

Нелинейность эффекта переноса обменного курса на инфляцию в Республике Беларусь

Анатолий ХАРИТОНЧИК



ЭКОНОМИСТ

Андрей КАРТУН



ЭКОНОМИСТ

Влияние обменного курса на инфляционные процессы в Республике Беларусь в силу структурных особенностей экономики остается значимым. При этом большое значение приобретает

Ключевые слова:

эффект переноса, нелинейность, асимметрия, обменный курс, инфляция, монетарная политика, разрыв выпуска, денежная масса, экономическая активность.

учет потенциальной нелинейности и асимметрии эффекта переноса¹ обменного курса на инфляцию. Эти факторы обуславливают различный угол наклона кривой Филлипса² и, следовательно, должны приниматься во внимание при реализации монетарной политики.

Обычно в качестве фактора, обуславливающего нелинейность и асимметрию ЭП, выступает поведение ряда макроэкономических переменных (обменного курса, инфляции, выпуска, денежной массы и др.). Изменения в динамике макроэкономических переменных приводят к изменению оптимизационного поведения субъектов хозяйствования, что обуславливает различную степень переноса обменного курса в цены в различных экономических условиях.

Нелинейность и асимметрия ЭП, как правило, характерны для всех этапов цепочки формирования цены (начиная от цен импорта и заканчивая потребительскими ценами), при этом для потребительских цен они проявляются наиболее отчетливо. Поэтому для монетарной политики, направленной на обеспечение ценовой стабильности, учет и оценка нелинейности и асимметрии ЭП на потребительские цены приобретают важное значение.

Нелинейность и асимметрия ЭП в большей мере характерны для краткосрочного ЭП, так как

он, в отличие от долгосрочного, подвержен значительному воздействию со стороны циклических и конъюнктурных факторов.

В Республике Беларусь круг исследований по данному вопросу является ограниченным. Частично данная проблема затрагивается в работах Мирончик и Профатилова (2015) и Колосковой (2015) [1; 2]. На основании построенных векторных авторегрессионных моделей авторы пришли к выводу, что ЭП в Республике Беларусь увеличивается в периоды резких и существенных корректировок обменного курса [1; 2]. В работе Картуна и Харитончика (2016) проведен анализ изменения степени влияния обменного курса на инфляцию в Республике Беларусь в 2015 г. – первой половине 2016 г. Сделан вывод о снижении ЭП в последние годы, что может являться следствием проводимой макроэкономической политики на фоне неблагоприятных внешних условий [3].

Целью настоящего исследования является оценка нелинейности и асимметрии ЭП в Республике Беларусь. В данной работе внимание сосредоточено на краткосрочной эластичности индекса потребительских цен по обменному курсу³.

Обзор литературы. В последние годы появилось большое число исследований, посвященных проблеме нелинейности и асимметрии ЭП.

¹ Под нелинейностью в настоящей работе понимается различная степень влияния одной экономической переменной на другую под воздействием определенных экономических условий. Под асимметрией понимается различная степень влияния одной экономической переменной на другую в зависимости от направленности изменения первой.

² Кривая Филлипса отражает зависимость инфляции от реальных предельных издержек производства и ожидаемого уровня инфляции в будущем.

³ Под краткосрочным понимается временной период, равный одному кварталу.

Ряд авторов пришли к выводу, что степень влияния обменного курса на инфляцию в краткосрочном периоде выше в периоды быстрого роста экономики, т. е. ЭП является нелинейным относительно бизнес-цикла [4–6]. Как правило, это объясняется ценовым поведением фирм при монополистической конкуренции. В периоды низкой экономической активности инфляционное давление при ослаблении обменного курса частично компенсируется снижением нормы прибыли, закладываемой фирмами в цены, с целью сохранения (или наращивания) доли рынка.

В то же время в некоторых исследованиях влияние экономической активности на ЭП оказывается не столь очевидным. Так, в работе Ben Cheikh (2012) лишь для 6 из рассматриваемых 12 государств еврозоны обнаружено свидетельство нелинейности ЭП относительно бизнес-цикла. При этом не было выявлено четкой направленности изменения ЭП: в одних странах он достигал максимальных значений в периоды быстрого роста экономики, а в других – при спаде [7]. В исследовании Faruqa (2016) был сделан вывод, что ЭП в Украине в периоды экспансии является статистически незначимым, в то время как в периоды спада экономики он составляет порядка 0,26–0,41 [8]. Автор объясняет полученные результаты тем, что периоды спада экономики в Украине соответствуют кризисным периодам 2008 г. и 2014 г., а, как показывают результаты исследования Ben Cheikh и Rault (2015), в периоды макроэкономической нестабильности ЭП может увеличиваться [9].

Важным фактором, влияющим на степень переноса обменного курса на инфляцию, является интенсивность инфляционных процессов в стране. В исследованиях Jašová, Moessner и Takáts (2016) и Ben Cheikh (2012) сделан вывод о наличии прямо пропорциональной зависимости между ЭП и уровнем инфляции: при высокой инфляции ЭП увеличивается [10; 11]. Авторы связывают это с тем, что из-за наличия издержек «меню» частота пересмотра цен фирмами при низкой инфляции, как правило, ниже, чем при высокой. Кроме того, при высо-

ких инфляционных ожиданиях производители могут быстрее корректировать цены в ответ на шок обменного курса, так как ожидают устойчивый рост затрат в будущем [12; 13].

В работе Razafimahefa (2012) выявлено, что для развивающихся стран с гибкими режимами курсообразования одним из факторов, обуславливающих различие в ЭП, является устойчивость монетарной и фискальной политики. Значительное увеличение денежной массы и дефицита государственного бюджета в таких странах ассоциируется с большим переносом изменений обменного курса на внутренние цены. Это объясняется тем, что большой фискальный дефицит и быстрый рост денежной массы в совокупности с шоком обменного курса могут рассматриваться экономическими агентами как неопределенность политики и приводить к более быстрой корректировке цен [14].

