



Банк России



СЕНТЯБРЬ 2019

Исследование асимметрии и нелинейности переноса динамики обменного курса в инфляцию

Серия докладов об экономических исследованиях, № 45

А. Андреев

Содержание

1. Введение	4
2. Обзор литературы	5
3. Методика исследования.....	6
3.1 Выбор переменных.....	7
3.1.1 Фактор экономической активности	8
3.1.2 Фактор инфляционных ожиданий.....	10
3.1.3 Динамика цен в странах – торговых партнерах	11
3.2 Описание моделей.....	12
3.2.1 Линейная регрессия.....	12
3.2.2 Регрессия с меняющимися коэффициентами.....	13
3.2.3 Регрессия с переключающимися режимами	14
3.2.4 Регрессия с фиктивными переменными, отражающими волатильность курса	14
3.2.5 Полиномиальная регрессия для курса	15
3.2.6 Регрессия с эффектом переноса, зависящим от волатильности курса	15
4. Результаты	16
4.1 Оценки эластичности цен по ослаблению рубля.....	16
4.2 Вклад импортируемой инфляции	19
5. Асимметрия эффекта переноса в долгосрочном периоде	20
6. Устойчивость полученных результатов	22
7. Проверка предсказательной силы модели.....	24
8. Заключение	25
Литература	27
Приложение.....	30

Андрей Андреев

Банк России, Департамент денежно-кредитной политики

E-mail: AndreevAV@cbr.ru

Автор выражает признательность Анне Лукьяновой за оказанную помощь при анализе литературы, а также Юлии Плущевской, Юрию Ачкасову и Константину Стырину за полезные замечания и предложения.

Все права защищены. Настоящий доклад выражает личную позицию авторов, которая может не совпадать с официальной позицией Банка России. Банк России не несет ответственности за содержание доклада. Любое воспроизведение представленных материалов допускается только с разрешения авторов.

Фото на обложке: Shutterstock/FOTODOM

Адрес: 107016, г. Москва, ул. Неглинная, 12
Телефон: +7 495 771-91-00, +7 495 621-64-65 (факс)
Официальный сайт Банка России: www.cbr.ru

РЕЗЮМЕ

В работе представлен ряд моделей, которые могут использоваться для анализа и декомпозиции динамики инфляции. Отличительной особенностью этих моделей является учет возможной нелинейности и асимметрии эффекта переноса валютного курса в цены. Проведенный анализ говорит о наличии асимметрии эффекта переноса в краткосрочном периоде. Полученные результаты позволяют объяснить периоды ускорения и замедления инфляции.

Ключевые слова: инфляция, декомпозиция, эффект переноса.

JEL-классификация: С32, С34, С38, Е37.

1. Введение

Исследование природы влияния различных факторов инфляции, выявление характера этого влияния имеют важное значение при проведении денежно-кредитной политики, направленной на поддержание ценовой стабильности. В зависимости от факторов, под воздействием которых происходит изменение инфляции, принимается решение о необходимости реакции на них со стороны денежно-кредитной политики. Одним из таких факторов является динамика обменного курса. Изменение обменного курса влияет на цены импортируемых товаров и внешний спрос на экспортируемые, что может приводить к изменению инфляции. Такой механизм называется эффектом переноса. Эффект переноса может меняться из-за изменений структуры экономики, таких как переход Банка России к инфляционному таргетированию и режиму свободного курсообразования. Также с 2014 г. Правительством Российской Федерации проводился ряд мер, направленных на повышение устойчивости российской экономики к внешним шокам (например, импортозамещение, диверсификация экспорта), что тоже могло повлиять на масштабы курсового переноса и его характеристики.

В настоящей работе исследуется асимметрия и нелинейность краткосрочного переноса динамики обменного курса рубля в цены в период с 2011 по 2018 год. Полученные результаты отвергают отсутствие асимметрии и нелинейности в эффекте переноса в краткосрочном периоде. Ослабление рубля в целом сильнее влияет на цены, чем его укрепление. При этом эластичность цен по обменному курсу возрастает в периоды большей курсовой волатильности. В то же время проведенный анализ свидетельствует о том, что нельзя отвергнуть гипотезу и симметрии эффекта переноса в долгосрочном периоде.

Данная работа структурирована следующим образом. В разделе 2 приводится обзор литературы. В разделе 3 представлено описание методики исследования, состоящее из двух частей. В подразделе 3.1 описываются используемые данные, а также метод построения факторов инфляционных ожиданий и экономической активности. В подразделе 3.2 представлены различные подходы для моделирования инфляции, позволяющие учесть возможность асимметричного и нелинейного эффекта переноса. В разделе 4 приводятся результаты анализа и сравниваются оценки переноса курса в инфляцию в краткосрочном периоде, полученные с использованием различных моделей. В разделе 5 анализируется асимметрия эффекта переноса в долгосрочном периоде. В разделе 6 обсуждается устойчивость полученных оценок эффекта переноса.

В разделе 7 приводится анализ точности прогнозов инфляции, сделанных с использованием различных моделей. Заключение содержит краткое обобщение полученных результатов.

2. Обзор литературы

В литературе принято выделять два теоретических подхода в анализе эффекта курсового переноса. Первый из них основывается на микроэкономической теории фирм и их стратегическом взаимодействии (Dornbusch, 1987 и Krugman, 1987). Среди факторов, определяющих масштабы эффекта переноса, например, называют уровень конкуренции в отрасли, наличие изолированных экспортного и внутреннего рынков и другие. Второй описывает макроэкономические факторы, воздействующие на эффект переноса: например, режимы управления инфляцией и обменным курсом центрального банка (Devereux and Engel, 2002 и Taylor, 2000). Таким образом, два этих подхода выделяют совершенно разные факторы эффекта переноса.

Исследователи указывают на такие особенности эффекта переноса курсовой динамики в инфляцию, как нелинейность и асимметрия. Под нелинейностью понимается такая реакция цен на курсовые колебания, когда цены меняются непропорционально изменению стоимости валюты. Асимметрия же предполагает, что одинаковое ослабление и укрепление валюты имеют разный эффект на цены. В качестве источников асимметрии и нелинейности часто указывают сравнительно большую жесткость (негибкость) цен в сторону снижения по сравнению с их повышением, а выпуска, наоборот, в сторону повышения.

Так, в работе Peltzman, 2000 экспортеры получают ценовое преимущество при ослаблении национальной валюты, что может привести к росту экспортных продаж. При этом в случае достижения полной загрузки мощностей вместо увеличения производства при ослаблении национальной валюты экспортеры, вероятно, повысят цены на внутреннем рынке. В обратной ситуации при укреплении национальной валюты экспортеры потеряют конкурентоспособность и долю на международном рынке, если не снизят цены в национальной валюте на внутреннем рынке. При значительном изменении курса уменьшение внутренних цен ниже уровня средних издержек невыгодно. Таким образом, жесткость цен на снижение характеризуется меньшим изменением инфляции из-за укрепления национальной валюты, чем из-за ее ослабления, а также большей эластичностью цен по изменению обменного курса при более значительных курсовых колебаниях.

В литературе представлены различные результаты оценки нелинейности и асимметрии эффекта переноса. В работе Marazzi et al., 2005 исследуется нелинейность эффекта переноса для экономики США, связанная с величиной курсовых колебаний. Авторы не обнаружили нелинейности эффекта переноса. Схожий результат был получен Herzberg et al., 2003 при исследовании нелинейности и асимметрии эффекта переноса курсовой динамики в цены для экономики Великобритании. В исследованиях Feinberg, 1989; Athukorala, 1991; Olivei, 2002 также не была обнаружена асимметрия и нелинейность эффекта переноса.

В то же время в ряде работ была обнаружена асимметрия и нелинейность эффекта переноса в цены как на отраслевом уровне (Mahdavi, 2002), так и для экономик в целом: Bussiere, 2006 – для стран G7; Weber, 2000 – для азиатских стран.

Характер обнаруженной асимметрии также достаточно сильно отличается в разных исследованиях. Не всегда «цены растут быстрее, чем снижаются», как в работе Peltzman, 2000. Например, Gil-Pareja, 2000 анализирует асимметрию эффекта переноса в различных отраслях европейских стран. Полученные результаты указывают на значительные различия в степени и направлении асимметрии между странами и отраслями.

