

DOI: 10.26794/2587-5671-2018-22-3-136-154
 УДК 330.43,338.22,338.242,336.748(045)
 JEL C11, C22, E52, E58, O24

Моделирование эффекта переноса валютного курса на цены в России

М.Г. Тиунова,

Московский государственный университет
 им. М.В. Ломоносова,
 Москва, Россия
<https://orcid.org/0000-0002-2595-5714>

АННОТАЦИЯ

В статье исследуется взаимосвязь между динамикой валютного курса и цен в России в условиях волатильной конъюнктуры внешних рынков и смены режима денежно-кредитной политики Банка России.

Цель работы состоит в оценке степени эффекта переноса номинального обменного курса рубля на цены потребителей и производителей в 2002–2017 гг. в целом и на периодах относительной однородности режима монетарной политики в России.

Анализ строится при помощи статистических данных по российской экономике за период 2002–2017 гг. Для количественной оценки наблюдаемых эффектов привлекается метод эконометрического моделирования. Исследование базируется на аппарате структурных векторных авторегрессий, оцененных при помощи байесовских методов. Структурная идентификация модели осуществляется путем рекурсивного ранжирования переменных и разложения структурных шоков по Холецкому. Байесовская регуляризация основана на применении комбинации независимых нормального и обратного Уишарта распределений в качестве априорных. Качественная интерпретация результатов основана на анализе функций импульсного отклика.

Результаты исследования подтверждают наличие статистически и экономически значимой взаимосвязи между динамикой обменного курса и цен в России на горизонте двух последних десятилетий. Эффект шоков валютного курса проявляется мгновенно. Было показано, что влияние валютного курса на потребительские цены сохраняется значимым на протяжении нескольких лет. Реакция цен производителей превосходит по масштабу эффект, наблюдаемый для потребительских цен.

Выборка данных за 2014–2017 гг. указывает на снижение эффекта переноса валютного курса и свидетельствует об эффективности инфляционного таргетирования (ИТ). Переход к ИТ позволил снизить зависимость инфляционных процессов в России от конъюнктуры внешних рынков и глобальных рисков.

Ключевые слова: эффект переноса валютного курса; денежно-кредитная политика; инфляционное таргетирование; потребительская инфляция; векторные авторегрессии; байесовская регуляризация

Для цитирования: Тиунова М.Г. Моделирование эффекта переноса валютного курса на цены в России. *Финансы: теория и практика.* 2018;22(3):136-154. DOI: 10.26794/2587-5671-2018-22-3-136-154



DOI: 10.26794/2587-5671-2018-22-3-136-154
UDC 330.43,338.22,338.242,336.748(045)
JEL C11, C22, E52, E58, O24

Modeling the Transfer Effect of Exchange Rate on Prices in Russia

M.G. Tiunova,

Lomonosov Moscow State University,
Moscow, Russia
<https://orcid.org/0000-0002-2595-5714>

ABSTRACT

The article examines the relationship between the dynamics of the exchange rate and prices in Russia in a volatile environment of foreign markets and the change of the monetary and credit policy of the Bank of Russia. The purpose of this work is to assess the transfer effect of the nominal exchange rate of the ruble on the prices for consumers and producers in 2002–2017 in general and in the periods of relative homogeneity of the monetary policy regime in Russia. The analysis was based on statistical data on the Russian economy for the period 2002–2017. The method of econometric modelling is used to quantify the observed effects. The study is based on the apparatus of structural vector autoregressions, evaluated using Bayesian methods. The structural identification of the model is carried out by the recursive ranking of variables and decomposition of structural shocks elaborated by André-Louis Cholesky. Bayesian regularization is based on the application of a combination of independent normal and inverse Wishart's a priori distributions. Qualitative interpretation of the results is based on the analysis of the impulse response functions. The results of the study confirm the existence of a statistically and economically significant relationship between the dynamics of the exchange rate and prices in Russia during the last two decades. The effect of exchange rate shocks is immediate. We showed that the impact of the exchange rate on consumer prices has remained significant for several years. The reaction of producer prices is greater than the effect observed for consumer prices. A sample of data for 2014–2017 indicates a decrease in the effect transfer of exchange rate and proved the effectiveness of inflation targeting. The transition to the policy of inflation targeting has reduced the dependence of inflation processes in Russia on the external market conditions and global risks.

Keywords: transfer effect of exchange rate; monetary and credit policy; inflation targeting; consumer inflation; vector autoregressions; Bayesian regularization

For citation: Tiunova M.G. Modeling the transfer effect of exchange rate on prices in Russia. *Finansy: teoriya i praktika = Finance: Theory and Practice*. 2018;22(3):136-154. (In Russ.). DOI: 10.26794/2587-5671-2018-22-3-136-154

ВВЕДЕНИЕ

Как известно, Россия, которая относится к числу малых открытых экономик, специализирующихся на экспорте сырья, в значительной степени зависит от ситуации на внешних рынках. Негативные внешние шоки или ухудшение условий торговли значимо влияют на динамику основных показателей деловой активности в РФ. Ситуация на рынках энергоресурсов влияет на величину выручки валютных экспортеров и определяет уровень валютной ликвидности в российской

экономике, что, в свою очередь, оказывает воздействие на динамику обменного курса национальной валюты.

В 2014 г. наблюдалось ухудшение ситуации на глобальных рынках. В связи с избытком мирового предложения произошло существенное падение нефтяных цен. Цена нефти марки Brent по итогам 2014 г. опустилась на 48,3%¹. Наблюдался

¹ Здесь и далее, если не указано иное, приводятся статистические данные Bloomberg.

рост показателей глобальной неопределенности: в октябре 2014 г. дисперсия фондового рынка США (индекс VIX²) поднялась до уровня двухлетних максимумов, а волатильность процентных ставок в США (индекс MOVE³) — до максимума с начала года.

Также в условиях обострения геополитической ситуации (присоединение Крыма к России) развитые страны ввели санкции против РФ, что выразилось в ограничении доступа к внешним источникам финансирования в условиях дефицита валютной ликвидности. Все это создало существенные риски для российской валюты.

Помимо прочего, в ноябре 2014 г. Центральный банк Российской Федерации отказался от режима фиксированного валютного курса и перешел к политике инфляционного таргетирования (ИТ). Несмотря на то что регулятор сохранял за собой право осуществления валютных интервенций для воспрепятствования угрозам финансовой стабильности [1], с этого времени обменный курс национальной валюты преимущественно определялся условиями рынка. Также при режиме ИТ монетарные власти продолжают косвенно влиять на обменный курс через управление процентной ставкой.

В результате комплекса факторов российский рубль ослабился на 41,93% против доллара США по итогам 2014 г. (в прямой котировке по официальным данным Банка России). В свою очередь, валютный курс является одним из ключевых параметров, характеризующих динамику макроэкономической конъюнктуры и финансовую стабильность в России. Колебания валютного курса рубля влияют на возможности потребительского спроса домохозяйств и инвестиционную активность фирм. По данным Росстата, доля потребления импортных товаров в общем объеме розничной торговли составляла 42% в 2014 г., 38% — в 2015–2016 гг. и около 35% — в 2017 г.⁴ С учетом высокой доли импорта в российском потреблении инфляция в годовом выражении выросла с 6,1% в январе до 11,4% в декабре 2014 г. Таким образом, ускорение инфляции в России происходило на фоне рекордного ослабления рубля.

² VIX (CBOE Volatility Index) — вмененная волатильность американского фондового индекса S&P 500, рассчитываемая Чикагской биржей опционов.

³ MOVE (Merrill Lynch Option Volatility Estimate) — вмененная волатильность казначейских облигаций США, рассчитываемая банком Bank of America Merrill Lynch.

⁴ URL: http://www.gks.ru/free_doc/new_site/import-zam/3-6.xlsx (дата обращения: 09.04.2018).

На современном этапе Центральный банк России (ЦБР) придерживается политики таргетирования инфляции, а потому можно предположить, что воздействие колебаний курса на динамику роста цен снижается. Вместе с тем замедление инфляции до исторических минимумов во второй половине 2017 г. происходило на фоне улучшения ситуации на нефтяном рынке, снижения инфляционных ожиданий и стабилизации национальной валюты. По итогам 2017 г. рубль укрепился на 5% по отношению к доллару США, нефтяные цены поднялись на 17,7%, инфляция в годовом выражении замедлилась до рекордного уровня 2,5% в декабре, инфляционные ожидания сократились на 3,7 п.п.

Наблюдались ли существенные изменения величины эффекта переноса валютного курса на цены (ЭП) в России после перехода к ИТ или снижение темпов роста цен было преимущественно связано с благоприятными условиями внешнего рынка? С учетом всего вышесказанного определение величины ЭП валютного курса на инфляцию в России представляет большой научный и практический интерес. Более того, важно ответить на вопрос: каким образом изменилась величина этого эффекта до перехода к ИТ и после реализации этого преобразования?

Структура работы выглядит следующим образом. Вначале осуществляется обзор эмпирических исследований по анализу эффекта переноса в развитых и развивающихся странах (в том числе, России). Затем приводится методология настоящего исследования с описанием привлекаемых статистических данных. Далее обсуждаются результаты расчетов эконометрической модели на двух горизонтах — с 2002 по 2013 г. и с 2002 по 2017 г. В заключение резюмируются основные выводы работы.

ТЕОРИЯ ЭФФЕКТА ПЕРЕНОСА ВАЛЮТНОГО КУРСА НА ИНФЛЯЦИЮ

Эффект переноса валютного курса на цены означает, что колебания национальной валюты отражаются на уровне внутренних цен некоторой экономики. При этом если наблюдается полное приспособление уровня цен к шокам валютного курса, то говорят о полном эффекте переноса (равном 100%) или единичной эластичности внутренних цен по обменному курсу. На практике эффект переноса чаще всего является частичным или неполным, т.е. его величина составляет менее 100%.