В ряде эмпирических исследований выявлен асимметричный отклик цен на ослабление и укрепление обменного курса: как правило, ослабление обменного курса ассоциируется со значительно большим ЭП по сравнению с укреплением [4; 8; 15–17]. Так, в работе Caselli и Roitman (2016) на основе анализа панельных данных по выборке развивающихся стран был сделан вывод, что ЭП на потребительские цены при ослаблении обменного курса составляет 0,38 через один год после шока обменного курса, а при укреплении – 0,10 за такой же временной период [16]. Одним из объяснений асимметрии ЭП может являться неэластичность цен в сторону понижения, когда зарубежные экспортеры больше склонны повышать торговые наценки, чем снижать их. Кроме того, в странах с высоким уровнем инфляции и инфляционных ожиданий укрепление обменного курса может рассматриваться экономическими агентами как временное явление и не приводить к снижению цен из-за ожиданий роста затрат в будущих периодах и издержек «меню».

Таким образом, результаты большинства эмпирических исследований демонстрируют присутствие нелинейности и асимметрии во взаимодействии обменного курса и инфляции.

Методы исследования. Для исследования нелинейности и асимметрии ЭП в данной работе были оценены два типа эконометрических моделей:

- STR-модели, т. е. модели плавного перехода (smooth transition regression);
- TAR-модели, т. е. пороговые авторегрессии (threshold autoregression).

В качестве базовой модели использовалась STR-модель. TAR-модели строились для проверки устойчивости полученных результатов.

Данные модели представляют собой множественные регрессии с добавлением функции перехода из одного состояния в другое для учета потенциальной нелинейности во взаимосвязи экономических переменных. При этом ключевым отличием TAR-моделей от STR-моделей является спецификация функции перехода: в STR-модели функция перехода может принимать значения в диапазоне от нуля до единицы, в то время как в TAR-модели функция перехода является бинарной, т. е. принимает только два значения – нуль и единица.

Модель STR имеет следующий вид:

$$y_t = \beta' w_t + \phi' w_t G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t, \quad (1)$$

где y_t – зависимая переменная;
 $w_t = (z_t', x_t')$ – вектор объясняющих переменных размерностью $((m+1) \times 1)$ и $z_t' = (y_{t-1}, \dots, y_{t-i})'$,
 $x_t' = (x_{t1}, \dots, x_{kt})'$;
 $\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_m)'$ и $\phi = (\phi_0, \phi_1, \dots, \phi_m)'$ – векторы параметров линейной и нелинейной части модели соответственно;

$G(s_t; \gamma, c)$ – функция перехода, принимающая значения от нуля до единицы и зависящая от переменной перехода s_t , параметра γ , задающего сглаженность перехода из одного режима в другой, и параметра c , определяющего момент перехода из одного режима в другой;

ε_t – остатки модели (*i.i.d.*(0, σ^2)).

Модель (1) может быть дополнена экзогенными переменными, поведение которых не зависит от режима. Переменная перехода s_t является элементом вектора w_t , то есть может быть как лаговой эндогенной переменной, так и экзогенной переменной (возможны и

другие спецификации переменной перехода [18]).

В соответствии с работой van Dijk, Teräsvirta и Franses (2000) возможны две интерпретации модели (1). С одной стороны, она может рассматриваться как модель перехода, в которой присутствует два режима, ассоциирующихся с экстремальными значениями функции перехода, то есть $G(s_t; \gamma, c) = 0$ и $G(s_t; \gamma, c) = 1$, где переход из одного режима во второй является сглаженным. С другой стороны, модель (1) может рассматриваться как модель с множеством режимов, каждый из которых ассоциируется с различным значением функции перехода $G(s_t; \gamma, c)$ от нуля до единицы [18]. В настоящем исследовании внимание сосредоточено на первой интерпретации.

Режим, который наступает в период t , определяется наблюдаемым значением переменной перехода s_t и соответствующим ему значением функции $G(s_t; \gamma, c)$. Выбор функции $G(s_t; \gamma, c)$ будет определять тип модели (1). Распространенным выбором функции $G(s_t; \gamma, c)$ является логистическая функция первого порядка:

$$G(s_t; \gamma, c) = (1 + \exp(-\gamma(s_t - c)))^{-1}. \quad (2)$$

Уравнения (1) и (2) совместно задают модель типа logistic smooth transition regression (далее – LSTR), где параметр γ ($\gamma > 0$) определяет сглаженность логистической функции и, следовательно, сглаженность перехода из одного режима в другой. Если $\gamma \rightarrow 0$, то модель LSTR сводится к линейной регрессии. Если $\gamma \rightarrow +\infty$, то значения, принимаемые функцией $G(s_t; \gamma, c)$, сводятся к нулю и единице, следовательно, модель LSTR сводится к модели TAR.

Параметр c интерпретируется как пороговый уровень переменной перехода s_t , разделяющего два экстремальных режима. LSTR-спецификация означает, что параметры нелинейной части модели (1) будут принимать различные значения в зависимости от того, находится ли значение переменной перехода s_t выше или ниже порогового значения c . Если $(s_t - c) \rightarrow -\infty$, то $G(s_t; \gamma, c) \rightarrow 0$ и вектор коэффициентов регрессии при переменных модели (1) соответствуют вектору

параметров β . Если $(s_t - c) \rightarrow +\infty$, то $G(s_t; \gamma, c) \rightarrow 1$ и вектор коэффициентов регрессии при переменных модели (1) соответствуют вектору параметров $(\beta + \phi)$.

Альтернативной спецификацией функции перехода $G(s_t; \gamma, c)$ может являться экспоненциальная функция:

$$G(s_t; \gamma, c) = 1 - \exp(-\gamma(s_t - c)^2). \quad (3)$$

Уравнения (1) и (3) совместно задают модель типа exponential smooth transition regression (далее – ESTR). Экспоненциальная функция в отличие от логистической является симметричной. Поэтому в случае модели ESTR параметры модели (1) изменяются в зависимости от того, насколько далеко переменная перехода отклоняется от порогового значения, независимо от того, является ли это отклонение положительной либо отрицательной величиной. Таким образом, если $(s_t - c) \rightarrow \pm\infty$, то вектор коэффициентов регрессии при переменных модели (1) соответствует вектору параметров $(\beta + \phi)$; если $s_t = c$ – вектору параметров β .