В литературе представлены различные результаты оценки эффекта переноса для России. Они колеблются в зависимости от методологии и рассматриваемой выборки данных в достаточно широком диапазоне. Большинство из них лежат в интервале от 0,05 в краткосрочном периоде до 0,5 в долгосрочном, что не противоречит полученным в этой работе выводам. В тех работах, где исследовалась асимметрия эффекта переноса, она была обнаружена. При этом все авторы указывают, что ослабление рубля сильнее влияет на цены, чем его укрепление (вплоть до отсутствия эффекта на цены от укрепления рубля). Такие результаты совпадают с выводами данной работы. В ряде исследований проводился анализ различий эффекта переноса на разных временных выборках. Полученные результаты свидетельствуют о росте эффекта переноса во время кризисов и увеличения курсовой волатильности (1998, 2008–2009, 2014–2015 гг.), что совпадает с выводами данной работы. Краткий перечень основных выводов различных работ приведен в табл. 3 приложения.

3. Методика исследования

Для исследования свойств эффекта переноса курсовой динамики построены модели с различными подходами к включению переменной обменного курса рубля. В част-

ности, рассматриваемые спецификации предполагают асимметрию и нелинейность переноса курсовой динамики в цены. Все описанные модели построены на месячных данных с исключением сезонности (Сапова et al., 2018) на одинаковой выборке с 2011 по 2018 год.

Настолько короткая выборка снижает эффективность тестов на значимость. Однако использование более длинной выборки ограничено доступностью данных об инфляционных ожиданиях населения.

3.1 Выбор переменных

Для корректной оценки эффекта переноса необходима модель, учитывающая, помимо курсовой динамики, и другие факторы, влияющие на инфляцию. Традиционно в литературе (Campa and Goldberg, 2005) к ним относят в первую очередь инфляционные ожидания, экономическую активность (как проксиматор для оценки динамики реальных предельных издержек) и динамику цен в странах – торговых партнерах.

Доступно большое количество индикаторов экономической активности и инфляционных ожиданий. Однако при их использовании возникают классические проблемы: выбор малого количества индикаторов ведет к потере информации, содержащейся в пропущенных переменных, включение всех индикаторов снижает эффективность оценок. В такой ситуации было принято решение включить в модель ненаблюдаемые факторы экономической активности и инфляционных ожиданий. Эти факторы были оценены при помощи динамических факторных моделей (подробнее см.: Forni et al., 2000 и Stock and Watson, 2010). Данный класс моделей позволяет использовать информацию из нескольких переменных, но при этом избежать «проклятия размерности» либо необходимости исключать часть индикаторов.

Выбор переменных, используемых при построении индикатора экономической активности, учитывает результаты предварительного анализа значимости разнообразных переменных при моделировании ценовой динамики (Андреев, 2016). Так, например, различные переменные, которые отражают совокупное предложение тех или иных товаров в экономике, в среднем плохо описывают краткосрочные изменения ценовой динамики и могут служить лишь индикаторами каких-либо шоков.

Лag инфляции, который часто используется в качестве прокси для инфляционных ожиданий, оказывается незначимым в уравнениях с фактором инфляционных ожиданий (например, спецификация (7.2) в табл. 1 приложения), поэтому не используется в моделях.

Различные монетарные переменные оказались также незначимы для определения краткосрочной динамики инфляции (например, спецификация (7.1) табл. 1 приложения).

Подробнее методика оценки факторов экономической активности и инфляционных ожиданий приведена в разделах 3.1.1 и 3.1.2 соответственно. Методика построения индекса цен стран – торговых партнеров приведена в разделе 3.1.3.

3.1.1 Фактор экономической активности

В рамках указанного подхода предполагается, что наблюдаемые индикаторы экономической активности зависят от ненаблюдаемого общего фактора, динамики обменного курса рубля (асимметрия влияния обменного курса рубля на фактор экономической активности оказалась незначимой) и случайных идиосинкратических шоков:

$$X_t^j = \beta_0^j * Econ_t + \beta_1^j * Econ_{t-1} + \beta_2^j * usd_{t-1} + \varepsilon_t^j, \quad (1)$$

где:

X_t^j – наблюдаемые переменные, характеризующие экономическую активность, значимые при моделировании ценовой динамики (Андреев, 2016). Переменные использованы в терминах прироста к предыдущему месяцу с исключением сезонности. $j = \{\text{оборот розничной торговли; объем платных услуг; реальная заработная плата}^1; \text{продажи новых автомобилей}^2\}$;

$Econ_t$ – ненаблюдаемый фактор экономической активности³;

usd_t – изменение курса рубля к доллару США;

ε_t^j – независимые шоки, имеющие нормальное распределение.

Фактор экономической активности с лагом включен в уравнение для учета возможной опережающей динамики отдельных переменных. Например, рост зарплат при ускорении экономической активности может происходить раньше, чем рост розничной торговли. Курс рубля включен в уравнения для устранения влияния курсовой динамики на фактор экономической активности. Результатом такого подхода является ортогональность оцененного фактора к курсовой динамике, что обеспечивает ортогональность объясняющих переменных в уравнении для инфляции. Индикатор инфляционных ожиданий не включен в уравнение (1), так как в модель инфляции инфляционные ожидания включены с меньшим лагом, а значит, для ортогонализации необходимо рассмотреть лишь зависимость инфляционных ожиданий от экономической активности.

¹ Источник: Росстат (<http://rosstat.ru>).

² Источник: Ассоциация европейского бизнеса (<http://aeb.ru>).

³ Описания использованных переменных приведены в табл. 2 приложения.

Для оценки ненаблюдаемой переменной используется фильтр Калмана со следующим предположением о ее динамике:

$$Econ_t = \rho * Econ_{t-1} + (1 - \rho) * TrendEcon_t + u_t; \quad (2)$$

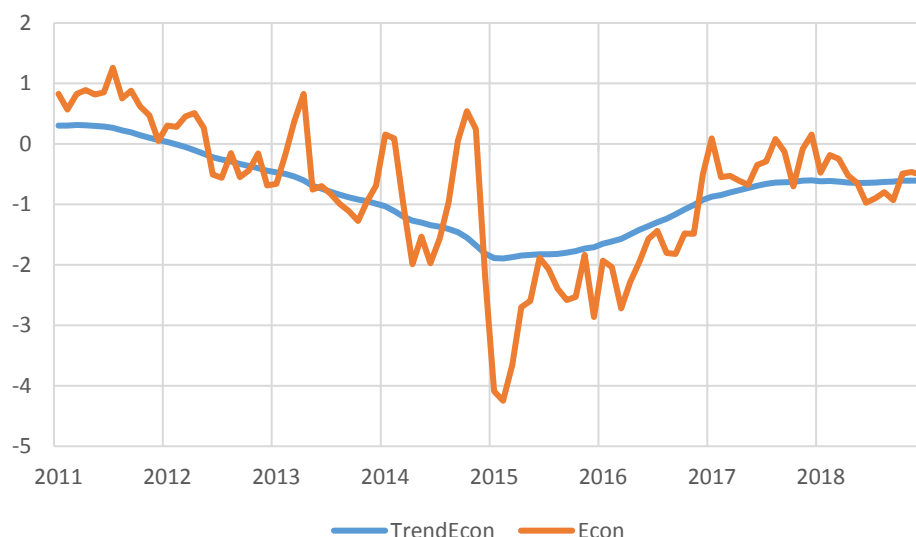
$$TrendEcon_t = TrendEcon_{t-1} + v_t, \quad (3)$$

где u_t и v_t – независимые шоки, имеющие нормальное распределение.

Переменная $TrendEcon$ является оценкой изменяющегося во времени трендового прироста в ненаблюдаемом факторе экономической активности. Уравнение (3) допускает, что трендовый прирост в ненаблюдаемом факторе по построению может быть нестационарным, однако такая спецификация чаще всего используется для моделирования динамики без ограничений (Jalles, 2009). В такой спецификации разрыв $Econ - TrendEcon$ (темп роста экономической активности выше трендового) может рассматриваться как индикатор воздействия экономической активности на инфляцию и инфляционные ожидания.

Динамика полученного фактора экономической активности приведена на рис. 1. Как видно, максимальный проинфляционный эффект экономической активности наблюдался в конце 2014 г., что было связано с ажиотажным спросом. После этого в 2015–2016 гг. эффект был отрицательным на фоне снижения реальных доходов населения. В 2018 г. фактор экономической активности находился вблизи тренда, что ассоциируется с незначительным воздействием на инфляцию.

