валютном рынке в среднесрочном периоде данная величина, вероятно, начнет постепенно сокращаться на фоне снижения инфляционных и девальвационных ожиданий.

Результаты, полученные по модели TVP–VAR, в целом подтверждают выводы, сделанные по результатам оценивания моделей множественной линейной регрессии и коррекции ошибок.

Таким образом, применив различные методы оценки эффекта переноса, можно сделать вывод о

его снижении с 2015 г. в среднем с 0,5 до 0,3. Вероятно, это связано с произошедшей трансформацией монетарной политики и проведением жесткой макроэкономической политики в целом на фоне неблагоприятных внешних условий. При этом эффект переноса в Республике Беларусь является достаточно быстрым – порядка 50–80% переноса реализуется в течение одного квартала после шока обменного курса, что может являться следствием высоких инфляционных ожиданий экономических агентов.

Следует отметить, что в силу краткосрочного действия и взаимовлияния различных факторов, ЭП, как правило, отличается от эластичности инфляции по обменному курсу, что подтверждается результатами имитационных экспериментов и ретроспективных расчетов, примененных в данной работе.

* * *

Материал поступил 01.09.2016.

Источники:

1. Bitāns, M. Pass-through of exchange rates to domestic prices in east European countries and the role of economic environment [Electronic resource] / M. Bitāns // Latvijas Banka. – 2004. – Mode of access: https://www.bank.lv/public_files/images/img_lb/izdevumi/english/citas/Pass-Trough_Exchange_Rates.pdf. – Date of access: 20.07.2016.
2. Krugman, P. Pricing to market when the exchange rate changes [Electronic resource] / P. Krugman // National Bureau of Economic Research. – 1986. – Mode of access: <http://www.nber.org/papers/w1926.pdf>. – Date of access: 20.07.2016.
3. Obstfeld, M. The six major puzzles in international macroeconomics: is there a common cause? [Electronic resource] / M. Obstfeld, K. Rogoff // National Bureau of Economic Research. – 2001. – Mode of access: <http://www.nber.org/chapters/c11059.pdf>. – Date of access: 20.07.2016.