Для моделирования нелинейности ЭП более подходящим представляется выбор логистической функции в качестве функции перехода, что и было реализовано в настоящей работе. Предполагается, что на величину ЭП в большей степени оказывает влияние не степень отклонения переменной перехода от своего порогового значения, а нахождение ее выше либо ниже порогового значения. Выбор в пользу логистической функции также подкрепляется результатами зарубежных исследований по данной тематике.

Построение LSTR-модели осуществлялось в несколько этапов. На первом этапе тестировалась линейность базовой модели против альтернативной LSTR-модели. Тестирование линейности, как предлагают van Dijk, Teräsvirta и Franses (2000) [18], проводилось в следующей последовательности:

1. Методом наименьших квадратов оценивалась модель (1) в спецификации без учета нелинейной части. Рассчитывались остатки модели и сумма квадратов остатков (SSR_0).

2. Методом наименьших квадратов оценивались дополнитель-

ные регрессии для каждой отобранной переменной перехода s_t вида:

$$y_t = \beta'_0 w_t + \beta'_1 w_t s_t + \beta'_2 w_t s_t^2 + \beta'_3 w_t s_t^3 + e_t. \quad (4)$$

Рассчитывались остатки модели и сумма квадратов остатков (SSR_1).

3. Рассчитывалась F-версия LM-статистики по формуле:

$$LM = \frac{(SSR_0 - SSR_1) / (3(m + 1))}{SSR_1 / (T - 4(m + 1))}, \quad (5)$$

где T – количество наблюдений.

Распределение F-версии LM-статистики аппроксимируется F-распределением с $3(m + 1)$ и $T - 4(m + 1)$ степенями свободы.

4. Расчетная LM-статистика сравнивалась с критическим значением. Если нулевая гипотеза о линейности базовой модели для определенной переменной перехода отвергалась, то осуществлялся переход ко второму этапу – непосредственному построению LSTR-модели.

Оценивание LSTR-моделей осуществлялось методом максимального правдоподобия. На третьем этапе построенные модели тестировались на наличие проблем неправильной спецификации. Для этого оценивалось наличие признаков нелинейности в остатках моделей с помощью BDS-теста, автокорреляции с помощью теста множителей Лагранжа, гетероскедастичности при помощи теста Уайта, а также тестировалась нормальность распределения остатков с помощью теста Жака – Бера. В случае успешного прохождения моделью LSTR обозначенных тестов полученные результаты интерпретировались с экономической точки зрения.

На заключительном этапе посредством сравнения сумм квадратов остатков построенных LSTR-моделей и базовой линейной модели делался вывод о целесообразности применения LSTR-модели для оценки нелинейности ЭП в Республике Беларусь.

Спецификация и результаты STR-модели. Для эмпирического анализа была использована спецификация модели инфляции, представленная в работе Картуна и Харитончика (2016) [3, ф. 4]. Она

была преобразована посредством исключения фиктивных переменных и добавления нелинейной части. В результате используемая в настоящем исследовании спецификация модели инфляции имеет следующий вид:

$$cpi_t = \beta_1 cpi_{t-1} + \beta_2 er_t + \beta_3 gap_gdp_{t-1} + \beta_4 m3_t + \beta_5 ppi_rb_t + \beta_6 ppi_ru_{t-2} + (\phi_1 cpi_{t-1} + \phi_2 er_t + \phi_3 ppi_ru_{t-2})G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t, \quad (6)$$

где cpi – индекс потребительских цен, сезонно сглаженный, I квартал 2002 г. = 1;

er – корзина иностранных валют (средневзвешенные номинальные курсы белорусского рубля к доллару США, евро, российскому рублю с весами 0,3, 0,3, 0,4 соответственно), белорусских рублей за единицу иностранной валюты;

gap_gdp – разрыв выпуска (ВВП) в Республике Беларусь, %;

$m3$ – средняя широкая денежная масса по фиксированному курсу белорусского рубля к доллару США в I квартале 2002 г., млн. руб.;

ppi_rb – индекс цен производителей промышленной продукции в Республике Беларусь, сезонно сглаженный, I квартал 2002 г. = 1;

ppi_ru – индекс цен производителей промышленной продукции в Российской Федерации, сезонно сглаженный, I квартал 2002 г. = 1;

$G(s_t; \gamma, c)$ – логистическая функция перехода из одного режима в другой;

ε – остатки модели.

Краткосрочная эластичность инфляции по обменному курсу в соответствии с моделью (6) будет определяться по следующей формуле:

$$ERPT = \beta_2 + \phi_2 G(s_t; \gamma, c). \quad (7)$$

Таким образом, краткосрочная эластичность инфляции по обменному курсу будет принимать различные значения в зависимости от того, находится ли значение переменной перехода s_t выше или ниже порогового значения c . Если $(s_t - c) \rightarrow -\infty$, то значение краткосрочной эластичности будет соответствовать значению коэффициента β_2 . Если $(s_t - c) \rightarrow +\infty$, то значение краткосрочной эластичности будет равняться значению выражения $(\beta_2 + \phi_2)$.

В качестве переменных, влияние которых на инфляцию ме-

няется в зависимости от режима, были использованы показатели, которые непосредственно оказывают влияние на издержки производства. Перенос изменений этих переменных на потребительские цены может быть ограничен

посредством изменения торговых наценок (поведение «pricing-to-market»). При этом коэффициент регрессии при индексе цен производителей промышленной продукции в Республике Беларусь в нелинейной части уравнения (6) оказался не значимым практически для всех тестируемых спецификаций модели и был исключен из нелинейной части. Следует отметить, что включение всех рассматриваемых переменных в нелинейную часть модели не привело к значимому изменению коэффициентов регрессии при обменном курсе в обеих частях модели.