Рисунок 1. Динамика ненаблюдаемого фактора экономической активности



3.1.2 Фактор инфляционных ожиданий

Фактор инфляционных ожиданий, как и фактор экономической активности, строится с использованием динамических факторных моделей, что позволяет учесть информацию, содержащуюся в различных индикаторах инфляционных ожиданий. Для ортогонализации в уравнения добавлены курсовая динамика и фактор экономической активности (лаг 3 периода для фактора экономической активности обеспечивает ортогональность факторов инфляционных ожиданий и экономической активности в моделях инфляции, так как разница в лагах фактора экономической активности и инфляционных ожиданий в модели инфляции составляет 3 месяца); также учитывается возможная асимметричность влияния курса на ожидания.

$$Y_t^j = \beta_0^j * Exp_t + \beta_1^j * Exp_{t-1} + \beta_2^j * usdD_{t-1} + \beta_3^j * usdA_{t-1} + \beta_4^j * (Econ_{t-3} - TrendEcon_{t-3}) + \varepsilon_t^j, \quad (4)$$

где:

Y_t^j – наблюдаемые переменные, характеризующие ожидания. $j = \{\text{баланс ответов населения об инфляции, ожидаемой в следующем месяце; баланс ответов населения об инфляции, ожидаемой в следующие 12 месяцев}^4; \text{баланс ответов организаций об ожидаемой инфляции в следующие 3 месяца; баланс ответов организаций розничной торговли об ожидаемой инфляции в следующие 3 месяца}^5; \text{баланс ответов организаций об изменении отпускных цен в следующие 3 месяца}^6\}$;

Exp_t – ненаблюдаемый фактор инфляционных ожиданий;

$usdD_t$ и $usdA_t$ – ослабление и укрепление рубля относительно доллара США соответственно;

ε_t^j – независимые шоки, имеющие нормальное распределение.

Для оценки ненаблюдаемой переменной используется фильтр Калмана с предположением о ее динамике того же вида, что и для фактора экономической активности:

$$Exp_t = \rho * Exp_{t-1} + (1 - \rho) * TrendExp_t + u_t; \quad (5)$$

$$TrendExp_t = TrendExp_{t-1} + v_t. \quad (6)$$

В переменных, характеризующих инфляционные ожидания населения, есть пропуски из-за нерегулярности опросов до апреля 2014 года. Фильтр Калмана позволяет

⁴ Источник: ООО «инФОМ» (<http://fom.ru>).

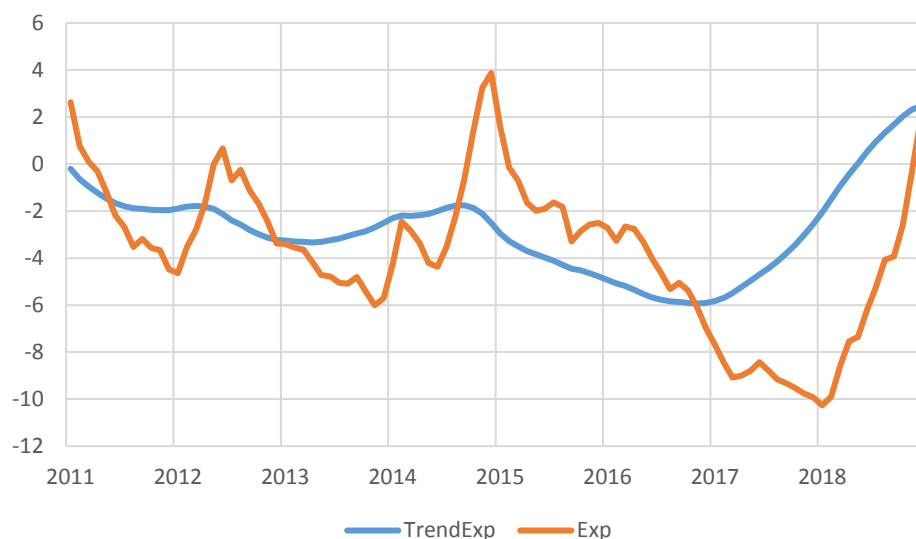
⁵ Источник: Банк России (<http://cbr.ru>).

⁶ Источник: Российский экономический барометр (<http://imemo.ru>).

работать с переменными, имеющими пропуски, и может учитывать информацию из этих переменных (Hamilton, 1994).

Динамика полученного фактора экономической активности приведена на рис. 2. Инфляционные ожидания имели максимальный проинфляционный эффект в конце 2014 г., что может быть связано с высоким темпом роста цен и ожиданием его сохранения в будущем. При этом в начале 2018 г., когда большинство индикаторов инфляционных ожиданий находились на историческом минимуме, построенный фактор инфляционных ожиданий также указывал на минимальный проинфляционный эффект. К концу 2018 г. из-за всплеска цен на топливо и расширения санкций инфляционные ожидания значительно возросли.

Рисунок 2. Динамика ненаблюдаемого фактора инфляционных ожиданий



3.1.3 Динамика цен в странах – торговых партнерах

Контрольная переменная для динамики цен в странах – торговых партнерах построена аналогично Campa and Goldberg, 2005. Консолидированный индекс зарубежных цен (P_f) определяется с использованием статистики о номинальном (NEER) и реальном (REER) индексах обменного курса рубля: $P_f = \frac{NEER * P}{REER}$ (где P – уровень внутренних цен). Приросты получаемого индекса цен используются как прокси изменения цен во всех странах – торговых партнерах, взвешенные пропорционально обороту международной торговли.

При включении полученного показателя в рассматриваемые уравнения для краткосрочной ценовой динамики он оказывался незначим (например, спецификация (7.3) в табл. 1 приложения).

3.2 Описание моделей

Для моделирования эффекта переноса используются следующие разновидности регрессий, дающие возможность оценить асимметричный и (за исключением референсного варианта) нелинейный эффект переноса:

- линейная в качестве референсного варианта;
- с переменными коэффициентами;
- с переключающимися режимами;
- с фиктивными переменными, отражающими волатильность курса;
- полиномиальная регрессия;
- с эффектом переноса, зависящим от волатильности курса.

Для анализа инфляции перечисленные выше модели строились на очищенных от сезонности месячных данных на выборке с 2011 по 2018 год. В качестве зависимой переменной использовался логарифм роста цен (*CPI*), в качестве объясняющих – отклонение фактора инфляционных ожиданий от тренда (*Exp-TrendExp*), отклонение фактора спроса от тренда (*Econ-TrendEcon*) и изменение курса доллара США (*usdD* – ослабление рубля, *usdA* – укрепление рубля). Большинство моделей плохо объясняют высокую инфляцию в январе 2015 года. Так как настолько высокая инфляция не повторяется в исследуемой выборке, решено рассматривать ее как выброс, а для устранения его влияния на результаты во все модели добавлена фиктивная переменная на этот период (*D201501*).

Выбор использованных в работе спецификаций делался на основании информационного критерия Акаике. В ошибках всех моделей есть серийная автокорреляция первого порядка и нет гетероскедастичности.

Результаты оценки всех перечисленных моделей приведены в приложении. Коэффициенты перед некоторыми переменными незначимы, однако их исключение влияет на результат незначительно. В связи с этим эти переменные сохранены для лучшей сопоставимости результатов оценки различных моделей.

3.2.1 Линейная регрессия

Модель линейной регрессии, в которой используются оцененные факторы инфляционных ожиданий и экономической активности, а эффект переноса не меняется во времени, будет рассматриваться как референсная.

$$CPI_t = \beta_0 + \beta_1(Exp_{t-1} - TrendExp_{t-1}) + \beta_2(Econ_{t-4} - TrendEcon_{t-4}) + \beta_3usdD_t + \beta_4usdD_{t-1} + \beta_5usdD_{t-2} + \beta_6usdA_t + \beta_7usdA_{t-1} + \beta_8usdA_{t-2} + \beta_9D201501 + \varepsilon_t, \quad (7)$$

где ϵ_t – ошибка, описываемая процессом AR(1).