Механизм влияния колебаний обменного курса на инфляцию заключается в том, что в результате

обесценения национальной валюты наблюдается рост номинированных в национальной валюте цен импортных товаров. Более того, происходит изменение стоимости товаров отечественного производства, изготовленных при помощи импортных сырья и материалов [2]. В условиях относительного удорожания иностранной продукции экономические агенты переключаются на приобретение отечественных товаров, что в результате повышения спроса на них также выражается в ускорении инфляции. В основе эффекта переноса может лежать косвенный эффект прямых иностранных инвестиций (ПИИ), связанный с переносом иностранных производств в страны с относительно подешевевшей валютой для экономии издержек, что приведет к росту спроса на труд, заработных плат и цен в этой экономике [3].

Величина эффекта переноса валютного курса на цены в конкретной стране зависит от множества факторов, среди которых: структурная организация рынков конкретных товаров или отрасли (степень монополизации отрасли, дифференциация продукции и риски ценовой дискриминации), особенности потребления экономических агентов (доля потребления иностранных товаров и эластичность их потребления) и макроэкономические особенности национальной экономики [режим денежно-кредитной политики (ДКП), волатильность макроэкономических показателей, структура платежного баланса].

Большинство теоретических и эмпирических исследований по анализу ЭП в развитых и развивающихся странах обнаруживают устойчивую статистически и экономически значимую взаимосвязь между колебаниями обменного курса национальной валюты и динамикой уровня цен. Авторы работ делают вывод о частичном эффекте переноса валютного курса на цены.

ОСОБЕННОСТИ ЭП В РАЗВИТЫХ И РАЗВИВАЮЩИХСЯ СТРАНАХ

В работе [4] исследуются причины неполного эффекта переноса (ЭП) валютного курса на инфляцию в США. На основе структурной макроэкономической модели авторы получают данные, свидетельствующие о том, что около 50–78% динамики этого показателя определяются соотношением между внутренними (произведенными в неторгуемом секторе экономики) и импортными товарами в общей структуре издержек производства. Чем выше доля импорта в затратах производства, тем ближе оценка эластичности между валютным курсом и инфляцией к 1.

Работа [5] посвящена оценке эффекта переноса валютного курса на инфляцию в еврозоне и четырех экономиках региона — Германии, Франции, Италии и Испании — в период 1992–2016 гг. Анализ базируется на методологии структурных векторных авторегрессий с привлечением байесовского подхода к оценке параметров модели (BSVAR). Структурная идентификация модели осуществляется путем наложения нулевых и знаковых ограничений на структуру шоков. В качестве априорного распределения параметров модели используется независимое нормально-обратное распределение Уишарта.

Авторы обнаружили снижение величины эффекта переноса по мере развития цепочки ценообразования товаров, что объясняется снижением доли торгуемых товаров (и, соответственно, ростом доли продуктов неторгуемого сектора) в общей структуре издержек производства. Поэтому цены импортных товаров оказались наиболее чувствительными к шокам обменного курса, а потребительские цены — наименее чувствительными. Обесценение национальной валюты на 1% через один год привело к росту импортных цен на 0,8%, цен производителей — на 0,6% и потребительских цен — менее чем на 0,2% в еврозоне в целом.

В работе отмечена асимметричность эффекта переноса: несмотря на то, что ослабление национальной валюты приводит к росту цен, ее укрепление не будет сопровождаться снижением цен — их рост продолжится, но более медленными темпами. Это происходит потому, что укрепление национальной валюты, с одной стороны, оказывает понижающее воздействие на цены, а с другой — приводит к расширению потребительского спроса, что влечет за собой инфляцию, при этом положительный эффект для роста цен превосходит по масштабу негативный эффект.

Авторы приходят к выводу о том, что масштаб эффекта переноса валютного курса на инфляцию зависит не только от экзогенных внешних факторов, но и от природы эндогенных экономических шоков, определивших направление динамики обменного курса. Поэтому величина ЭП не является постоянной во времени. Масштаб ЭП также зависит от структурных особенностей конкретной экономики: ЭП валютного курса на цены импортных товаров оказался выше в Испании и Италии, нежели в Германии и Франции.

В статье [6] разрабатывается многопериодная динамическая модель с эндогенным выбором валют, в которых будут номинированы цены импортируемых в США товаров, и показано, к каким

эмпирическим результатам с точки зрения оценки эффекта переноса валютного курса на инфляцию приведет это изменение. Горизонт исследования составляет 1994–2005 гг.

Большая часть импортируемых в США товаров номинированы в долларах (около 90%), и меньшая часть — в национальных валютах стран-экспортеров. Авторы предложили учесть возможность выбора фирмой валюты для установления цены импортируемого в США товара. В итоге было получено, что в рамках традиционных моделей с экзогенным выбором валюты на горизонте 24 месяцев (когда цены становятся относительно гибкими) эластичность изменения цен номинированных в долларах товаров по курсу составляет 0,17. ЭП валютного курса на цены номинированных в валютах стран — производителей товаров составляет 98%.

В случае включения в модель возможности выборы валюты для установления цен на импортные товары оценка ЭП обменного курса доллара на долларовые цены импорта составила 25%, на фиксированные в валютах страны-производителя — 95%. Таким образом, исследование показывает, что учет возможности выбора валюты для фиксации цены товара приводит к сохранению на существенном уровне (70 п.п.) дифференциала между оценками ЭП для цен товаров, номинированных в долларах и других валютах.

Авторы делают вывод о том, что страны, участвующие в международных расчетах, имеют стимулы устанавливать цены на свою продукцию в стабильных валютах (которой является доллар), что выражается в дополнительных выгодах для страны — импортера продукции (в данном случае, США): снижение ЭП и дальнейшее поддержание ценовой стабильности.

Работа [7] посвящена исследованию смещения оценок ЭП валютного курса на импортные цены в США за счет механизма конструирования индексов цен. Несмотря на то что авторы обнаруживают занижение оценки ЭП вследствие смещения отбора, степень этого смещения является умеренной по величине и незначительно искажает итоговые результаты. Таким образом, подтверждается традиционный для эмпирической литературы вывод, что ЭП валютного курса доллара на цены импорта в США является относительно низким и неполным.

В работе [8] осуществляется оценка эффекта переноса валютного курса на потребительскую инфляцию в развитых (АЕs — advanced economies) и развивающихся странах (ЕМЕs — emerging markets economies) в период 1994–2015 гг. Авторы

исследуют изменение степени ЭП в обоих типах стран в период до и после Мирового финансового кризиса. Выборка стран включает 11 развитых экономик и 22 страны с развивающимися рынками. Эконометрическая оценка модели строится на основе динамической панельной регрессии с использованием обобщенного метода моментов (GMM).

Авторы показывают, что на всем рассматриваемом горизонте времени ЭП в развитых странах находился на стабильно низком уровне. Значение показателя несущественно отличалось от нуля. Для стран с развивающимися рынками отмечается снижение масштаба ЭП обменного курса национальной валюты на инфляцию. В докризисный период удорожание национальной валюты на 10% приводило к снижению потребительских цен на 2% в течение года. После кризиса эластичность изменения показателей опустилась с 0,2 до 0,008.

Авторы отмечают, что снижение ЭП в ЕМЕs в посткризисный период частично связано со снижением инфляции. С учетом того, что на всем горизонте исследования АЕs характеризуются более низкими оценками эффекта переноса, чем ЕМЕs, авторы отмечают снижение эффекта переноса валютного курса на инфляцию при замедлении роста цен. Это соответствует теории ценообразования с учетом издержек «меню» (menu costs theory of price setting): при прочих равных в странах с более низкими темпами инфляции пересмотр цен осуществляется гораздо реже, что реализуется в сокращении числа пересмотров цен и в случае колебаний обменного курса. Авторы получают подтверждение статистически и экономически значимого влияния изменения темпа роста цен на масштаб эффекта переноса: при снижении инфляции на 1 п.п. ЭП снижается на 0,3–0,4 п.п. в долгосрочной перспективе. Более низкие значения ЭП способствуют дальнейшему поддержанию ценовой стабильности.

Таким образом, выводы исследования подтверждают существование различий в чувствительности инфляции к динамике обменного курса в зависимости от общего уровня экономического развития страны. Также результаты работы обосновывают необходимость проведения ДКП, направленной на снижение инфляции.

Работа [9] посвящена изучению характера и природы ЭП валютного курса на цены на примере Колумбии, являющейся малой открытой экономикой, в 2002–2015 гг. Эмпирической основой работы стала методика построения логистической модели векторной авторегрессии с «мягким переходом»

(logistic smooth transition (LST) VAR), оцененной при помощи байесовских методов.

Для получения оценок эффекта переноса авторы рассматривают как экзогенные, так и эндогенные шоки валютного курса. В обоих случаях исследование подтверждает существование неполного эффекта переноса шоков обменного курса колумбийского песо на инфляцию, в особенности на импортные цены. Экзогенный шок обменного курса в размере 1% (обесценение национальной валюты) приводит к росту импортных цен на 55–67% и общего уровня потребительских цен на 13–21% на горизонте одного года. Таким образом, подтверждается вывод о снижении ЭП по мере развития цепочки производства и распределения (distribution chain) товаров. Максимальное значение ЭП для ИПЦ достигает 40% за 4 года. Далее авторы показывают, что оценки ЭП оказываются весьма чувствительными к характеру эндогенных шоков, определивших динамику валютного курса, и общему состоянию экономики как в краткосрочном, так и долгосрочном периодах.

Результаты работы показывают, что ЭП валютного курса на цены в Колумбии является симметричным. В то же время отмечается нелинейность эффекта переноса: иными словами, реакция цен на различные по величине шоки обменного курса будет также отличаться. В работе отмечено, что ЭП возрастает по мере роста ИПЦ, разрыва ВВП и масштаба обесценения национальной валюты. Рост ставки межбанковского кредитования и волатильности цен и обменного курса, наоборот, приводит к снижению ЭП. Степень неопределенности величины ЭП постепенно увеличивается спустя некоторое время после шока.