Оценивание модели проводилось на квартальных данных с I квартала 2002 г. по III квартал 2016 г. Все временные ряды, за исключением разрыва выпуска, представлены в логарифмической форме. Вопрос об отнесении каждого из рассматриваемых рядов к классу стационарных решался по результатам двух тестов: расширенного Дики – Фуллера (ADF-тест) и Квятковского – Филлипса – Шмидта – Шина (KPSS-тест). Все рассматриваемые временные ряды, за исключением разрыва выпуска, оказались нестационарными и были преобразованы посредством взятия первых разностей.

На основе анализа эмпирических исследований нелинейности и асимметрии ЭП в качестве пере-

менных перехода использовались четыре макроэкономических показателя: разрыв выпуска, темп прироста индекса потребительских цен, темп прироста широкой денежной массы (по фиксированному курсу) и темп прироста корзины валют. Использование разрыва выпуска как переменной перехода призвано учесть влияние экономической активности на ЭП, индекса потребительских цен – воздействие инфляционной среды на ЭП, денежной массы – влияние мер монетарной политики на ЭП, корзины валют – асимметрии ЭП при разнонаправленных изменениях обменного курса. Таким образом, для каждой обозначенной переменной перехода строилась модель LSTR.

Как было обозначено выше, на первом этапе анализа проводилось тестирование линейности базовой модели индекса потребительских цен против модели LSTR. Тестирование проводилось для каждой предполагаемой переменной перехода. Результаты, представленные в *таблице 1*, свидетельствуют о том, что нулевая гипотеза о линейности базовой модели отвергается на пятипроцентном уровне значимости в пользу модели LSTR для каждой отобранной переменной перехода.

Полученные оценки краткосрочной эластичности инфляции по обменному курсу по моделям LSTR представлены в *таблице 2*.

Построенные модели обладают удовлетворительными характеристиками: остатки моделей являются нормально распределенными, гомоскедастичными, неавтокоррелированными, в них отсутствует нелинейность. Сумма квадратов остатков каждой из построенных LSTR-моделей значительно меньше, чем у базовой

Таблица 1

Результаты теста на линейность базовой модели

Переменная перехода (S)	F-статистика теста на линейность	P-значение F-статистики
gap_gdp_{t-1}	2,429	0,014
cpi_{t-1}	2,948	0,004
$m3_t$	2,839	0,005
er_{t-1}	3,284	0,002

Примечание. Разработка авторов.

Таблица 2

Нелинейность и асимметрия ЭП в Республике Беларусь на основе LSTR-моделей

Переменная перехода (S_i)	gap_gdp_{t-1}	cpi_{t-1}	$m3_t$	er_{t-1}
Пороговое значение, % (c)	2,008 (0,000)*	4,473 (0,000)	3,435 (0,000)	2,473 (0,000)
Сглаженность перехода (γ)**	7,857 (0,009)	8,383 (0,489)	4,944 (0,043)	7,242 (0,130)
Краткосрочная эластичность инфляции по обменному курсу в нижнем режиме ($G(s_i; \gamma, c) = 0$)	0,184 (0,000)	0,186 (0,000)	0,215 (0,000)	0,172 (0,000)
Краткосрочная эластичность инфляции по обменному курсу в верхнем режиме ($G(s_i; \gamma, c) = 1$)	0,371 (0,000)	0,485 (0,000)	0,412 (0,000)	0,466 (0,000)
P-значение LM-статистики теста Бройша – Годфри для 10 лагов остатков	0,411	0,314	0,280	0,178
P-значение статистики Уайта (без включения перекрестных регрессоров)	0,274	0,743	0,258	0,603
P-значение статистики Жака – Бера	0,409	0,799	0,267	0,826
Bootstrap P-значение Z-статистики BDS-теста (размерность корреляции равна пяти)	0,862	0,272	0,895	0,984
Сумма квадратов остатков***	72,195	60,759	77,015	61,208

Примечание. Разработка авторов.

* В скобках указаны p-значения t-статистик коэффициентов, скорректированных с помощью процедуры Уайта.

** Как указано в van Dijk, Teräsvirta и Franses (2000), оценки γ зачастую являются статистически незначимыми на основе t-статистики. Однако это не должно быть интерпретировано как признак слабой нелинейности, так как t-статистика не имеет обычного асимптотического распределения Стьюдента [18].

*** Сумма квадратов остатков линейной модели составила 106,647.

линейной модели. Это говорит о том, что нелинейные модели лучше описывают динамику инфляции в Республике Беларусь по сравнению с линейной моделью.

Результаты моделирования подтверждают гипотезу о нелинейности ЭП в Республике Беларусь в зависимости от стадии бизнес-цикла. Пороговое значение для переменной разрыва выпуска составило 2%. Это означает, что в периоды низкой экономической активности (значение разрыва выпуска меньше или равно 2%) краткосрочная эластичность инфляции по обменному курсу в Республике Беларусь составляет порядка 0,18, в то время как в периоды высокой (значение разрыва выпуска больше 2%) – постепенно приближается к 0,37.

Переход из одного состояния в другое осуществляется достаточно быстро, а на большей части временного периода значение

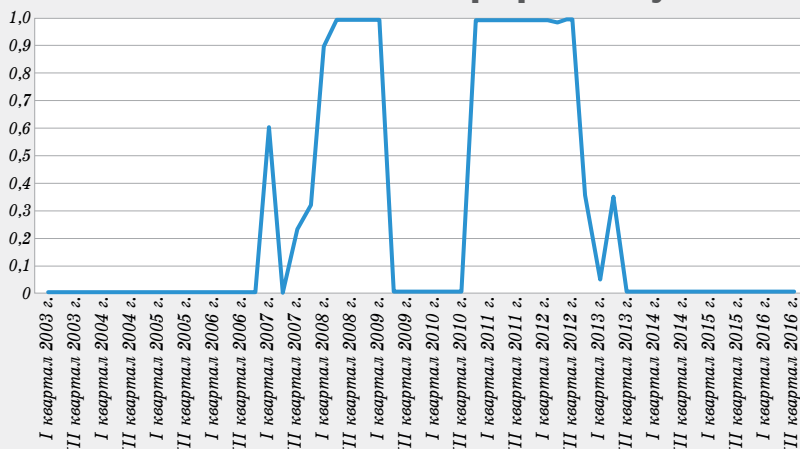
разрыва выпуска в Республике Беларусь находилось ниже порогового значения. На рисунке 1 представлена динамика функции перехода в 2003–2016 гг. в зависимости от величины разрыва выпуска. На рисунке 2 отображена непосредственно функция перехода, где по горизонтальной оси представлены наблюдения (количество наблюдений соответствует размерности выборки данных, используемой в модели), а по вертикальной – соответствующие этим наблюдениям значения функции. В 2008 г. – I квартале 2009 г. и IV квартале 2010 г. – III квартале 2012 г. функция перехода принимала значения, близкие к единице, соответственно, ЭП в эти временные периоды был максимальным – краткосрочная эластичность достигала 0,37⁴. Следует отметить, что на данные периоды приходились два эпизода напряженности на валютном рын-