3.2.2 Регрессия с меняющимися коэффициентами

Первая модификация референсной модели – это регрессия с меняющимися коэффициентами перед переменными, характеризующими ослабление и укрепление рубля. Данный подход не специфицирует экзогенные переменные, определяющие динамику эластичности цен по обменному курсу, так как это не всегда можно сделать единственным образом. Так, с ростом волатильности курсовых колебаний экономические агенты могут адаптироваться к ним, что должно приводить к снижению эффекта переноса валютного курса на инфляцию. Это может быть вызвано, например, развитием системы хеджирования валютных рисков экономическими агентами. В то же время при существенных колебаниях валютного курса в периоды кризисных событий и сопутствующего им резкого роста неопределенности эффект переноса может возрастать из-за опасений экономических агентов относительно будущей динамики курса. В такой ситуации изменение во времени эффекта переноса может задаваться процессом случайного блуждания (уравнения (10) и (11) (Durbin and Koopman, 2001).

$$CPI_t = \beta_0 + \beta_1(Exp_{t-1} - TrendExp_{t-1}) + \beta_2(Econ_{t-4} - TrendEcon_{t-4}) + \beta_3^t(usdD_t + \gamma_1 usdD_{t-1} + \gamma_2 usdD_{t-2}) + \beta_4^t(usdA_t + \gamma_3 usdA_{t-1} + \gamma_3 usdA_{t-2}) + \beta_5 D201501 + Shk_t; \quad (8)$$

$$Shk_t = \rho Shk_{t-1} + \epsilon_t; \quad (9)$$

$$\beta_3^t = \beta_3^{t-1} + u_t; \quad (10)$$

$$\beta_4^t = \beta_4^{t-1} + v_t. \quad (11)$$

Модель инфляции с ненаблюдаемой и меняющейся во времени эластичностью по курсу оценена с использованием фильтра Калмана. Использование нескольких оценок фильтра Калмана (для оценки ненаблюдаемых переменных и меняющихся эффектов переноса) необходимо, чтобы исключить влияние инфляции на ненаблюдаемые переменные при оценке.

Также рассматривалась спецификация, предполагающая, что в уравнении (8) меняться во времени могут все коэффициенты β . Однако полученные с ее использованием результаты практически не отличаются от результатов модели, где меняется со временем лишь чувствительность инфляции к обменному курсу. Поэтому спецификация со всеми меняющимися во времени коэффициентами в дальнейшем рассматриваться не будет.

3.2.3 Регрессия с переключающимися режимами

Оценку меняющегося и нелинейного переноса можно проводить с использованием модели с переключающимися режимами. Такой подход предполагает, что существует несколько режимов, каждый из которых характеризуется своим эффектом переноса и описывается отдельным уравнением (Hamilton, 1994). Предполагается, что в каждый момент времени определенный режим наступает с какой-то вероятностью. При этом вероятность каждого режима в момент времени t не зависит от того, какой режим наблюдался в момент времени $t-1$.

В данной работе рассматриваются два режима (количество определяется на основании информационных критериев) с различными эффектами переноса изменений обменного курса в цены. Один режим характеризует ситуацию с низкой курсовой волатильностью, второй – с высокой.

Режим 1:

$$CPI_t = \beta_0 + \beta_1(Exp_{t-1} - TrendExp_{t-1}) + \beta_3(Econ_{t-4} - TrendEcon_{t-4}) + \beta_4^1 usdD_t + \beta_5^1 usdD_{t-1} + \beta_6^1 usdD_{t-2} + \beta_7^1 usdA_t + \beta_8^1 usdA_{t-1} + \beta_9^1 usdA_{t-2} + \beta_{10} D201501 + \varepsilon_t, \quad (12)$$

где ε_t – ошибка, описываемая процессом AR(1).

Режим 2:

$$CPI_t = \beta_0 + \beta_1(Exp_{t-1} - TrendExp_{t-1}) + \beta_3(Econ_{t-4} - TrendEcon_{t-4}) + \beta_4^2 usdD_t + \beta_5^2 usdD_{t-1} + \beta_6^2 usdD_{t-2} + \beta_7^2 usdA_t + \beta_8^2 usdA_{t-1} + \beta_9^2 usdA_{t-2} + \beta_{10} D201501 + \nu_t, \quad (13)$$

где ν_t – ошибка, описываемая процессом AR(1).

Традиционно предполагается, что вероятности режимов описываются логистической функцией от экзогенной переменной. В данной работе используется стандартное отклонение ежедневных котировок курса доллара США к рублю внутри месяца как индикатор курсовой волатильности (SD , уравнение (14)):

$$\Pr(\text{Режим 1}) = \text{logit}(\alpha_0 + \alpha_1 SD_t). \quad (14)$$

3.2.4 Регрессия с фиктивными переменными, отражающими волатильность курса

Подход, основанный на использовании в регрессии фиктивных переменных, схож с регрессиями с переключающимися режимами (Hansen, 2011). В нем также на инфляцию по-разному влияют объясняющие переменные – в зависимости от режима (уравнения (12) и (13)). Однако текущий режим определяется тем, превысила ли заданная переменная (в этой работе это стандартное отклонение ежедневных котировок курса дол-

лара США к рублю внутри месяца, SD) пороговое значение. Граница определяется исходя из минимизации информационного критерия. Другими словами, динамика инфляции определяется уравнением (12), если $SD < SD^*$, и уравнением (13) в остальных случаях (SD^* – граница смены режимов). Такая модель может оцениваться в виде одного уравнения с фиктивной переменной, отражающей, с какой стороны от пограничного значения SD^* находится волатильность SD в каждом конкретном периоде:

$$CPI_t = \beta_0 + \beta_1(Exp_{t-1} - TrendExp_{t-1}) + \beta_3(Econ_{t-4} - TrendEcon_{t-4}) + Dsd_t * (\beta_4^1 usdD_t + \beta_5^1 usdD_{t-1} + \beta_6^1 usdD_{t-2} + \beta_7^1 usdA_t + \beta_8^1 usdA_{t-1} + \beta_9^1 usdA_{t-2}) + (1 - Dsd_t) * (\beta_4^2 usdD_t + \beta_5^2 usdD_{t-1} + \beta_6^2 usdD_{t-2} + \beta_7^2 usdA_t + \beta_8^2 usdA_{t-1} + \beta_9^2 usdA_{t-2}) + \beta_{10} D201501 + \varepsilon_t, \quad (15)$$

где:

$$Dsd_t = \begin{cases} 1, & \text{когда } SD_t < SD^* \\ 0, & \text{когда } SD_t \geq SD^* \end{cases} \quad (16)$$

ε_t – ошибка, описываемая процессом AR(1).

3.2.5 Полиномиальная регрессия для курса

Нелинейный эффект переноса может моделироваться с помощью использования в регрессии переменной курса в степенях, отличных от единицы. Это позволяет смоделировать меньшую эластичность цен по курсу в моменты слабых курсовых колебаний и наоборот – возрастающую эластичность при росте величины курсовых колебаний. В этой работе оценивалась следующая линейная модель:

$$CPI_t = \beta_0 + \beta_1(Exp_{t-1} - TrendExp_{t-1}) + \beta_3(Econ_{t-4} - TrendEcon_{t-4}) + \beta_4 usdD_t^3 + \beta_5 usdD_{t-1}^3 + \beta_6 usdD_{t-2}^3 + \beta_7 usdA_t + \beta_8 usdA_{t-1} + \beta_9 usdA_{t-2}^3 + \beta_{10} D201501 + \varepsilon_t, \quad (17)$$

где ε_t – ошибка, описываемая процессом AR(1). Кубическая зависимость выбрана исходя из максимизации информационного критерия Шварца.

3.2.6 Регрессия с эффектом переноса, зависящим от волатильности курса

Эффект переноса может зависеть от волатильности курса, что можно явно отразить в модели за счет включения в нее соответствующей переменной. В качестве меры волатильности используется стандартное отклонение ежедневных котировок курса доллара США к рублю внутри месяца (SD). Эффект переноса строится при помощи линейной регрессии, где в качестве объясняющих переменных используются показатели изменения курса, умноженные на его стандартное отклонение.

$$CPI_t = \beta_0 + \beta_1(Exp_{t-1} - TrendExp_{t-1}) + \beta_3(Econ_{t-4} - TrendEcon_{t-4}) + \beta_4usdD_t + \beta_5usdD_{t-1}SD_t + \beta_6usdD_{t-2}SD_t + \beta_7usdA_t + \beta_8usdA_{t-2}SD_t + \beta_9usdA_{t-2}SD_t + \beta_{10}D201501 + \varepsilon_t. \quad (18)$$

4. Результаты

4.1 Оценки эластичности цен по ослаблению рубля

В построенных моделях эффект от укрепления рубля на инфляцию слабый (табл. 1). Укрепление рубля обычно оказывает меньшее влияние на инфляцию, чем его ослабление. Это связано с характером наблюдаемой курсовой динамики: резкие изменения курса рубля практически всегда связаны с его ослаблением, в то время как укрепление рубля чаще всего происходит постепенно. В связи с этим анализ будет сфокусирован именно на эластичности цен по ослаблению рубля.