Существует ряд особенностей экономик развивающихся и развивающихся стран, что также проецируется на характер ЭП в этих типах стран. В работе [10] подробно описываются отличительные черты эффекта переноса валютного курса на инфляцию в ЕМЕС, а также лежащие в их основе причины. По мнению авторов работы, для ЕМЕС характерны более высокие уровни инфляции, шоков обменных курсов валют и дисперсий этих показателей, а также тесная взаимосвязь между показателями волатильности обменных курсов и инфляции. Более высокие уровни ЭП в развивающихся странах обусловлены отсутствием инструментов хеджирования валютных рисков, преимущественное установление цен на экспортируемую продукцию в международных валютах, уязвимость к внешним шокам, преимущественно сырьевая структура экспорта и высокая доля торгуемых товаров,

включаемых в базовую потребительскую корзину. Поэтому шоки обменных курсов национальных валют ЕМЕС сильнее транслируются в колебания уровня цен.

На выборке из 28 развивающихся стран авторы показывают, что ЭП шоков обменного курса на потребительские цены в среднем составляет 22% через 1 год и 25% — через 2 года. При этом в работе отмечается строгая нелинейность ЭП: при увеличении размера шока обменного курса наблюдается более существенный рост цен. При обесценении национальной валюты более чем на 10 или 20% ЭП валютного курса на ИПЦ через 1 месяц равняется 18 и 25% соответственно против 6% для линейного случая.

Подчеркивается строгая асимметричность ЭП и в качестве ее основных причин выделяются большая склонность производителей товаров к повышению цены, нежели к их снижению, и близкая к полной загрузка производственных мощностей при производстве товаров экспортерами. Также для товаров высокого качества отмечается более высокая степень эффекта переноса.

Показано, что переход к ИТ снижает ЭП. Авторы соглашаются с позицией [11], что реализация инфляционного таргетирования способствует снижению инфляции и ее ожидаемых уровней, что заставляет фирмы менее охотно повышать цены на свою продукцию в свете желания сохранить свои конкурентные преимущества на рынке.

Этот вывод согласуется с результатами исследования [12], где на основе статистики по 114 развивающимся странам показано, что высокий уровень доверия населения к действиям монетарных властей способен снизить масштаб эффекта переноса в ЕМЕС. Режим политики центрального банка, результатом которого является закрепление инфляционных ожиданий вблизи номинального якоря денежно-кредитной политики, способен нивелировать внешние шоки, обуславливающие колебания обменного курса национальной валюты. В дальнейшем это будет способствовать поддержанию ценовой стабильности.

Нелинейность эффекта переноса вследствие наличия двунаправленной связи между обменным курсом и инфляцией была подчеркнута в работе [13]. Исследование авторов посвящено оценке ЭП валютного курса на потребительскую инфляцию в Мексике и Канаде в 2001–2013 гг. Методологической основой работы стала модель байесовской пороговой векторной авторегрессии [Bayesian threshold VAR (BTVAR)].

Результаты исследования показывают, что масштаб эффекта переноса определяется возможностями импортеров и местных производителей перекладывать увеличивающиеся издержки производства на конечного потребителя, что зависит от общего состояния экономики. Таким образом, продавцы товара более вероятно поднимут цены на свою продукцию в условиях подъема экономической активности, нежели в период рецессии, поэтому ускорение экономического роста способствует увеличению ЭП. В среднем, по данным статьи, ЭП обменного курса на потребительские цены в условиях низких темпов роста совокупного выпуска оставил 4,4% для Мексики и 3% для Канады по итогам года. Аналогичные значения для периода высоких темпов роста экономики были зафиксированы на уровнях 11,4 и 7% соответственно.

Сходные результаты были получены в работе [14] на основе модели распределенных лагов при использовании статистики по 19 странам, осуществившим переход к режиму инфляционного таргетирования. Выводы работы показали, что в среднем во всех странах наблюдалось сокращение ЭП после перехода центральных банков к ИТ. Однако наибольший эффект проявился в странах со средним уровнем доходов, нежели в наиболее развитых странах.

На основе всего вышесказанного можно сделать следующие выводы об особенностях ЭП в развитых и развивающихся странах:

1. Развивающиеся экономики в большей мере зависимы от конъюнктуры внешних рынков и состояния платежного баланса, поэтому в среднем они имеют более высокий ЭП.

2. Эластичность цен по обменному курсу снижается по мере сокращения инфляции, и это особенно характерно для ЕМЕС.

3. Масштаб эффекта переноса зависит от общего состояния экономики страны и является чувствительным к сдвигам в ее структуре.

4. Переход к политике инфляционного таргетирования и укрепление доверия экономических агентов к политике монетарных властей способствуют снижению эффекта переноса, особенно в ЕМЕС.

5. ЭП обладает свойствами асимметричности и нелинейности.

ЭФФЕКТ ПЕРЕНОСА В РОССИИ

Авторы наиболее ранних работ по исследованию эффекта переноса валютного курса на инфляцию в России приходили к сходным выводам.

Согласно результатам исследования М. Т. Кадырова [15] на российских данных за период 1994–2008 гг. на основе векторной модели коррекции ошибок (VECM — vector error correction model), ЭП номинального обменного курса рубля на общий уровень потребительских цен составил 37%, а цен услуг — на 2%, что соотносится с представлениями о меньшей зависимости неторгуемых благ от колебаний обменных курсов. Выявленные на основе коинтеграционных соотношений структурные сдвиги — переход к политике валютного коридора в 1995 г. и экономический кризис 1998 г. — оказали значимое влияние на изменение степени ЭП в России.

В работе В. В. Добрынской [16] также отмечаются значительные изменения в оценках эффекта переноса в зависимости от колебаний бизнес-цикла и проявления кризисных событий в российской экономике. На основе VECM автор показала, что в среднем за период с 1998 по 2005 г. ЭП составлял 35% спустя год после шока. В течение кризиса эластичность цен по курсу возрастала до 63%. Затем после сокращения до нулевого уровня ЭП устанавливался на уровне 8%. В исследовании отмечается, что в 2003–2005 гг. в ответ на шоки обменного курса наибольшая реакция наблюдалась со стороны цен продовольственных товаров, что создавало определенные вызовы для денежных властей, так как продовольственные товары составляли наибольшую долю в потребительской корзине домашних хозяйств (и это могло привести к потерям благосостояния). Тем не менее на основе сравнения моделей с включенной денежной массой и без ее учета автор показывает, что на горизонте исследования приспособление денежной массы позволяло сглаживать шоки обменного курса за счет снижения ЭП и волатильности цен.

М. Катаранова [17] также получает оценки ЭП в России на основе модели распределенных лагов в период 2000–2008 гг. В соответствии с результатами исследования на полном горизонте исследования эластичность ИПЦ по номинальному обменному курсу рубля к доллару составляла 0,12 в краткосрочном периоде и 0,2 — в среднесрочном. При ограничении длины ряда до 2003–2008 гг. значение ЭП снижалось в силу улучшения внешнеэкономической конъюнктуры и, как следствие, преимущественном укреплении рубля. Превалирующая тенденция на удорожание национальной валюты в силу асимметричности ЭП также выражалась в меньшем воздействии на динамику цен. Автор утверждает, что слабая

конкурентная среда в российской экономике способствовала асимметричности ЭП.

В работе Ю. Пономарева [18] представлен весьма подробный анализ степени эффекта переноса валютного курса на цены в различных отраслях российской промышленности в 2000–2014 гг. Исследование базируется на аппарате векторной модели коррекции ошибок. Показано, что наиболее чувствительной к изменению динамики обменного курса национальной валюты оказалась отрасль добычи полезных ископаемых. Эластичность цен на продукцию обрабатывающих производств по курсу составила 0,112 спустя 1 месяц после шока. В целом автор отмечает относительно высокие масштабы ЭП шоков обменного курса на цены производителей промышленной продукции в России. Результаты декомпозиции вариации изменения цен производителей за 2014–2015 гг. свидетельствуют о том, что шоки валютного курса являются важным фактором динамики ИЦП. Авторы выделили факторы, которые приводят к высокому уровню ЭП в России: высокая доля импорта промежуточной продукции, низкий уровень рыночной конкуренции и дифференциации товаров, а также низкая ценовая эластичность спроса на промышленную продукцию.

В работе [3] довольно подробно исследуется ЭП для разных видов валют и индексов цен в 2000–2012 гг. Авторы при помощи векторной модели коррекции ошибок обнаруживают статистически и экономически значимый отклик цен в ответ на шоки валютного курса в краткосрочном и среднесрочном периодах. В среднем эластичность потребительских цен по номинальному эффективному обменному курсу рубля составляет 47,7%. При этом в среднесрочной перспективе (через 1 год) чувствительность инфляции к шокам обменного курса рубля к доллару выше, чем к евро (85,5% против 57%). Наблюдается асимметричность ЭП: в случае обесценения рубля инфляция выше, чем при удешевлении валюты. Рост волатильности обменного курса рубля способствует снижению эффекта переноса за счет редкого пересмотра цен вследствие высокого уровня неопределенности. В целом результаты исследования согласуются с оценками ЭП в развивающихся странах. Основное приспособление цен к шокам валютного курса реализуется через полгода.

По данным работы [19], максимальное значение эластичности индекса потребительских цен (ИПЦ) по номинальному обменному курсу рубля к бивалютной корзине составило 0,1. Исследование основано на модели байесовской структурной

векторной авторегрессии (BSVAR) с рекурсивной схемой при использовании статистических данных по России за период 2000–2015 гг. По результатам [20] на основе модели [bilateral panel VAR (BPVAR)] на аналогичном временном интервале ЭП составлял 0,2 после 12 месяцев.