ке Республики Беларусь, сопряженные со значительным ослаблением курса белорусского рубля и ускорением инфляционных процессов. С III квартала 2013 г. разрыв выпуска не превышал порогового значения, следовательно, краткосрочная эластичность инфляции по обменному курсу в III квартале 2013 г. – III квартале 2016 г. составляла порядка 0,18.

ЭП в Республике Беларусь является нелинейным относительно монетарных условий, что видно из результатов LSTR-модели с широкой денежной массой в качестве переменной перехода (таблица 2). Пороговое значение темпа прироста широкой денежной массы (по фиксированному курсу) за квартал составило порядка 3,4%. До 2015 г. большую часть времени темпы прироста широкой денежной массы превышали пороговое значение (рисунки 3). При этом в период со

⁴ Краткосрочная эластичность инфляции по обменному курсу в данном контексте не отражает фактическую краткосрочную эластичность, так как она рассчитана по формуле (7) только для модели LSTR с разрывом выпуска в качестве переменной перехода. Другие факторы нелинейности ЭП могли оказывать разнонаправленное влияние в одни и те же временные периоды. Изменение ЭП при одновременном воздействии ряда факторов (без их идентификации) можно получить, например, с помощью моделей с изменяющимися параметрами [3]. При интерпретации результатов моделей LSTR с другими переменными перехода расчет эластичности аналогичен.

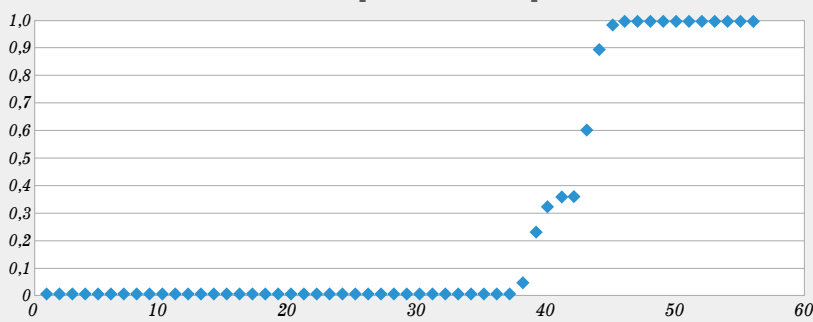
Динамика функции перехода в 2003—2016 гг. в зависимости от величины разрыва выпуска



Примечание. Разработка авторов.

Рисунок 1

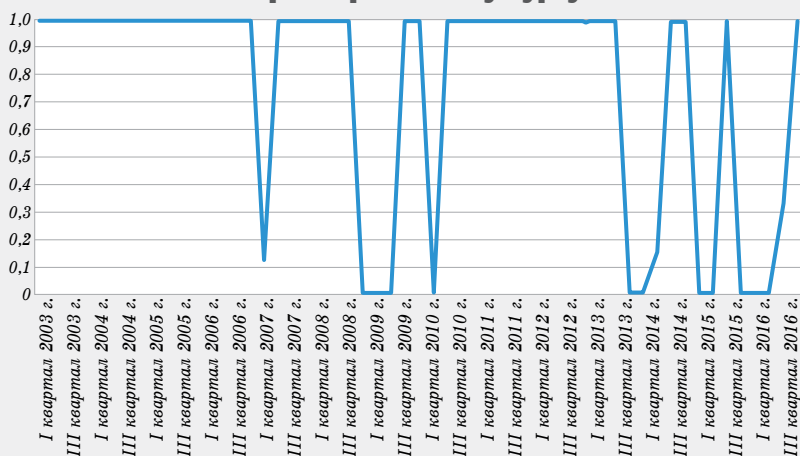
Функция перехода в модели LSTR с разрывом выпуска в качестве переменной перехода



Примечание. Разработка авторов.

Рисунок 2

Динамика функции перехода в 2003—2016 гг. в зависимости от темпов прироста широкой денежной массы по фиксированному курсу



Примечание. Разработка авторов.

Рисунок 3

II квартала 2010 г. по II квартал 2013 г., на который приходится эпизод напряженности на валютном рынке 2011 года, эластичность инфляции по обменному курсу постоянно находилась в верхнем режиме.

Начиная с 2015 г. темпы прироста денежной массы находились ниже порогового значения, что соответствует более низкой краткосрочной эластичности инфляции по обменному курсу, равной 0,21. Это является следствием перехода денежно-кредитной политики к режиму монетарного таргетирования и усиления контроля над денежным предложением.

Следует отметить, что переход из одного состояния в другое осуществляется достаточно быстро и резко, а функция перехода практически всегда принимает значения, равные нулю и единице (рисунки 4). Кроме того, количество наблюдений в нижнем режиме намного меньше, чем в верхнем, что делает интерпретацию результатов модели LSTR несколько рискованной.

На ЭП в Республике Беларусь оказывает влияние интенсивность инфляционных процессов. В периоды высокой инфляции (темпы прироста индекса потребительских цен больше 4,5% за квартал) краткосрочная эластичность инфляции по обменному курсу увеличивается с 0,19 до 0,48. Полученный результат согласуется с результатами по другим странам: при высокой инфляции фирмы быстрее изменяют цены в ответ на шоки обменного курса, так как ожидаемый рост затрат в будущие периоды существенно превышает издержки корректировки цен.