В описанных моделях инфляция зависит от изменения курса рубля в нескольких предыдущих периодах, поэтому методологически верно рассчитать единственный показатель эластичности цен по ослаблению рубля не представляется возможным. В качестве индикатора, который можно использовать для анализа динамики эластичности и сравнения результатов различных моделей, будем использовать сумму вкладов каждого лага курсовой динамики, деленных на соответствующее изменение курса. Полученные результаты представлены на рис. 3–4 и в табл. 1.

Рисунок 3. Динамика эластичности цен по ослаблению рубля

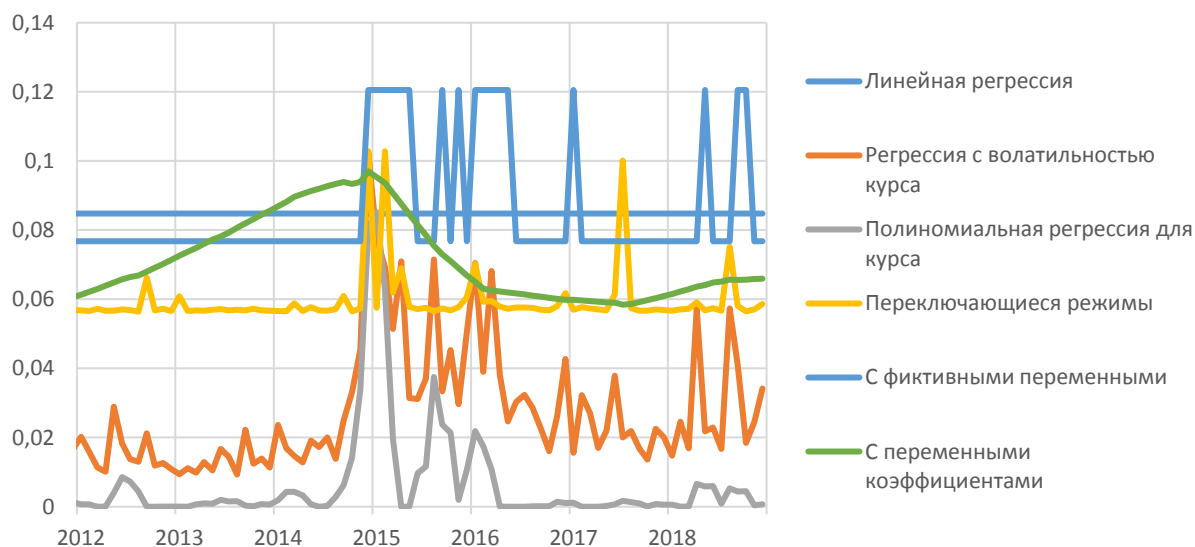


Рисунок 4. Динамика эластичности цен по укреплению рубля

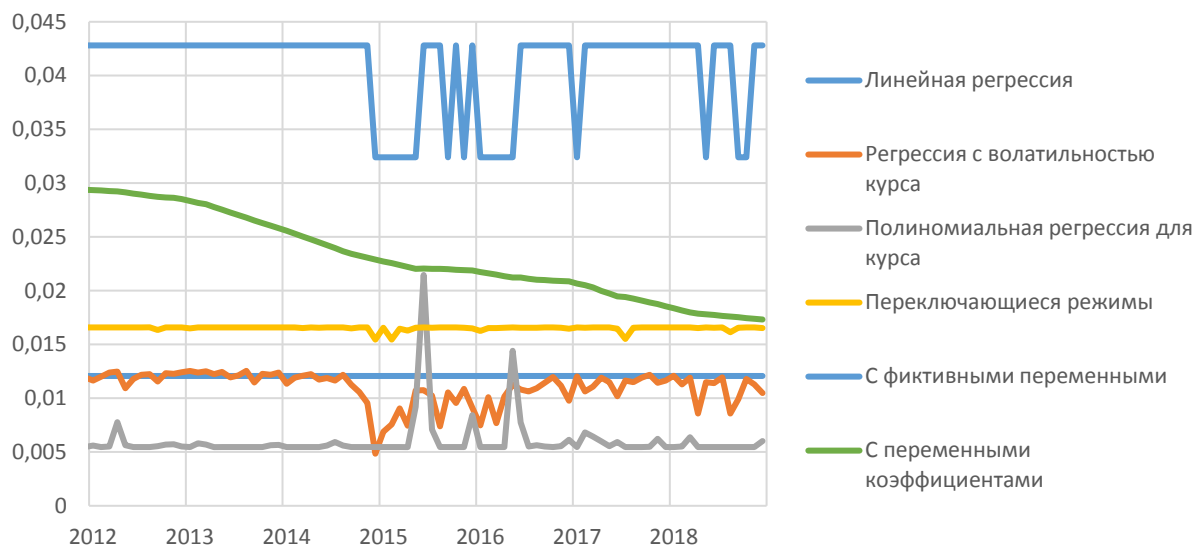


Таблица 1. Средняя за год эластичность (по абсолютному значению) цен по изменению курса рубля

		2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Ослабление рубля	Линейная регрессия	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08
	Регрессия с волатильностью курса	0,02	0,02	0,01	0,03	0,05	0,04	0,02
	Полиномиальная регрессия	0,00	0,00	0,00	0,01	0,02	0,00	0,00
	Переключающиеся режимы	0,05	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06
	С фиктивными переменными	0,08	0,08	0,08	0,08	0,10	0,10	0,08
	С переменными коэффициентами	0,07	0,08	0,09	0,08	0,06	0,06	0,06
Укрепление рубля	Линейная регрессия	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
	Регрессия с волатильностью курса	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
	Полиномиальная регрессия	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
	Переключающиеся режимы	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02
	С фиктивными переменными	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04
	С переменными коэффициентами	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02

Среди оценок эластичности цен по изменению обменного курса (здесь и далее по абсолютному значению) обращают на себя внимание значительные одномоментные изменения эластичности. Они связаны с «переключениями режимов» в том или ином виде. При этом, несмотря на то что большую часть времени экономика находится в состоянии низкого эффекта переноса, в отдельные месяцы могут происходить переключения длительностью 1 период. Такую динамику тяжело интерпретировать, так как изменения эластичности могут быть значительными от месяца к месяцу.

Среди оценок эластичности цен по ослаблению рубля выделяются полученные с использованием линейной регрессии и регрессии с многочленами курса. Линейная регрессия предполагает одинаковую эластичность цен по курсу на всей выборке, что создает значительное влияние периода с высоким эффектом переноса на полученные оценки. Регрессия с многочленами курса, наоборот, реагирует лишь на сильные изменения в курсе рубля, что делает оценки эффекта переноса, полученные с ее помощью, очень низкими в периоды относительной курсовой стабильности.

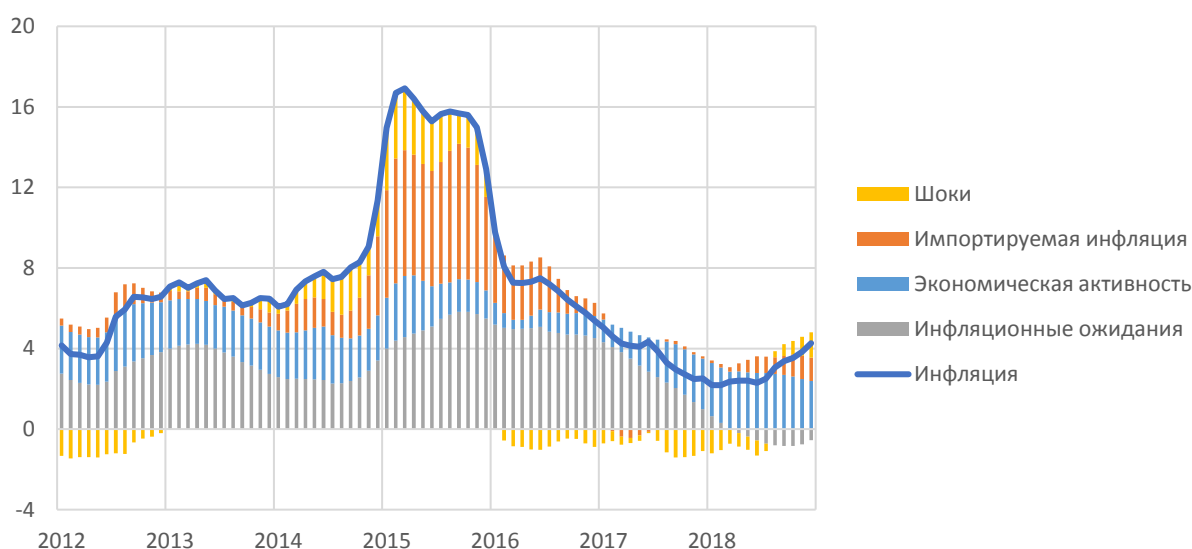
Все оценки (кроме референсной модели), полученные с использованием различных моделей, идентифицируют всплеск эффекта переноса в конце 2014 – начале 2015 г., связанный с возросшей курсовой волатильностью. Во второй половине 2016 – 2017 г. наблюдалась стабилизация курсовой динамики и ослабление геополитических рисков, на этом фоне большинство моделей определяют снижение эффекта переноса. В апреле и августе 2018 г. в условиях расширения внешних санкций, усиления санкционной риторики и роста страновой риск-премии для России наблюдался рост волатильности курса рубля, приведший к росту эффекта переноса, идентифицированному большинством моделей.