Таким образом, результаты обзора эмпирической литературы по российской экономике показывают, что для России характерно наличие неполного эффекта переноса. Степень ЭП в России в большей мере соответствует уровням развивающихся экономик. Наиболее чувствительными к шокам обменного курса рубля оказываются цены продовольственных товаров. Влияние обменного курса национальной валюты на потребительскую инфляцию является существенным в силу высокого уровня потребления импортных товаров.

Все авторы отмечают наличие структурных сдвигов в российской экономике за последние 20 лет (экономические кризисы, смена режима ДКП), что приводит к существенному изменению масштаба эффекта переноса в различные временные промежутки. Авторы отмечают тесную взаимосвязь между валютной и денежно-кредитной политикой в России на историческом промежутке времени, что также повлияло на особенности эффекта переноса. ЭП валютного курса на цены в РФ является асимметричным в силу слабости конкуренции в российской промышленности (а значит, отсутствия серьезных стимулов к сдерживанию роста цен) и относительно недавнего перехода к режиму ИТ.

В рамках настоящего исследования мы хотим провести оценку ЭП валютного курса рубля на цены в России при помощи наиболее свежих статистических данных (до конца 2017 г.). Особый интерес представляет определение того, наблюдается ли существенное изменение величины ЭП после перехода к режиму инфляционного таргетирования.

МЕТОДОЛОГИЯ

Результаты обзора эконометрических исследований по оценке степени эффекта переноса валютного курса на инфляцию в различных странах показали, что большинство авторов учитывают эндогенный характер формирования отклика цен в зависимости от природы и масштаба шока обменного курса, а также общего уровня экономического развития и значения основных макроэкономических показателей. По мнению авторов статьи [21], изучение эф-

факта переноса заключается в установлении соотношения между динамикой этих показателей, но не в определении причинно-следственных взаимосвязей между ними, так как в их основе лежат одни и те же причины. Эффект переноса есть «индикатор баланса фундаментальных факторов спроса и предложения».

Поэтому в большинстве работ в эмпирической части исследований применяется аппарат векторных авторегрессий (vector autoregressions — VARs) или векторных моделей коррекции ошибок (vector error correction models — VECMs). Традиционно предполагается, что для анализа взаимосвязей между основными макроэкономическими переменными могут быть использованы теоретические макроэкономические модели, в частности DSGEs (dynamic stochastic general equilibrium models) или векторные авторегрессии. Каждый из методов позволяет оценить возможные последствия различных шоков или мероприятий регуляторов, а значит, имеет ценность и для разработки макроэкономической политики. DSGEs имеют обоснование на основе микроэкономической теории и предполагают установление строгого характера взаимосвязей между отдельными показателями. Однако эти модели зачастую подвергаются критике в силу жесткости налагаемых ограничений и, как следствие, ухудшения прогностической силы. Сравнение прогностических способностей моделей DSGE и байесовских VAR на основе относительной среднеквадратической ошибки в работе [22] показало, что последние демонстрируют лучшие результаты в большинстве случаев.

При построении векторных авторегрессий установление характера взаимосвязи между переменными модели в значительной степени опирается на информацию, содержащуюся в исходных данных, и статистические свойства временных рядов [23]. Дальнейшее развитие методологии векторных авторегрессий позволило накладывать определенные структурные ограничения на параметры моделей, что сделало возможным учет некоторых теоретических аспектов: такие модели получили название структурных векторных авторегрессий (structural VARs — SVARs). SVARs широко применяются в современных макроэкономических исследованиях. SVARs являются подходящим инструментом для оценки эффекта переноса, поскольку учитывают наличие двусторонней взаимосвязи между показателями валютного курса и цен, а также зависимость от ключевых параметров, характеризующих кон-

кретную экономику (совокупный выпуск, инфляция, денежная масса и др.). Векторные авторегрессии показывают, что все переменные модели влияют друг на друга.

Поэтому для целей настоящего исследования будет применяться модель структурной векторной авторегрессии SVAR. Методология настоящего исследования опирается на ключевые работы, посвященные построению байесовских моделей VAR на российских данных [19, 24, 25]. Базовая постановка задачи модели VAR с m переменными и p лагами будет иметь вид [24]:

$$y_t = B_{const} + B_1 y_{t-1} + \dots + B_p y_{t-p} + \varepsilon_t,$$

где вектор макроэкономических переменных $y_t = (y_{1t} \dots y_{mt})'$, вектор констант $B_{const} = (C_1 \dots C_m)'$, авторегрессионные матрицы B_l (где l — номер лага), вектор ошибок $\varepsilon_t \sim N(0; \Sigma)$.

В сокращенной форме модель может быть представлена:

$$Y = XB + E.$$

Структуризация VAR-модели будет осуществляться на основе рекурсивного ранжирования переменных и ортогонализации по Холецкому. Рекурсивное ранжирование предполагает, что переменные упорядочиваются по скорости реакции на шоки от самой экзогенной до наиболее эндогенной. Этот подход применялся в работе [26]: в исследовании все переменные были разделены на две группы — те, которые мгновенно реагируют на шоки монетарной политики, например цены финансовых активов (fast-moving variables), и те, которые откликаются на монетарные инновации спустя несколько периодов, например заработные платы или компоненты расходов (slow-moving variables).

В рамках настоящего исследования, поскольку моделируется эффект переноса валютного курса на инфляцию в малой открытой экономике, все переменные модели разделены на три блока — переменные внешнего сектора, которые не реагируют на шоки внутренних макроэкономических переменных (к примеру, изменение параметров монетарной политики Банка России или шоки со стороны потребительского спроса) и значения которых задаются извне; внутренние макроэкономические переменные, реакция на шоки со стороны которых занимает несколько периодов; внутренние финансовые переменные, которые мгновенно приспосабливаются к раз-

личным изменениям прочих экономических параметров.

Ортогонализация по Холецкому означает представление ковариационной матрицы ошибок в виде произведения двух матриц $\Sigma = A \times B$ все элементы левой матрицы A выше главной диагонали являются нулевыми, что означает запрет одновременной реакции всех переменных модели в ответ на шоки [27, с. 41].

Однако далее возникает сложность с построением модели SVAR для анализа эффекта переноса валютного курса на цены в России, что связано с относительно непродолжительной достоверной статистикой по временным рядам в силу недавнего перехода России к рыночной экономике. С одной стороны, для наиболее подробного описания реальной экономики при помощи модельного аппарата необходим обширный учет ключевых макроэкономических показателей. Это минимизирует риски смещения эконометрических оценок параметров модели, повышает качество прогноза на ее основе и расширяет возможности качественной интерпретации количественных результатов.

С другой стороны, расширение перечня объясняющих переменных модели требует либо снижения глубины лага модели (что потенциально может ухудшить качество итоговой модели, так как многие переменные медленно реагируют на шоки), либо продления временного ряда, что невозможно применительно к России в силу обозначенной выше проблемы.

В этой связи переход от традиционной (частотной) эконометрики к байесовской является обоснованным. Байесовский подход предполагает, что исследователь объединяет информацию, содержащуюся в фактических данных, и априорную информацию о распределении коэффициентов модели [24]:

$$p(B, \Sigma | Y) \propto p(B, \Sigma) \times p(Y | B, \Sigma),$$

где $p(B, \Sigma)$ – плотность априорного распределения параметров модели; $p(Y | B, \Sigma)$ – функция максимального правдоподобия для VAR-модели; $p(B, \Sigma | Y)$ – плотность апостериорного распределения.

Таким образом, за счет учета априорных представлений исследователя о распределении коэффициентов модели происходит расшире-

ние пространства имеющейся информации, что позволяет производить оценку параметров модели на относительно коротких временных рядах, т.е. решить проблему «проклятия размерности» [28].

Далее необходимо выбрать разновидность априорного распределения коэффициентов модели. В настоящем исследовании будет применяться независимое нормально-обратное априорное распределение Уишарта (independent Normal Inverse Wishart prior – iNIWp), предполагающее, что вектор параметров модели B распределен по нормальному закону с некоторыми параметрами

\underline{B} и $\underline{\Sigma}_B$ (при этом априорная матрица ковариаций параметров модели $\underline{\Sigma}_B$ имеет произвольную форму), ковариационная матрица ошибок Σ имеет обратное распределение Уишарта с некоторыми параметрами \underline{S} и $\underline{\nu}$ и независимость B и Σ [24]:

$$\begin{cases} B \sim N(\underline{B}; \underline{\Sigma}_B) \\ \Sigma \sim IW(\underline{S}; \underline{\nu}) \\ B \text{ и } \Sigma \text{ независимы} \end{cases}$$

Наполнение содержания априорной ковариационной матрицы параметров $\underline{\Sigma}_B$ размерностью $s \times s$, где $s = m \times (1 + m \times p)$, для каждого элемента

ij равно [29]: $\left(\frac{\lambda_1}{I^{\lambda_3}}\right)^2$, если $i = j$; $\left(\frac{\sigma_i \lambda_1 \lambda_2}{\sigma_j I^{\lambda_3}}\right)^2$, если

$i \neq j$, и $(\sigma_i \lambda_4)^2$ для константы.