В периоды после эпизодов напряженности на валютном рынке 2009 г. и 2011 г. инфляция превышала пороговое значение и ЭП был максимальным (рисунки 5). В 2015–2016 гг. после корректировки курса белорусского рубля темпы прироста индекса потребительских цен оставались ниже пороговых значений и, следовательно, эластичность инфляции по обменному курсу не превышала 0,19. При этом переход от одного состояния в другое осуществляется достаточно быстро (рисунки 6).

ЭП на потребительские цены в Республике Беларусь является

асимметричным. Краткосрочная эластичность инфляции по обменному курсу при ослаблении белорусского рубля к корзине иностранных валют более чем на 2,5% за квартал приближается к 0,47, в то время как при укреплении (и незначительном ослаблении) не превышает 0,17. Полученное пороговое значение для корзины валют является слабоположительным, что свидетельствует о наличии издержек «меню». Переход из одного состояния в другое осуществляется достаточно быстро (рисунки 7 и 8).

Необходимо отметить, что эластичности, полученные по моделям LSTR, зависят от динамики определенной переменной перехода, но не учитывают взаимного влияния факторов нелинейности и асимметрии. Однако комбинирование полученных результатов и выводов, сделанных в работе Картуна и Харитончика [3], о снижении ЭП и краткосрочной эластичности инфляции по обменному курсу в Республике Беларусь в 2015–2016 гг. позволяет определить основные факторы, оказавшие влияние на уменьшение степени воздействия обменного курса на инфляцию в краткосрочном периоде.

Результаты моделирования показывают, что на протяжении большей части 2015–2016 гг. краткосрочная эластичность инфляции по обменному курсу находилась в нижнем режиме в моделях LSTR с разрывом выпуска, денежной массой и инфляцией в качестве переменных перехода и в верхнем режиме в модели LSTR с корзиной иностранных валют в качестве переменной перехода. Принимая во внимание существенное уменьшение ЭП в рассматриваемом временном периоде [3], можно сделать вывод, что основными факторами его снижения являлись проводимая монетарная политика, направленная на снижение инфляции посредством усиления контроля за денежным предложением, и снижение экономической активности, вызванное проявлением факторов структурного характера на фоне неблагоприятного воздействия внешних условий. В результате, несмотря на существенное ослабление курса белорусского рубля в 2015–2016 гг., на фоне снижения плате-

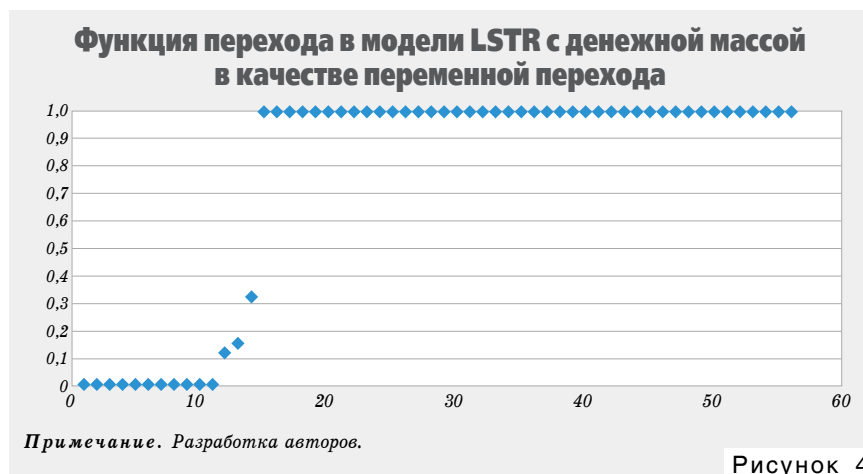


Рисунок 4



Рисунок 5

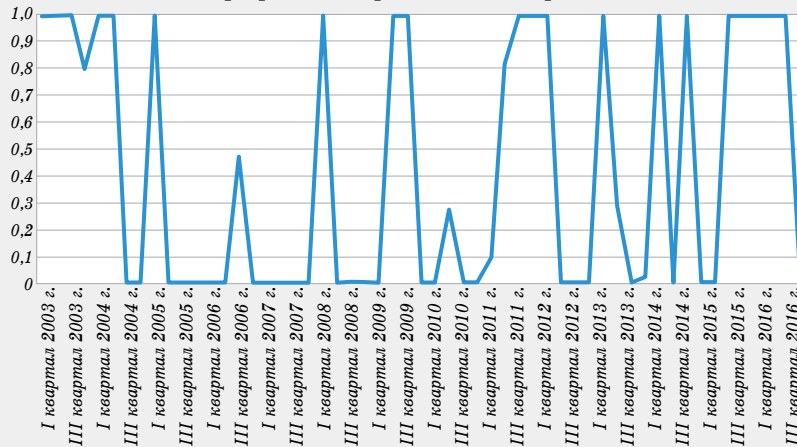


Рисунок 6

жеспособного спроса, постепенного повышения доверия к проводимой монетарной политике и некоторого снижения инфляционных ожиданий субъекты хозяйствования, вероятно, ограничивали перенос

изменений обменного курса на потребительские цены посредством уменьшения нормы прибыли в цене для сохранения доли рынка.
TAR-модели. Переход от одного состояния в другое во всех

Динамика функции перехода в 2003–2016 гг. в зависимости от темпов прироста корзины иностранных валют



Примечание. Разработка авторов.

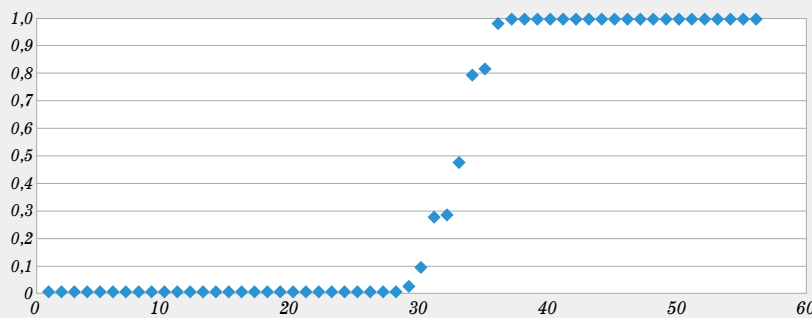
Рисунок 7

построенных LSTR-моделях является быстрым, а функции перехода в основном принимают значения, равные нулю и единице. Это может означать, что взаимосвязь между переменными лучше описывается не моделью с плавным переходом, а моделью TAR. Поэтому для тестирования устойчивости полученных результатов к выбору функции перехода были оценены модели TAR в спецификации (6) с бинарной функцией перехода. Результаты представлены в таблице 3.