4. Campa, J.M. Exchange rate pass-through into import prices: a macro or micro phenomenon? [Electronic resource] / J.M. Campa, L.S. Goldberg // National Bureau of Economic Research. – 2002. – Mode of access: <http://www.nber.org/papers/w8934.pdf>. – Date of access: 20.07.2016.
5. Przystupa, J. Asymmetry of the exchange rate pass-through: an exercise on the Polish data [Electronic resource] / J. Przystupa, E. Wróbel // University of Barcelona. – 2009. – Mode of access: <http://www.ub.edu/jei/papers/PRZYSTUPA-WROBEL.pdf>. – Date of access: 20.07.2016.
6. Taylor, J.B. Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms [Electronic resource] / J.B. Taylor // Stanford University. – 2000. – Mode of access: [http://web.stanford.edu/~johntayl/Papers/ISOM+revised+\(EER\).pdf](http://web.stanford.edu/~johntayl/Papers/ISOM+revised+(EER).pdf). – Date of access: 20.07.2016.
7. Takhtamanova, Y. Understanding changes in exchange rate pass-through [Electronic resource] / Y. Takhtamanova // Federal Reserve Bank of San Francisco. – 2008. – Mode of access: <http://www.frbsf.org/economic-research/files/wp08-13bk.pdf>. – Date of access: 20.07.2016.
8. Dornbusch, R. Exchange rates and prices [Electronic resource] / R. Dornbusch // National Bureau of Economic Research. – 1985. – Mode of access: <http://www.nber.org/papers/w1769.pdf>. – Date of access: 20.07.2016.
9. Ca'Zorzi, M. Exchange rate pass-through in emerging markets [Electronic resource] / M. Ca'Zorzi, E. Hahn, M. Sanchez // European Central Bank. – 2007. – Mode of access: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp739.pdf>. – Date of access: 20.07.2016.
10. Beirne, J. Exchange rate pass-through in central and eastern European Member States [Electronic resource] / J. Beirne, M. Bijsterbosch // European Central Bank. – 2009. – Mode of access: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1120.pdf?615ad998c2ab66ff00095df484b02ad6>. – Date of access: 20.07.2016.
11. Razafimahefa, I.F. Exchange rate pass-through in Sub-Saharan African Economies and its determinants [Electronic resource] / I.F. Razafimahefa // International Monetary Fund. – 2012. – Mode of access: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2012/wp12141.pdf>. – Date of access: 20.07.2016.
12. Floerkemeier, H. The exchange rate vs. interest rate volatility trade-off: the role of inflation targeting [Electronic resource] / H. Floerkemeier, E. Jafarov, H. Oura // International Monetary Fund. – 2013. – Mode of access: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/scr/2013/cr13311.pdf>. – Date of access: 20.07.2016.
13. Mishkin, F.S. Does inflation targeting make a difference? [Electronic resource] / F.S. Mishkin, K. Schmidt-Hebbel // National Bureau of Economic Research. – 2007. – Mode of access: <http://www.nber.org/papers/w12876>. – Date of access: 20.07.2015.
14. Caselli, F.G. Non-linear exchange rate pass-through in emerging markets [Electronic resource] / F.G. Caselli, A. Roitman // International Monetary Fund. – 2016. – Mode of access: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2016/wp1601.pdf>. – Date of access: 20.07.2016.
15. Мирончик, Н. О влиянии обменного курса на инфляцию / Н. Мирончик, С. Профатилов // Банкаўскі веснік. – 2015. – № 10 (627). – С. 28–34.
16. Колоскова, К. Инфляция в Беларуси: доклад МВФ по стране № 15/137 [Электронный ресурс] / К. Колоскова // Международный валютный фонд. – Режим доступа: <http://www.imf.org/external/russian/pubs/ft/scr/2015/cr15137r.pdf>. – Дата доступа: 20.07.2016.
17. Картун, А.М. Эконометрическое моделирование и прогнозирование дефлятора ВВП в Республике Беларусь [Текст] / А.М. Картун // Экономика, моделирование, прогнозирование. – 2010. – Вып. 4. – С. 287–305.
18. Картун, А.М. Сценарное прогнозирование инфляции в Республике Беларусь на основе системы эконометрических моделей / А.М. Картун // Экономика, моделирование, прогнозирование. – 2014. – Вып. 8. – С. 225–234.
19. Картун, А.М. Анализ и прогнозирование инфляции в Республике Беларусь на основе деагрегированного подхода / А.М. Картун // Экономика, моделирование, прогнозирование. – 2015. – Вып. 9. – С. 226–233.
20. О внесении изменений в постановление Совета Министров Республики Беларусь от 19 декабря 2014 г. № 1207 и признании утратившим силу постановления Совета Министров Республики Беларусь от 25 декабря 2014 г. № 1250-ДСП [Электронный ресурс]: постановление Совета Министров Респ. Беларусь, 31 марта 2015 г., № 250 // КонсультантПлюс. Беларусь / ООО «ЮрСпектр», Нац. центр правовой информ. Респ. Беларусь. – Минск, 2015.
21. Primiceri, G.E. Time varying structural vector autoregressions and monetary policy [Electronic resource] / G.E. Primiceri // Northwestern University. – 2004. – Mode of access: http://faculty.wcas.northwestern.edu/~gep575/tvsvar_final_july_04.pdf. – Date of access: 30.07.2016.
22. Koop, G. Bayesian multivariate time series methods for empirical macroeconomics [Electronic resource] / G. Koop, D. Korobilis // The Rimini Centre for Economic Analysis. – 2009. – Mode of access: http://www.rcfea.org/RePEc/pdf/wp47_09.pdf. – Date of access: 30.07.2016.
23. Mihailov, A. Exchange rate pass-through to prices in macrodata: a comparative sensitivity analysis [Electronic resource] / A. Mihailov // University of Reading. – 2008. – Mode of access: https://www.researchgate.net/publication/264325677_Exchange_rate_pass-through_to_prices_in_macrodata_A_comparative_sensitivity_analysis. – Date of access: 30.07.2016.