Экзогенный бор значений гиперпараметров априорного распределения $\lambda_{i=1,2,3,4}$ осуществляется в зависимости от характеристик результирующей модели. Параметр λ_1 , характеризующий общую «жесткость» априорного распределения, выбирается на уровне 0,1 [что подходит для B(S)VAR

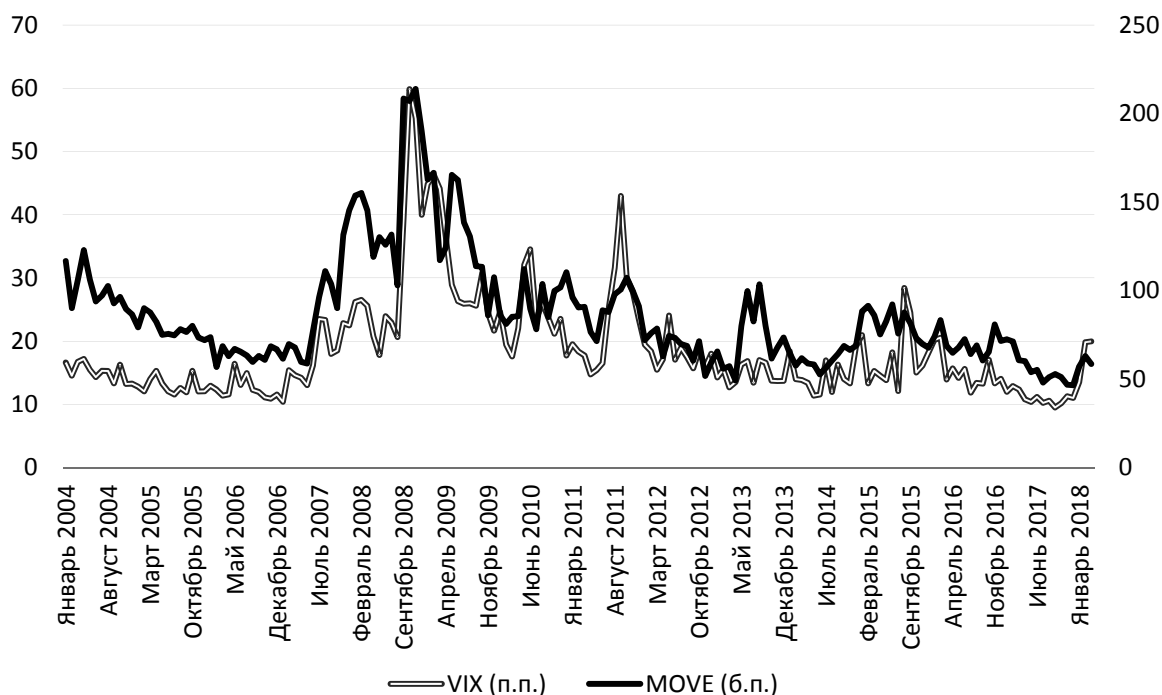


Рис. 1 / Fig. 1. Индексы MOVE (правая шкала) и VIX (левая шкала) в период 2004–2018 гг. / The MOVE (right axis) and VIX (left axis) indexes in 2004–2018

Источник / Source: Bloomberg.

средней размерности]. λ_2 равен 0,5, что означает равную степень важности для динамики каждой переменной ее значений и значений прочих переменных. λ_3 фиксируется на уровне 1, так как в настоящем исследовании используются нестационарные временные ряды. λ_4 присваивается значение 100, что свидетельствует об отсутствии наложения существенных ограничений на размер константы.

Независимость моментов априорных распределений для разных уравнений в соответствии с iNIWp позволяет накладывать нулевые ограничения на значения элементов априорной ковариационной матрицы параметров без потери значимости взаимосвязи между другими переменными модели. Поэтому в настоящем исследовании будут обнулены элементы матрицы \sum_B ,

которые отвечают за влияние внутренних российских макроэкономических переменных на переменные внешнего сектора (нефтяные цены и волатильность процентных ставок в США), поскольку такое влияние фактически отсутствует в силу того, что Россия является малой открытой экономикой. В примере [29] таким образом моделируется экзогенное задание базовой ставки

ФРС для динамики доходностей государственных облигаций, безработицы и инфляции.

ДАННЫЕ

Для проведения настоящего исследования используются месячные данные за период 2002–2017 гг. Всего 9 переменных. Источники статистических данных — ресурсы Банка России, Росстата, Bloomberg.

К числу переменных, отражающих ситуацию на *внешних рынках*, относятся волатильность процентных ставок в США и нефтяные цены. Индекс MOVE (Merrill Lynch Option Volatility Estimate) — это вмененная месячная волатильность казначейских облигаций США (со сроками на 2, 5, 10 и 30 лет с весами 0,2/0,2/0,4/0,2). Этот показатель становится своеобразным индикатором волатильности всех процентных ставок в США. Индекс MOVE, равно как и индекс «страха» VIX, свидетельствует об уровне неопределенности на глобальных рынках облигаций и акций соответственно. В преддверии мирового финансового кризиса 2008 г. рост MOVE предшествовал VIX (рис. 1). Индекс MOVE является чувствительным к монетарной политике ФРС США: сообщения о свертывании программы количественного смягчения в США в 2013 г. обеспечили рост MOVE выше уровня VIX. Особенно важно

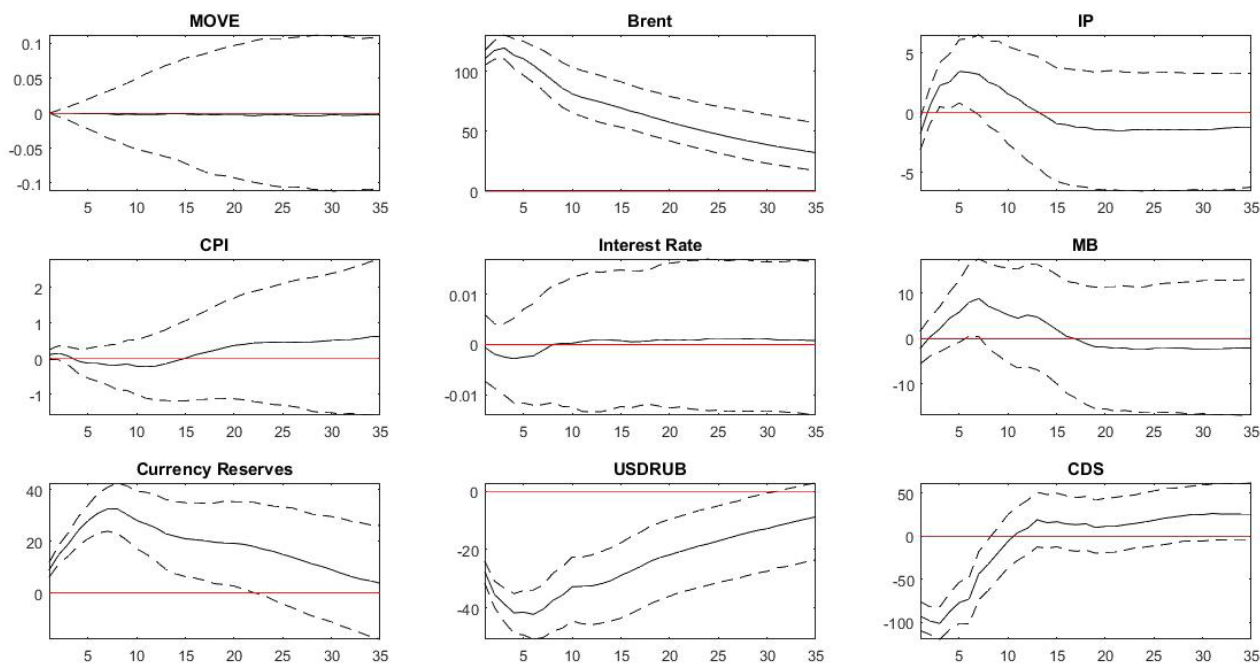


Рис. 2 / Fig. 2. Отклик переменных модели в ответ на положительный шок нефтяных цен / The impulse functions of model's variables in response to positive oil prices shock

Источник / Source: расчеты автора в программе Matlab / author's calculations in Matlab.

учитывать этот показатель в настоящее время, поскольку тенденция на нормализацию ДКП ФРС способствует оттоку капитала с развивающихся рынков и, в частности, России.

Далее уровень нефтяных цен сорта Brent отражает условия нефтяного рынка, что особенно важно для ресурсных экономик. Улучшение динамики цен нефтяного рынка способствует притоку валютной выручки в Россию, что выражается в увеличении доступности долларовой ликвидности, укреплении национальной валюты и подъему деловой активности. Учет этого показателя важен для оценки ЭП в России в силу высокой зависимости динамики обменного курса рубля от условий торговли. В период до 2008 г. в условиях роста нефтяных цен Банк России был вынужден предотвращать излишнее укрепление рубля за счет операций на открытом рынке, и валютные интервенции были основным инструментом денежно-кредитной политики регулятора. Это подтверждает тесную взаимосвязь между условиями внешних рынков и параметрами курсовой политики монетарных властей.

Набор ключевых *внутренних макроэкономических переменных* будет включать индексы промышленного производства (для аппроксимации делового цикла) и цен. Для получения более подробной информации о специфике эффекта пере-

носа валютного курса на инфляцию в России будут рассмотрены следующие индексы цен: индекс цен производителей промышленных товаров (ИЦП), базовый индекс потребительских цен (ИПЦ), индекс потребительских цен на продовольственные товары и индекс потребительских цен на услуги.

Перечень *внутренних финансовых переменных* содержит следующие показатели: процентную ставку, широкую денежную базу и валютные резервы Банка России (как основные индикаторы степени жесткости и содержания политики денежных властей), обменный курс рубля и суверенную премию за риск. Для отражения политики процентных ставок Центрального банка РФ будет использована среднемесячная фактическая межбанковская ставка по кредитам в рублях на срок от 31 до 90 дней МІАСR (краткосрочные процентные ставки наиболее близки к значениям ключевой ставки Банка России). Межстрановая премия за риск вложений в российские активы будет учитываться в виде спреда по кредитным дефолтным свопам (credit default swap — CDS) сроком на 5 лет. Для отражения динамики обменного курса национальной валюты будут учитываться номинальный обменный курс доллара США к рублю (USDRUB) и номинальный эффективный обменный курс рубля (nominal effective exchange rate — NEER).