Оцененные по моделям TAR пороговые значения переменных перехода и краткосрочные эластичности инфляции по обменному курсу в обоих режимах достаточно близки к оценкам по моделям LSTR, за исключением порогового значения широкой денежной массы. Результаты, полученные по моделям TAR, в целом подтверждают выводы о нелинейности и асимметрии ЭП в Республике Беларусь.

Для проверки устойчивости полученных результатов к периодичности используемых данных были построены TAR-модели на месячных данных для модели коррекции ошибок в спецификации, представленной в работе Картуна и Харитончика (2016)⁵ [3, ф. 1], которая была преобразована посредством добавления нелинейной части (аналогично

Функция перехода в модели LSTR с корзиной иностранных валют в качестве переменной перехода



Примечание. Разработка авторов.

Рисунок 8

Таблица 3

Нелинейность и асимметрия ЭП в Республике Беларусь на основе TAR-моделей

Переменная перехода (S_t)	gap_gdp_{t-1}	cpi_{t-1}	$m3_t$	er_{t-1}
Пороговое значение, % (c)	1,935	4,481	7,680	2,460
Краткосрочная эластичность инфляции по обменному курсу в нижнем режиме ($G(s_t; c) = 0$)	0,192 (0,000)	0,201 (0,000)	0,197 (0,000)	0,179 (0,000)
Краткосрочная эластичность инфляции по обменному курсу в верхнем режиме ($G(s_t; c) = 1$)	0,376 (0,000)	0,437 (0,000)	0,320 (0,000)	0,437 (0,000)
P-значение LM-статистики теста Бройша – Годфри для 10 лагов остатков	0,497	0,704	0,056	0,704
P-значение статистики Уайта (без включения перекрестных регрессоров)	0,238	0,774	0,746	0,576
P-значение статистики Жака – Бера	0,453	0,773	0,671	0,773
Bootstrap P-значение Z-статистики BDS-теста (размерность корреляции равна пяти)	0,763	0,717	0,983	0,447
Сумма квадратов остатков	72,611	62,559	73,891	62,053

Примечание. Разработка авторов.

⁵ В настоящей работе коинтеграционное соотношение было оценено с помощью подхода Энгла – Грейнджера.

уравнению 6), переменной разрыва выпуска и ряда импульсных фиктивных переменных для учета периодов напряженности на валютном рынке 2009 г. и 2011 г. Описание переменных, включаемых в модель, и результаты тестирования их стационарности с помощью расширенного теста Дики – Фуллера (ADF-тест) представлены в *таблице 4*.

Полученные результаты (*таблица 5*) соответствуют сделанному ранее выводу о нелинейности и асимметрии ЭП Республики Беларусь в краткосрочном периоде. Меньшие значения краткосрочных эластичностей инфляции

по обменному курсу по сравнению с предыдущими моделями обусловлены периодичностью данных: в TAR-модели с механизмом коррекции ошибок краткосрочная эластичность показывает влияние обменного курса на инфляцию в течение одного месяца, в то время как в предыдущих моделях – в течение одного квартала.

Следует отметить, что временные ряды большинства макроэкономических переменных Республики Беларусь характеризуются присутствием множественных структурных сдвигов и являются относительно короткими, что повышает риск получения смещен-

ных оценок. В некоторой степени применение нелинейных моделей позволяет решить проблему структурных сдвигов. А результаты использования временных рядов с месячной периодичностью в целом демонстрируют устойчивость полученных оценок.

Результаты моделирования показывают, что ЭП в Республике Беларусь в краткосрочном периоде является нелинейным и асимметричным. В периоды быстрого роста экономики, денежного предложения и инфляции краткосрочная эластичность инфляции по обменному курсу (один квартал) существенно

Таблица 4

Описание переменных, включаемых в модель TAR с механизмом коррекции ошибок

Переменная (обозначение)	Трансформация	ADF-тест (p-value)
Сводный индекс потребительских цен в Республике Беларусь, декабрь 2000 г. = 1 (<i>cpi</i>)	Сезонное сглаживание, логарифмирование, взятие первых разностей	0,008
Корзина иностранных валют (средневзвешенные номинальные курсы белорусского рубля к доллару США, евро, российскому рублю с весами 0,3, 0,3, 0,4 соответственно), белорусских рублей за единицу иностранной валюты (<i>er</i>)	Логарифмирование, взятие первых разностей	0,000
Индекс цен производителей промышленной продукции в Республике Беларусь, декабрь 2000 г. = 1 (<i>ppi_rb</i>)	Логарифмирование, взятие первых разностей	0,000
Индекс административно регулируемых цен в Республике Беларусь, декабрь 2000 г. = 1 (<i>rcpi</i>)	Сезонное сглаживание, логарифмирование, взятие первых разностей	0,000
Разрыв выпуска (ВВП) в Республике Беларусь, % (<i>gap_gdp</i>)	–	0,022
Средняя широкая денежная масса по фиксированному курсу белорусского рубля к доллару США в январе 2002 г., млн. руб. (<i>m3</i>)	Сезонное сглаживание, логарифмирование, взятие первых разностей	0,020

Примечание. Разработка авторов.