В целом при сопоставимых оценках эффекта переноса по годам (табл. 1) волатильность их месячной динамики может сильно различаться (рис. 3). В такой ситуации подход, дающий наиболее плавно изменяющиеся оценки эффекта переноса – модель с переменными коэффициентами, – оказывается легко интерпретируемым и при этом отражает важные тенденции в динамике эффекта переноса.

Оценки эффекта переноса в моменты повышенной курсовой волатильности, встречающиеся в литературе, в большинстве своем превышают полученные в данной работе. Например, в Докладе о денежно-кредитной политике Банка России, № 1 за 2016 г. (врезка «О факторах инфляции в начале 2016 года»), идет речь об увеличении накопленного эффекта переноса в начале 2015 г. до 0,4. Такие различия, вероятно, связаны с альтернативными оценками инфляционных ожиданий (или их отсутствию), использованными в работах. Например, в названной выше врезке вторичные эффекты усиления курсовой волатильности (ажиотажный спрос, дефицит отдельных товаров на внутреннем рынке в связи с увеличением доходности их экспорта) ассоциируются с динамикой валютного курса, в то время как в данной статье их отражают в том числе шоки и фактор инфляционных ожиданий. Так, с учетом проведенных оценок можно построить факторную декомпозицию инфляции (рис. 5). Полученные результаты указы-

вают на то, что значительное ускорение годовой инфляции в 2015 г. было связано с курсовой динамикой, шоками и ростом инфляционных ожиданий. Можно предположить, что шоки, которые начали оказывать значимое проинфляционное влияние с II квартала 2014 г., связаны с возросшей геополитической напряженностью, санкционной риторикой и, как следствие, возросшей курсовой волатильностью. Другими словами, эти шоки, вероятно, по своей природе также являются импортируемой инфляцией. Аналогичная ситуация с инфляционными ожиданиями. Несмотря на то что при построении происходит очистка от влияния обменного курса, фактор инфляционных ожиданий растет со второй половины 2014 г., что также, вероятно, связано с внешними условиями. Если предположить, что рост инфляционных ожиданий и шоки в 2015 г. связаны с курсовой динамикой, как это обычно предполагается в других работах, то оценка эффекта переноса в этот период может быть в 2–2,5 раза больше.

Рисунок 5. Декомпозиция годовой инфляции



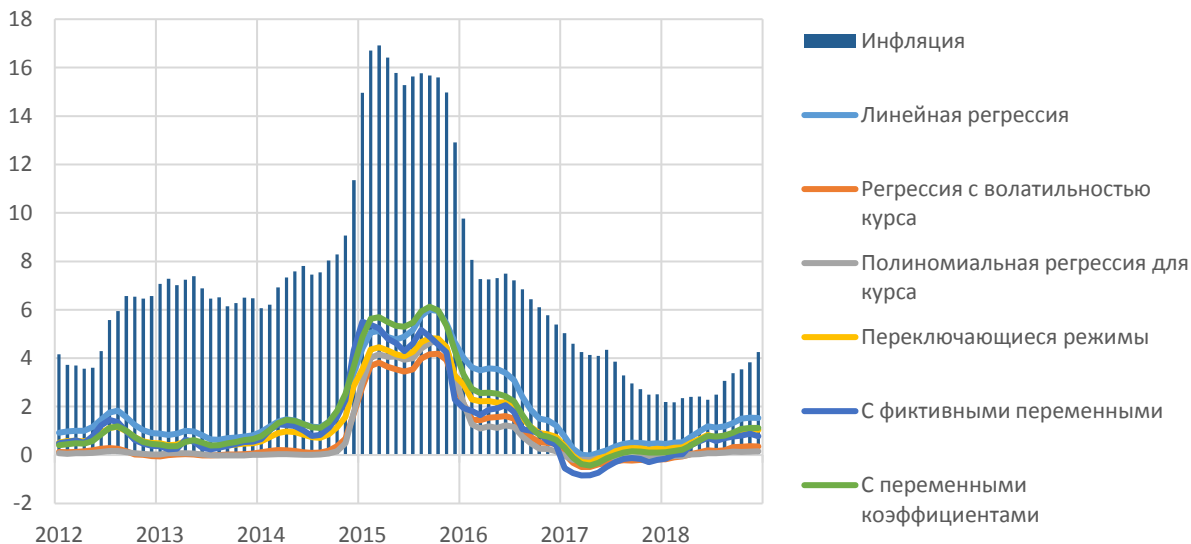
Итак, приведенные расчеты указывают на наличие значимой асимметрии и нелинейности в эффекте переноса. Ослабление рубля в среднем сильнее влияет на инфляцию, чем его укрепление. При этом в периоды с большей курсовой волатильностью эффект переноса оказывается выше.

4.2 Вклад импортируемой инфляции

Оцененные уравнения позволяют проанализировать вклад курсовой динамики в инфляцию (рис. 6). Полученные результаты схожи по динамике. Большинство оценок указывают на вклад курсовой динамики в инфляцию в 2018 г. около 1 процентного пункта. Масштаб вклада импортируемой инфляции в 2018 г. совпадает с наблюдаемым в 2012 – первой половине 2014 г., когда Банк России устанавливал коридор обменного

курса. При этом все описанные подходы определяют, что вклад курсовой динамики был максимальным в 2015 г., а минимальным – в первой половине 2017 года.

Рисунок 6. Вклад курсовой динамики в годовую инфляцию



5. Асимметрия эффекта переноса в долгосрочном периоде

Как было показано выше, гипотеза о симметричном эффекте переноса изменений обменного курса в цены отвергается. Однако рассматривалось лишь краткосрочное воздействие курса на инфляцию. В качестве альтернативной можно рассмотреть модель, в которой эффект переноса симметричен в долгосрочном периоде.

Для этого в качестве референсной модели рассматривается описанная в пункте 2.2.2 модель с меняющимися коэффициентами, которая задается уравнениями (8) – (11). В альтернативной спецификации предполагается, что укрепление рубля, имеющее меньший эффект переноса в краткосрочном периоде, продолжает воздействовать на цены и в долгосрочном периоде, в то время как ослабление рубля имеет лишь краткосрочный эффект. При этом предполагается, что долгосрочный эффект от укрепления рубля описывается моделью бесконечных геометрически распределенных лагов. Таким образом, уравнение (8) можно заменить следующим:

$$CPI_t = \beta_0 + \beta_1(Exp_{t-1} - TrendExp_{t-1}) + \beta_2(Econ_{t-4} - TrendEcon_{t-4}) + \beta_3^t(usdD_t + \gamma_1 usdD_{t-1} + \gamma_2 usdD_{t-2}) + \beta_4^t(usdA_t + \varphi usdA_{t-1} + \varphi^2 usdA_{t-2} + \varphi^3 usdA_{t-3} + \dots) + \beta_5 D201501 + Shk_t. \quad (19)$$

Если предположить, что эластичности цен по укреплению и ослаблению рубля меняются незначительно (т.е. $\beta_3^t \approx \beta_3^{t-1}$ и $\beta_4^t \approx \beta_4^{t-1}$), что в целом верно для модели

с меняющимися коэффициентами, то такая спецификация может быть оценена после преобразования Койка в виде:

$$CPI_t = \beta_0(1 - \varphi) + \varphi CPI_{t-1} + \beta_1(Exp_{t-1} - TrendExp_{t-1}) - \beta_1\varphi(Exp_{t-2} - TrendExp_{t-2}) + \beta_2(Econ_{t-4} - TrendEcon_{t-4}) - \beta_2\varphi(Econ_{t-5} - TrendEcon_{t-5}) + \beta_3^t[usdD_t + \gamma_1 usdD_{t-1} + \gamma_2 usdD_{t-2} - \varphi(usdD_{t-1} + \gamma_1 usdD_{t-2} + \gamma_2 usdD_{t-3})] + \beta_4^t usdA_t + \beta_5 D201501 - \beta_5\varphi D201502 + Shk_t - \varphi Shk_{t-1}. \quad (20)$$