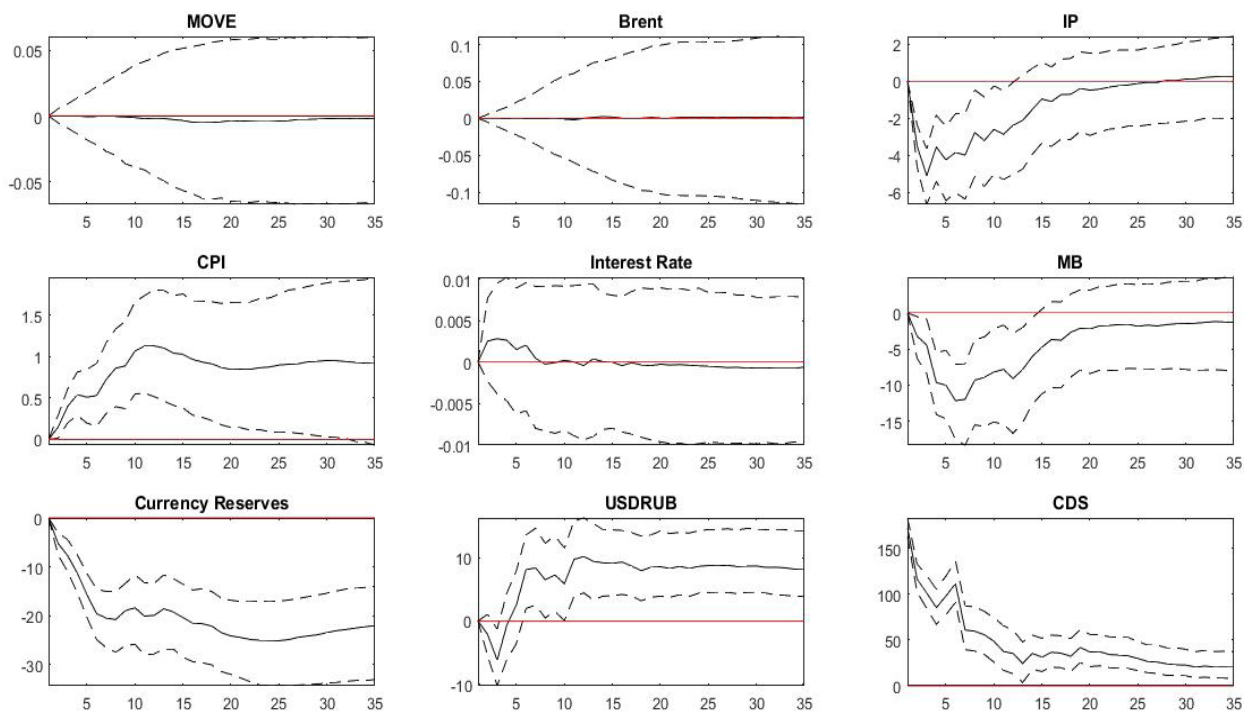


Рис. 3 / Fig. 3. Отклик переменных модели в ответ на положительный шок CDS-спреда / The impulse functions of model's variables in response to positive CDS spread shock

Источник / Source: расчеты автора в программе Matlab / author's calculations in Matlab.

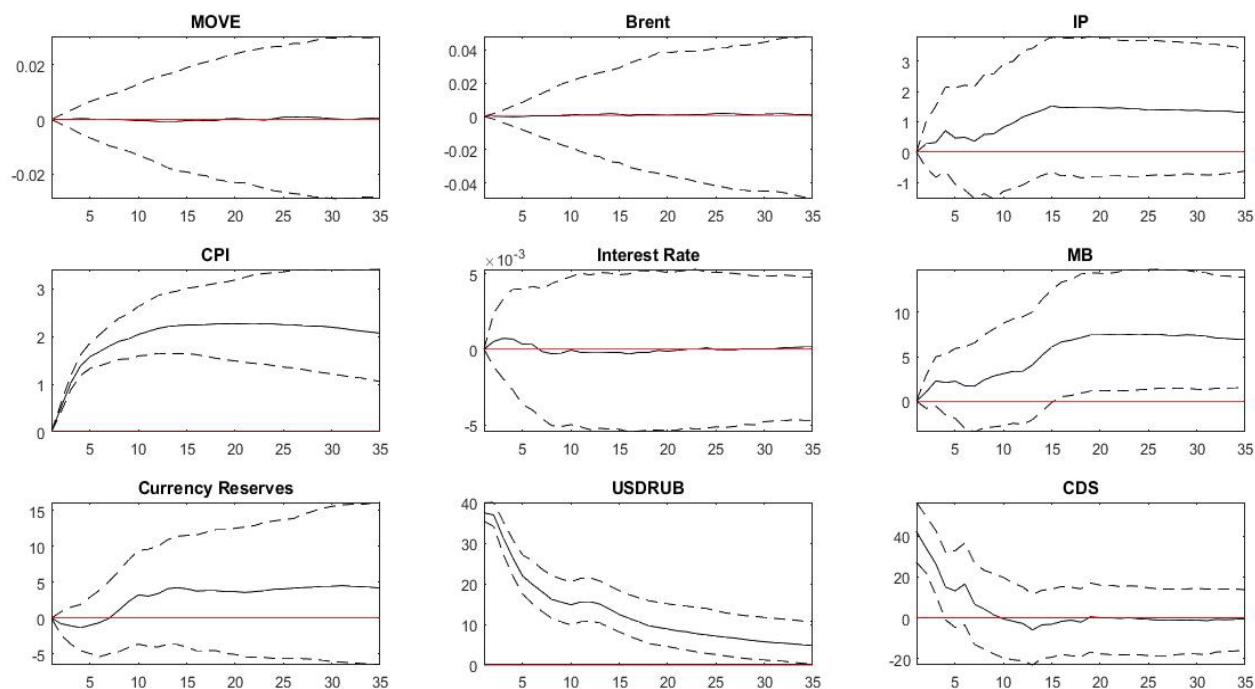


Рис. 4 / Fig. 4. Отклик переменных модели в ответ на ослабление рубля / The impulse functions of model's variables in response to ruble depreciation

Источник / Source: расчеты автора в программе Matlab / author's calculations in Matlab.

Все индексы цен приводятся к базовому 2010 г. (январь 2010 г. = 100%). Переменные промышленного производства, цен, валютных резервов и денежной базы очищаются от сезонных эффектов в пакете Eviews при помощи фильтра X-11. Все переменные, кроме процентных ставок, включаются в модель в логарифмах уровней, помноженных на коэффициент 1300. Процентные ставки рассматриваются в долях. Нестационарность временных рядов учитывается при выборе гиперпараметра априорного распределения.

Модель будет учитывать длину лага на уровне 13 периодов (в силу месячной периодичности данных). Поэтому число оцениваемых коэффициентов BSVAR модели с 9 переменными, 13 лагами и константой равно $(9 \times 13 + 1) \times 9 = 1062$. Дополнительные спецификации модели будут включать модели с одним, тремя и шестью лагами. Расчеты будут осуществляться в пакете Matlab при помощи программного кода [29, 30].

Оценка эффекта переноса будет осуществлена на различных исторических промежутках, что соответствует периодам относительной однородности ДКП в России, для сравнения полученных результатов:

- с 2002 по 2013 г. — в период до окончательного перехода к инфляционному таргетированию, когда основными инструментами регулятора стали операции на открытом рынке и инструменты рефинансирования коммерческих банков;
- с 2002 по 2017 г. — на всем временном горизонте.

РЕЗУЛЬТАТЫ

Реакция переменных модели в ответ на шоки эндогенных факторов представляет верные с точки зрения экономической теории результаты. Рост нефтяных цен приводит к снижению рисков российской экономики, укреплению национальной валюты, накоплению резервов Банка России в иностранной валюте и расширению промышленного производства (рис. 2). Положительный шок суверенной риск-премии России сопровождается ослаблением российского рубля, снижением деловой активности и ускорением инфляции (рис. 3).

Ослабление российского рубля способствует росту потребительских цен (рис. 4). Можно заметить, что значимый рост индекса потребительской инфляции в ответ на обесценение рубля относительно американского доллара сохраняется в течение длительного времени — более трех лет. Между

тем, максимальный отклик со стороны инфляции проявляется спустя 1 год после шока.

Ниже представлены результаты расчета эластичностей индексов цен по номинальному обменному курсу рубля (в паре с долларом США и валютами основных торговых партнеров России) в соответствии с различными спецификациями модели (см. таблицу).

На основе этого можно выделить следующие особенности эффекта переноса валютного курса на инфляцию в России. Во-первых, индекс цен производителей проявляет наибольшую чувствительность к шокам валютного курса по сравнению с другими ценовыми индексами, что соответствует представлениям о том, что эффект переноса валютного курса снижается по мере развития цепочки распределения товаров. Эффект переноса шоков валютного курса на цены производителей в 2002–2017 гг. в среднем достигает 12–13%. Несколько менее масштабным является влияние динамики обменного курса на изменение потребительских цен в 2002–2017 гг.: здесь эластичность составляет порядка 9–10%.

Во-вторых, влияние шоков обменного курса рубля на ИЦП сохраняется в течение сравнительно небольшого периода времени — до 1 года. Функция импульсного отклика имеет ярко выраженную куполообразную форму (рис. 5).

В-третьих, включение в модель полной длины ряда (до 2017 г. по сравнению с выборкой 2002–2013 гг.) приводит к снижению результирующей оценки ЭП: это свидетельствует в пользу того, что учет периода инфляционного таргетирования позволяет зафиксировать снижение ЭП валютного курса на цены в России. Более того, байесовские методы позволяют провести оценку ЭП в 2014–2017 гг. Стоит отметить, что к этим оценкам ЭП стоит относиться с осторожностью вследствие ограниченности длины временного ряда. Тем не менее здесь эффект переноса шоков обменного курса рубля на потребительскую инфляцию снижается до 4–6%. Это косвенно указывает на то, что переход к ИТ снижает зависимость инфляции в России от колебаний валютного курса.