Таблица 5

Нелинейность и асимметрия ЭП в Республике Беларусь на основе TAR-моделей с механизмом коррекции ошибок

Переменная перехода (S_t)	gap_gdp_{t-1}	cpi_{t-2}	$m3_t$	er_{t-2}
Пороговое значение, % (c)	3,036	1,606	2,507	1,832
Краткосрочная эластичность инфляции по обменному курсу в нижнем режиме ($G(s_t; c) = 0$)	0,048 (0,000)	0,053 (0,000)	0,071 (0,000)	0,029 (0,077)
Краткосрочная эластичность инфляции по обменному курсу в верхнем режиме ($G(s_t; c) = 1$)	0,128 (0,000)	0,073 (0,000)	0,083 (0,000)	0,105 (0,000)
P-значение LM-статистики теста Бройша – Годфри для 10 лагов остатков	0,698	0,738	0,424	0,094
P-значение статистики Уайта (без включения перекрестных регрессоров)*	0,000	0,118	0,001	0,000
P-значение статистики Жака – Бера	0,082	0,113	0,348	0,241

Примечание. Разработка авторов.

* Стандартные ошибки коэффициентов регрессии были скорректированы с помощью процедуры Нью – Уэста (HAC(Newey – West)).

возрастает и может достигать порядка 0,5. ЭП является асимметричным относительно направленности изменения курса белорусского рубля: при укреплении или незначительном ослаблении краткосрочная эластичность инфляции по обменному курсу не превышает 0,18, в то время как при существенной девальвации может достигать порядка 0,47. Полученные результаты согласуются с теоретическим представ-

лением об ЭП и большинством результатов эмпирических исследований по другим странам.

Произошедшее в последние годы снижение ЭП было обусловлено проводимой монетарной политикой, направленной на снижение инфляции посредством усиления контроля за денежным предложением, и снижением экономической активности, вызванным воздействием факторов структурного характера на фоне

неблагоприятного влияния внешних факторов.

Результаты исследования показывают, что при излишнем стимулировании экономической активности посредством расширения денежного предложения риск ускорения инфляции при ослаблении белорусского рубля значительно возрастает.

* * *

Материал поступил 03.02.2017.

Источники:

1. Мирончик, Н. О влиянии обменного курса на инфляцию / Н. Мирончик, С. Профатилов // *Банкаўскі веснік*. – 2015. – № 10 (627). – С. 25–34.
2. 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: 20.12.2016.
3. Картун, А. Эффект переноса обменного курса на инфляцию в Республике Беларусь и оценка его изменений / А. Картун, А. Харитончик // *Банкаўскі веснік*. – 2016. – № 9 (638). – С. 3–11.
4. Correa, A. Nonlinear mechanism of the exchange rate pass-through: a Philips curve model with threshold for Brazil [Electronic resource] / A. Correa, A. Minella // *Banco Central do Brasil*. – 2006. – Mode of access: <https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps122.pdf>. – Date of access: 28.12.2016.
5. Nogueira Júnior, R. Exchange rate pass-through into inflation: the role of asymmetries and nonlinearities [Electronic resource] / R. Nogueira Júnior, M. León-Ledesma // *University of Kent*. – 2008. – Mode of access: <https://www.kent.ac.uk/economics/documents/research/papers/2008/0801.pdf>. – Date of access: 28.12.2016.
6. Kapuściński, M. Monetary policy transmission mechanism in Poland. What do we know in 2015? [Electronic resource] / M. Kapuściński, A. Kosięcki, H. Kowalczyk, T. Lyziak, J. Przystupa, E. Stanisławska, A. Sznajderska E. Wróbel // *Narodowy Bank Polski*. – 2016. – Mode of access: https://www.nbp.pl/publikacje/materialy_i_studia/249_en.pdf. – Date of access: 28.12.2016.
7. Ben Cheikh, N. Nonlinear mechanism of the exchange rate pass-through: does business cycle matter? [Electronic resource] / N. Ben Cheikh // *Munich Personal RePEc Archive*. – 2012. – Mode of access: https://mpira.ub.uni-muenchen.de/41271/1/MPRA_paper_41271.pdf. – Date of access: 28.12.2016.
8. Faryna, O. Nonlinear exchange rate pass-through to domestic prices in Ukraine [Electronic resource] / O. Faryna // *National Bank of Ukraine*. – 2016. – Mode of access: <https://bank.gov.ua/doccatalog/document?id=41556309>. – Date of access: 28.12.2016.
9. Ben Cheikh, N. The pass-through of exchange rate in the context of the European sovereign debt crisis [Electronic resource] / N. Ben Cheikh, C. Rault // *Institute for the Study of Labor*. – 2015. – Mode of access: <http://ftp.iza.org/dp9467.pdf>. – Date of access: 28.12.2016.
10. Ben Cheikh, N. Non-linearities in exchange rate pass-through: evidence from smooth transition models [Electronic resource] / N. Ben Cheikh // *Munich Personal RePEc Archive*. – 2012. – Mode of access: https://mpira.ub.uni-muenchen.de/39764/1/MPRA_paper_39764.pdf. – Date of access: 29.12.2016.
11. Jašová, M. Exchange rate pass-through: what has changed since the crisis? [Electronic resource] / M. Jašová, R. Moessner, E. Takáts // *Bank for International Settlements*. – 2016. – Mode of access: <http://www.bis.org/publ/work583.pdf>. – Date of access: 29.12.2016.
12. 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: 29.12.2016.
13. 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: 29.12.2016.
14. 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: 29.12.2016.
15. Ponomarev, Y. Exchange Rate Pass-through in Russia [Electronic resource] / Y. Ponomarev, P. Trunin, A. Uluykaev // *Social Science Research Network*. – 2014. – Mode of access: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2458881. – Date of access: 29.12.2016.
16. 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: 29.12.2016.
17. Péres Forero, F. Asymmetric exchange rate pass-through: evidence from nonlinear SVARs [Electronic resource] / F. Péres Forero, M. Vega // *Peruvian Economic Association*. – 2016. – Mode of access: <http://perueconomics.org/wp-content/uploads/2016/06/WP-63.pdf>. – Date of access: 29.12.2016.
18. Van Dijk, D. Smooth transition autoregressive models – a survey of recent developments [Electronic resource] / D. van Dijk, T. Teräsvirta, P.H. Franses // *Erasmus University Rotterdam*. – 2000. – Mode of access: <http://repub.eur.nl/pub/1656/feweco20000609141913.pdf>. – Date of access: 30.12.2016.