В такой модели симметричный эффект переноса в долгосрочном периоде означает, что сумма коэффициентов при ослаблении рубля равна сумме коэффициентов при его укреплении. Другими словами,

$$\beta_3^t(1 + \gamma_1 + \gamma_2)(1 - \varphi) = \beta_4^t. \quad (21)$$

Оценки показывают, что нет оснований отвергать гипотезу, описываемую равенством (21). Таким образом, нет оснований говорить о наличии асимметрии в долгосрочном периоде. При этом динамика эффекта переноса в различных спецификациях:

референсная модель с краткосрочным асимметричным эффектом переноса (уравнение (8);

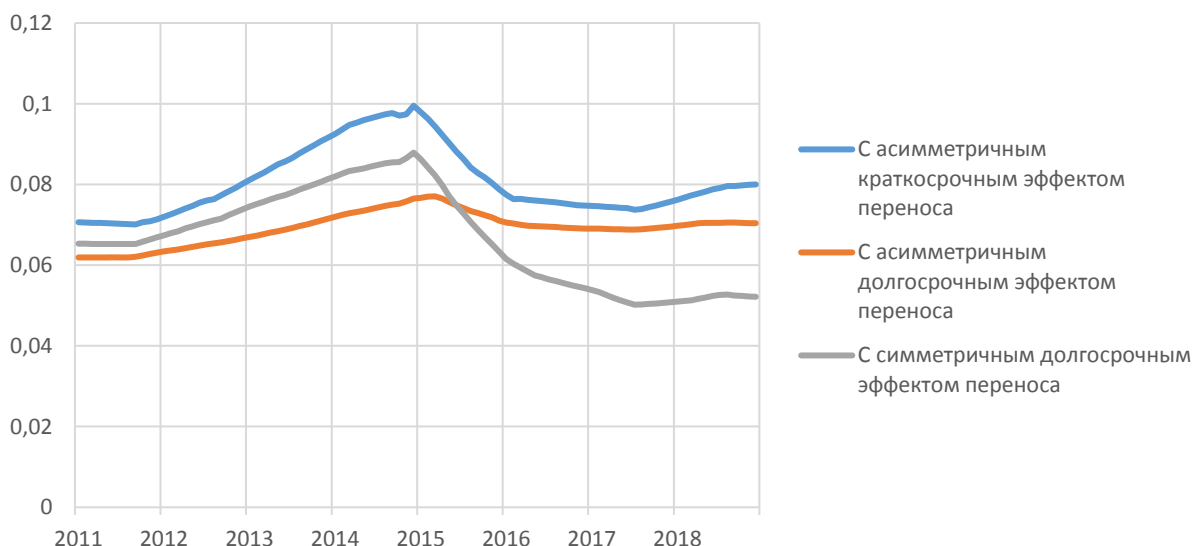
модель с долгосрочным асимметричным эффектом переноса (уравнение (19);

модель с долгосрочным симметричным эффектом переноса (уравнение (19)

с ограничением (21) –

схожая и различается незначимо (рис. 7). Таким образом, использование модели референсной модели для оценки краткосрочного эффекта переноса не создает значимой ошибки.

Рисунок 7. Динамика эластичности цен по ослаблению рубля в различных моделях



6. Устойчивость полученных результатов

В данной работе проведена оценка устойчивости полученных результатов:

- к изменению временного отрезка, на котором проводится оценка модели;
- к использованию в модели альтернативных переменных для экономической активности, инфляционных ожиданий и курсовой динамики;
- к использованию в модели отличных предположений касательно длительности и асимметрии эффекта переноса;
- к использованию для оценки альтернативных подходов, позволяющих моделировать изменяющийся во времени и асимметричный эффект переноса.

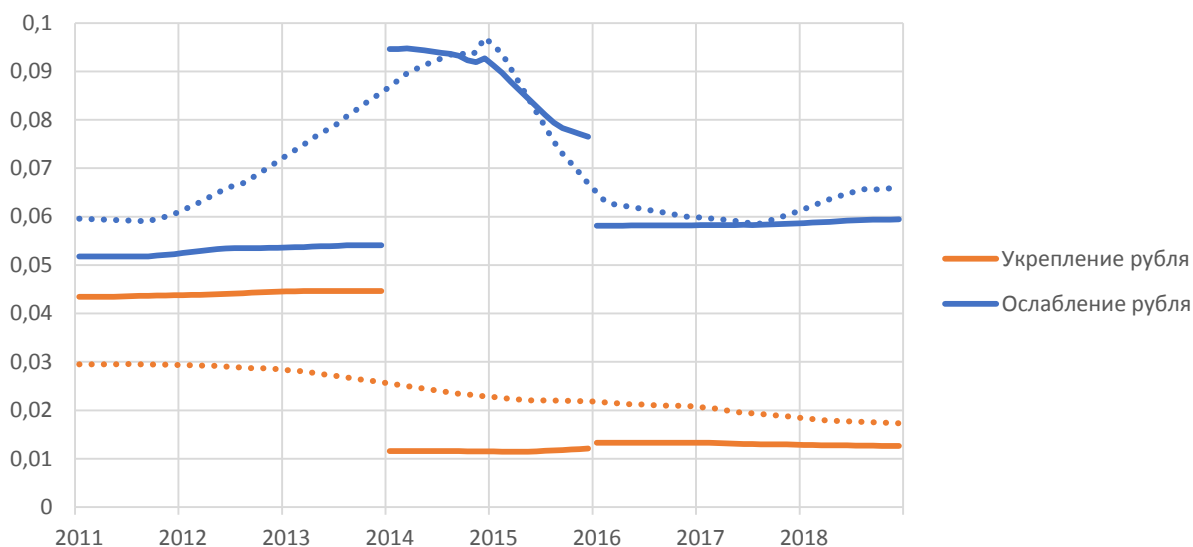
Результаты оценки устойчивости свидетельствуют о том, что вне зависимости от выборки, прочих экзогенных переменных и предположения об асимметрии эффекта переноса основные результаты (величина и динамика эффекта переноса обменного курса в инфляцию) меняются незначительно.

Выборка, на которой оцениваются модели (с 2011 по 2018 г.), может быть разделена на три подвыборки:

- с 2011 по 2013 г. – период, когда курсовая динамика была достаточно стабильной;
- с 2014 по 2015 г. – период высокой курсовой волатильности, переход к режиму плавающего валютного курса, повышение геополитической напряженности;
- с 2016 по 2018 г. – период, когда экономика начала адаптироваться к новым экономическим условиям, что привело к снижению курсовой волатильности.

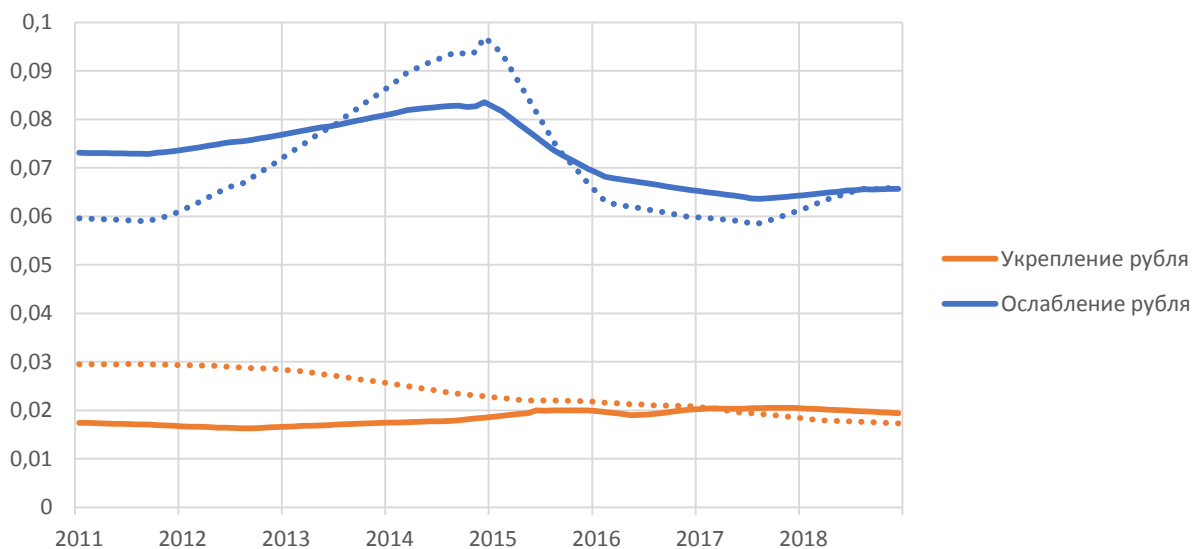
Сравнение результатов оценки регрессии с меняющимися коэффициентами на каждой из этих подвыборок и на полной выборке (рис. 8) показывает незначительное их расхождение. Таким образом, можно говорить о том, что регрессия с меняющимися коэффициентами, оцененная на всей выборке, повторяет результаты оценки на подвыборках, несколько сглаживая переход между ними.