В-четвертых, чувствительность темпа роста цен на услуги к шокам валютного курса оказалась ниже эластичности цен на продовольствие по валютному курсу практически по всех спецификациях модели. Оценки переноса шоков валютного курса на продовольственную инфляцию оказались близки к эластичностям потребительских цен.

В-пятых, получение более низких оценок ЭП по сравнению с результатами некоторых рассмо-

Оценка эффекта переноса шоков валютного курса российского рубля на цены в 2002–2017 гг. /
The estimation of the Russian ruble exchange rate pass-through to prices in 2002–2017

Индикатор валютного курса	Период	Индикатор инфляции				
		Базовая спецификация модели (13 лагов)				
		Базовый ИПЦ	ИПЦ	ИЦП	ИПЦ на продовольствие	ИПЦ на услуги
Обменный курс доллара США к рублю USDRUB (рост показателя означает ослабление российского рубля)	2002–2017 гг.	7,18%	6,81%	8,22%	6,75%	5,84%
	2002–2013 гг.		7,16%	14,47%		
Индекс номинального эффективного обменного курса рубля (рост показателя означает укрепление российского рубля)	2002–2017 гг.	–2,41%	–1,50%	–4,97%	–2,13%	–0,83%
Модель (1 лаг)						
Обменный курс доллара США к рублю USDRUB (рост показателя означает ослабление российского рубля)	2002–2017 гг.	13,19%	12,36%	17,74%	13,00%	12,09%
	2014–2017 гг.		4,60%			
Модель (3 лага)						
Обменный курс доллара США к рублю USDRUB (рост показателя означает ослабление российского рубля)	2002–2017 гг.	9,19%	9,94%	12,41%	9,87%	9,57%
	2014–2017 гг.		6,17%			
Модель (6 лагов)						
Обменный курс доллара США к рублю USDRUB (рост показателя означает ослабление российского рубля)	2002–2017 гг.	9,01%	8,88%	11,27%	8,82%	9,37%

Источник / Source: расчеты автора / author's calculations.

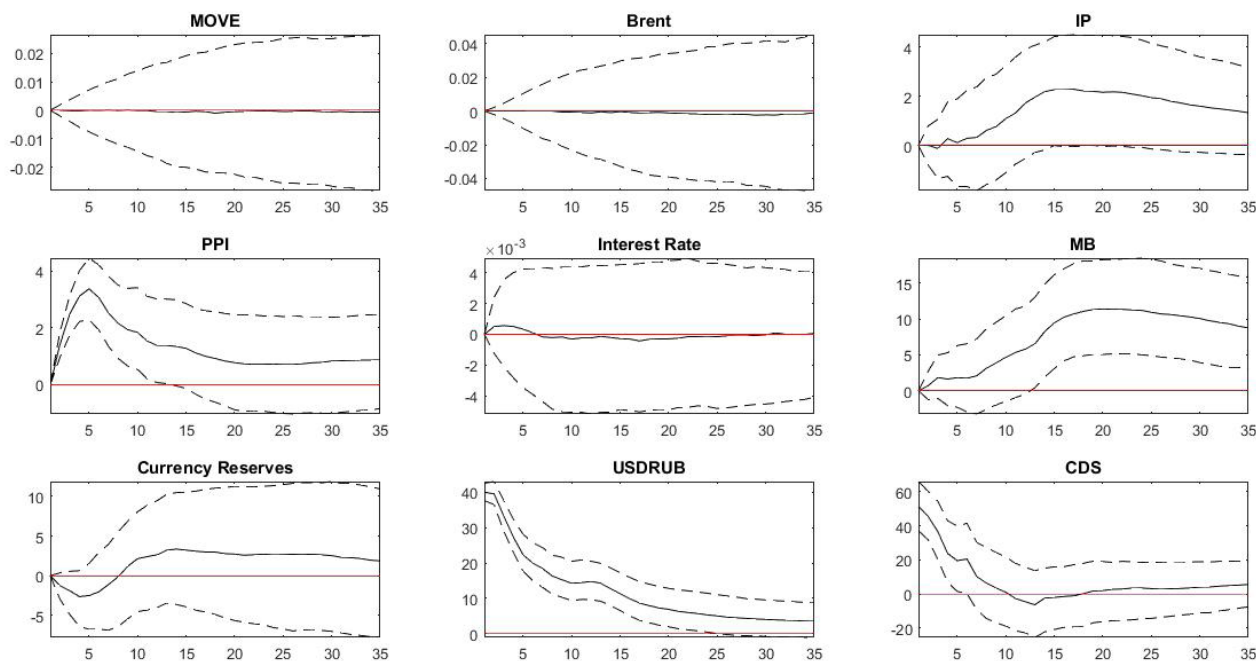


Рис. 5 / Fig. 5. Реакция индекса цен производителей в ответ на обесценение рубля /
The reaction of the producer price index in response to ruble depreciation

Источник / Source: расчеты автора в программе Matlab / author's calculations in Matlab.

тренных выше исследований по России может быть связано с асимметричностью эффекта переноса: в течение длительного времени, особенно до 2008 г., несмотря на благоприятную конъюнктуру внешних рынков, в России наблюдались положительные темпы роста цен.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Оценка эффекта переноса валютного курса на инфляцию представляет серьезную исследовательскую задачу, поскольку ЭП является своеобразным индикатором чувствительности параметров национальной экономики к шокам со стороны внешних рынков и должен учитываться при разработке экономической политики.

Анализ статистических данных по российской экономике за период 2002–2017 гг. показал, что обесценение национальной валюты приводит к статистически и экономически значимому росту цен в России. Шоки валютного курса моментально транслируются в цены: изменение динамики ценовых индексов происходит одновременно с шоками валютного курса. Средняя эластичность ИПЦ по валютному курсу через 3 года составляет 9,5%. Медианное значение эффекта переноса динамики курса на цены производителей — 12,5%. Эффект изменения уровня цен сохраняется значимым в течение длительного времени: свыше трех лет

для потребительских цен и до года — для цен производителей.

Сравнение оценок степени ЭП обменного курса на цены на горизонтах 2002–2013 и 2002–2017 гг. указывает на снижение зависимости уровня цен от динамики валютного курса в последнее время. Сокращение ЭП после перехода к инфляционному таргетированию становится серьезным аргументом, свидетельствующим в пользу целесообразности изменения режима монетарной политики ЦБР.

В настоящее время стремление центральных банков развитых стран к ужесточению денежно-кредитного регулирования (что приведет к сокращению спреда между процентными ставками в развитых и развивающихся странах) создает угрозы оттока капитала с рынков развивающихся стран и снижению спроса на государственные облигации федерального займа (ОФЗ) в России. Рост ежемесячной добычи нефти в США связан с рисками для балансировки нефтяного рынка, что может привести к возобновлению снижения нефтяных цен. Реализация этих событий, которые сохраняют актуальность в среднесрочной перспективе, связана с рисками ослабления российской валюты. В то же время снижение ЭП в результате перехода к ИТ позволяет защитить национальную экономику от конъюнктуры внешних рынков и снизить инфляционные риски.

СПИСОК ИСТОЧНИКОВ

1. Юдаева К. О возможностях, целях и механизмах денежно-кредитной политики в текущей ситуации. *Вопросы экономики*. 2014;(9):4–12.
2. Бадасен П. В., Картаев Ф. С., Хазанов А. А. Эконометрическая оценка влияния валютного курса на динамику выпуска. *Деньги и кредит*. 2015;(7):41–49.
3. Пономарев Ю., Трунин П., Улюкаев А. Эффект переноса динамики обменного курса на цены в России. *Вопросы экономики*. 2014;(3):21–35.
4. Goldberg P. K., Hellerstein R. A structural approach to explaining incomplete exchange-rate pass-through and pricing-to-market. *American Economic Review*. 2008;98(2):423–429. DOI: 10.1257/aer.98.2.423
5. Comunale M., Kunovac D. Exchange rate pass-through in the euro area. ECB Working Paper Series. 2017;(2003). URL: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp2003.en.pdf> (дата обращения: 20.05.2018).
6. Gopinath G., Itskhoki O., Rigobon R. Currency choice and exchange rate pass-through. *American Economic Review*. 2010;100(1):304–336. DOI: 10.1257/aer.100.1.304
7. Gagnon E., Mandel B. R., Vigfusson R. J. Missing import price changes and low exchange rate pass-through. *American Economic Journal: Macroeconomics*. 2014;6(2):156–206. DOI: 10.1257/mac.6.2.156
8. Jašová M., Moessner R., Takáts E. Exchange rate pass-through: What has changed since the crisis? BIS Working Papers. 2016;(583). URL: <https://www.bis.org/publ/work583.pdf> (дата обращения: 20.05.2018).
9. Rincón-Castro H., Rodríguez-Niño N. Nonlinear state and shock dependence of exchange rate pass-through on prices. BIS Working Papers. 2018;(690). URL: <https://www.bis.org/publ/work690.pdf> (дата обращения: 20.05.2018).
10. Caselli F. G., Roitman A. Non-linear exchange rate pass-through in emerging markets. IMF Working Paper. 2016;(1). URL: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2016/wp1601.pdf> (дата обращения: 20.05.2018).
11. Taylor J. B. Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review*. 2000;44(7):1389–1408. DOI: 10.1016/S 0014–2921(00)00037–4
12. De Mendonça H. F., Tiberto B. P. Effects of credibility and exchange rate pass-through on inflation: An assessment for developing countries. *International Review of Economics and Finance*. 2017;50:196–244. DOI: 10.1016/j.iref.2017.03.027
13. Donayre L., Panovska I. State-dependent exchange rate pass-through behavior. *Journal of International Money and Finance*. 2016; 64:170–195. DOI: 10.1016/j.jimonfin.2016.02.018
14. Dilla S., Achsani N. A., Anggraeni L. Do inflation targeting really reduced exchange rate pass-through? *International Journal of Economic and Financial Issues*. 2017;7(3):444–452.
15. Кадыров М. Т. Влияние валютного курса на цены при наличии структурных сдвигов. *Прикладная эконометрика*. 2010;19(3):9–22.
16. Добрынская В. В. Эффект переноса и монетарная политика в России: что изменилось после кризиса 1998 г.? *Экономический журнал Высшей школы экономики*. 2007;11(2):213–233. URL: http://ecsoman.hse.ru/data/2010/08/23/1215102487/11_02_04.pdf (дата обращения: 20.05.2018).
17. Катранова М. Связь между обменным курсом и инфляцией в России. *Вопросы экономики*. 2010;(1):44–62.
18. Пономарев Ю. Эффект переноса динамики обменного курса рубля в цены в российских отраслях промышленности. *Экономическая политика*. 2015;10(5):53–70. DOI: 10.18288/1994–5124–2015–5–03
19. Пестова А., Мамонов М. Оценка влияния различных шоков на динамику макроэкономических показателей в России и разработка условных прогнозов на основе BVAR-модели российской экономики. *Экономическая политика*. 2016;11(4):56–92. DOI: 10.18288/1994–5124–2016–4–03
20. Faryna O. Exchange rate pass-through and cross-country spillovers: Some evidence from Ukraine and Russia. BOFIT Discussion Papers. 2016;(14). URL: <https://helda.helsinki.fi/bof/bitstream/handle/123456789/14368/dp1416.pdf?sequence=1> (дата обращения: 20.05.2018).
21. Худякова Л., Поливач А. Экспортируемая и импортируемая инфляция в открытых экономиках. *Деньги и кредит*. 2016;(10):34–42.
22. Малаховская О. Использование моделей DSGE для прогнозирования: есть ли перспективы? *Вопросы экономики*. 2016;(12):129–146.
23. Пестова А., Мамонов М. Обзор методов макроэкономического прогнозирования: в поисках перспективных направлений для России. *Вопросы экономики*. 2016;(6):45–76.

24. Демешев Б.Б., Малаховская О.А. Картографирование BVAR. *Прикладная эконометрика*. 2016;(3):118–141.
25. Ломиворотов Р. Влияние внешних шоков и денежно-кредитной политики на экономику России. *Вопросы экономики*. 2014;(11):122–139.
26. Bernanke B. S., Boivin J., Elias P. Measuring the effects of monetary policy: A factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. *The Quarterly Journal of Economics*. 2005;120(1):387–422. DOI: 10.1162/0033553053327452
27. Пестова А.А. Об оценке эффектов монетарной политики в России: роль пространства шоков и изменений режимов политики. *Вопросы экономики*. 2018;(2):33–55.
28. Bloor C., Matheson T. Analysing shock transmission in a data-rich environment: A large BVAR for New Zealand. *Empirical Economics*. 2009;39(2):537–558. DOI: 10.1007/s00181–009–0317–3
29. Blake A., Mumtaz H. Applied Bayesian econometrics for central bankers. Centre for Central Banking Studies Technical Handbook. 2012;(4).
30. Kolb B. Codes on Bayesian VARs using the Gibbs sampler. URL: <http://www.bkolb.eu/codes/> (дата обращения: 20.05.2018).

REFERENCES

1. Yudaeva K. On the opportunities, targets and mechanisms of monetary policy under the current conditions. *Voprosy ekonomiki*. 2014;(9):4–12. (In Russ.).
2. Badasen P., Kartaev F. S., Khazanov A.A. The econometric assessment of the exchange rate influence on output dynamics. *Den'gi i kredit = Russian Journal of Money and Finance*. 2015;(7):41–49. (In Russ.).
3. Ponomarev Yu., Trunin P., Ulyukaev A. The exchange rate pass-through in Russia. *Voprosy ekonomiki*. 2014;(3):21–35. (In Russ.).
4. Goldberg P.K., Hellerstein R. A structural approach to explaining incomplete exchange-rate pass-through and pricing-to-market. *American Economic Review*. 2008;98(2):423–429. DOI: 10.1257/aer.98.2.423
5. Comunale M., Kunovac D. Exchange rate pass-through in the euro area. ECB Working Paper Series. 2017;(2003). URL: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp2003.en.pdf> (accessed 20.05.2018).
6. Gopinath G., Itskhoki O., Rigobon R. Currency choice and exchange rate pass-through. *American Economic Review*. 2010;100(1):304–336. DOI: 10.1257/aer.100.1.304
7. Gagnon E., Mandel B.R., Vigfusson R.J. Missing import price changes and low exchange rate pass-through. *American Economic Journal: Macroeconomics*. 2014;6(2):156–206. DOI: 10.1257/mac.6.2.156
8. Jašová M., Moessner R., Takáts E. Exchange rate pass-through: What has changed since the crisis? BIS Working Papers. 2016;(583). URL: <https://www.bis.org/publ/work583.pdf> (accessed 20.05.2018).
9. Rincón-Castro H., Rodríguez-Niño N. Nonlinear state and shock dependence of exchange rate pass-through on prices. BIS Working Papers. 2018;(690). URL: <https://www.bis.org/publ/work690.pdf> (accessed 20.05.2018).
10. Caselli F. G., Roitman A. Non-linear exchange rate pass-through in emerging markets. IMF Working Paper. 2016;(1). URL: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2016/wp1601.pdf> (accessed 20.05.2018).
11. Taylor J. B. Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review*. 2000;44(7):1389–1408. DOI: 10.1016/S 0014–2921(00)00037–4
12. De Mendonça H. F., Tiberto B. P. Effects of credibility and exchange rate pass-through on inflation: An assessment for developing countries. *International Review of Economics and Finance*. 2017;50:196–244. DOI: 10.1016/j.iref.2017.03.027
13. Donayre L., Panovska I. State-dependent exchange rate pass-through behavior. *Journal of International Money and Finance*. 2016;64:170–195. DOI: 10.1016/j.jimonfin.2016.02.018
14. Dilla S., Achsani N.A., Anggraeni L. Do inflation targeting really reduced exchange rate pass-through? *International Journal of Economic and Financial Issues*. 2017;7(3):444–452.
15. Kadyrov M. T. The influence of exchange rate on prices in the presence of structural shifts. *Prikladnaya ekonomika=Applied Econometrics*. 2010;19(3):9–22. (In Russ.).
16. Dobrynskaya V.V. The exchange rate pass-through and monetary policy in Russia: What has changed since the crisis 1998? *Ekonomicheskii zhurnal Vysshei shkoly ekonomiki = Higher School of Economics Economic Journal*. 2007;(2):213–233. URL: http://ecsocman.hse.ru/data/2010/08/23/1215102487/11_02_04.pdf (accessed 20.05.2018). (In Russ.).

17. Kataranova M. The relationship between the exchange rate and inflation in Russia. *Voprosy ekonomiki*. 2010;(1):44–62. (In Russ.).
18. Ponomarev Yu. Exchange rate pass-through in Russian production prices. *Ekonomicheskaya politika=Economic Policy*. 2015;10(5):53–70. (In Russ.). DOI: 10.18288/1994–5124–2015–5–03
19. Pestova A., Mamonov M. Estimating the influence of various macroeconomic indicators and developing conditional forecasts on the basis of BVAR model for the Russian economy. *Ekonomicheskaya politika=Economic Policy*. 2016;11(4):56–92. (In Russ.). DOI: 10.18288/1994–5124–2016–4–03
20. Faryna O. Exchange rate pass-through and cross-country spillovers: Some evidence from Ukraine and Russia. BOFIT Discussion Papers. 2016;(14). URL: <https://helda.helsinki.fi/bof/bitstream/handle/123456789/14368/dp1416.pdf?sequence=1> (accessed 20.05.2018).
21. Khudyakova L., Polivach A. Exported and imported inflation in open economies. *Den'gi i kredit = Russian Journal of Money and Finance*. 2016;(10):34–42. (In Russ.).
22. Malakhovskaya O. DSGE-based forecasting: What should our perspective be? *Voprosy ekonomiki*. 2016;(12):129–146. (In Russ.).
23. Pestova A., Mamonov M. A survey of methods for macroeconomic forecasting: Looking for perspective directions in Russia. *Voprosy ekonomiki*. 2016;(6):45–76. (In Russ.).
24. Demeshev B.B., Malakhovskaya O. A. BVAR mapping. *Prikladnaya ekonometrika=Applied Econometrics*. 2016;(3):118–141. (In Russ.).
25. Lomivorotov R. Impact of external shocks and monetary policy on Russian economy. *Voprosy ekonomiki*. 2014;(11):122–139. (In Russ.).
26. Bernanke B. S., Boivin J., Elias P. Measuring the effects of monetary policy: A factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. *The Quarterly Journal of Economics*. 2005;120(1):387–422. DOI: 10.1162/0033553053327452
27. Pestova A.A. On the effects of monetary policy in Russia: The role of the space of spanned shocks and the policy regime shifts. *Voprosy ekonomiki*. 2018;(2):33–55. (In Russ.).
28. Bloor C., Matheson T. Analysing shock transmission in a data-rich environment: A large BVAR for New Zealand. *Empirical Economics*. 2009;39(2):537–558. DOI: 10.1007/s00181–009–0317–3
29. Blake A., Mumtaz H. Applied Bayesian econometrics for central bankers. Centre for Central Banking Studies Technical Handbook. 2012;(4).
30. Kolb B. Codes on Bayesian VARs using the Gibbs sampler. URL: <http://www.bkolb.eu/codes/> (accessed 20.05.2018).

ИНФОРМАЦИЯ ОБ АВТОРЕ

Марина Григорьевна Тиунова — аспирант экономического факультета, Московский государственный университет имени М. В. Ломоносова, Москва, Россия
 tiunovamg@gmail.com

ABOUT THE AUTHOR

Marina G. Tiunova — postgraduate student, Faculty of Economics, Lomonosov Moscow State University, Moscow, Russia
 tiunovamg@gmail.com