Рисунок 8. Динамика эластичности цен по изменению курса рубля на разных выборках



В проведенном исследовании для учета влияния на инфляцию экономической активности и инфляционных ожиданий используется факторный подход, для учета влияния курсовой динамики – курс доллара США. Для проверки устойчивости полученных результатов была рассмотрена альтернативная спецификация, в которой вместо фактора экономической активности используется оборот розничной торговли; вместо фактора инфляционных ожиданий – инфляция с лагом в 1 месяц; вместо курса доллара – номинальный эффективный курс рубля. Полученные результаты (рис. 9) свидетельствуют о том, что использование альтернативных переменных слабо изменяет результат оценки эффекта переноса, особенно на актуальном конце выборки.

Рисунок 9. Динамика эластичности цен по изменению курса рубля с использованием альтернативных объясняющих переменных



Использование в модели различающихся предположений касательно длительности и асимметрии эффекта переноса рассмотрено в разделе 5. Полученные результаты указывают на схожесть оценок краткосрочного эффекта переноса ослабления рубля в цены.

Примеры использования для оценки альтернативных подходов, позволяющих моделировать изменяющийся во времени и асимметричный эффект переноса, приведены в разделе 3. Полученные результаты обсуждаются в разделе 4 и указывают на сопоставимую динамику оценок эффекта переноса (табл. 1).

7. Проверка предсказательной силы модели

Для проверки предсказательной силы модели инфляции с переменными коэффициентами были построены вневыборочные прогнозы квартальной инфляции (с исключением сезонности) с 2014 по 2018 г. на один и два квартала вперед. Для объясняющих переменных на прогнозном горизонте используются их фактические значения. Для сравнения точности были также построены прогнозы с использованием следующих моделей:

1. ARIMA-модель инфляции с добавлением курсовой динамики в качестве объясняющей переменной. Предполагается, что эффект переноса линейный и симметричный. Лаговая структура модели определяется с использованием информационного критерия Акаике. Фактором более низкой точности прогнозов с использованием этой модели может быть отсутствие среди объясняющих переменных инфляционных ожиданий, которые могут реагировать на значимые для инфляционной динамики шоки, поэтому рассмотрены также и другие вариации этой модели.
2. ARIMA-модель инфляции с добавлением курсовой динамики и фактора инфляционных ожиданий в качестве объясняющих переменных.
3. Линейная регрессия, описанная в разделе 3.2.1. Она предполагает, что эффект переноса линейный и асимметричный. В качестве контрольных переменных использованы факторы инфляционных ожиданий и экономической активности.

В качестве меры точности прогнозов используется среднеквадратичная ошибка прогноза рассматриваемой модели, отнесенная к ошибке ARIMA-модели с курсовой динамикой. Результаты (рис. 10, табл. 2) свидетельствуют о том, что прогнозы, полученные с помощью модели с переменными коэффициентами, в среднем являются более точными по сравнению с другими рассмотренными моделями.

Рисунок 10. Прогнозы инфляции, полученные с использованием различных моделей (сплошная линия – прогноз на один квартал, пунктир – на два квартала)

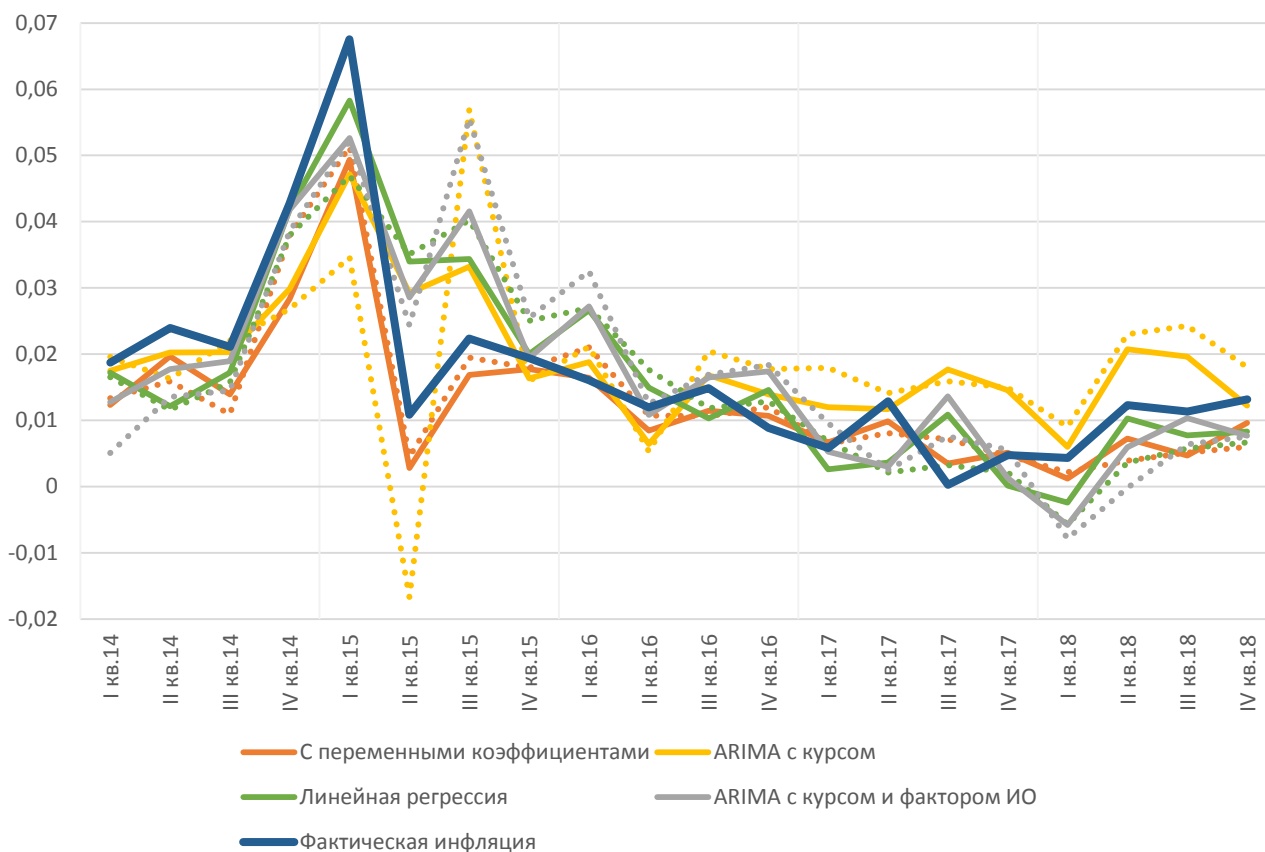


Таблица 2. Относительная точность прогнозов инфляции

Горизонт прогноза	Модель					
	С переменными коэффициентами		Линейная регрессия		ARIMA с курсом и фактором ИО	
	1 квартал	2 квартала	1 квартал	2 квартала	1 квартал	2 квартала
2014–2015	0,70	0,16	0,87	0,47	0,93	0,57
2016–2018	0,21	0,29	0,76	0,56	1,02	0,90
2014–2018	0,52	0,19	0,83	0,49	0,96	0,65

8. Заключение

В данной работе оценены различные модели инфляции, предполагающие нелинейный и асимметричный в краткосрочном периоде эффект переноса изменения обменного курса в цены на выборке с 2011 по 2018 год. Полученные результаты свидетельствуют о том, что, во-первых, обычная линейная модель по сравнению с другими завышает эффект переноса в моменты относительно стабильной курсовой динамики из-за присутствия в выборке периода высокой курсовой волатильности. Во-вторых, слагаемые, добавленные в модель для учета асимметрии и нелинейности эффекта переноса, значимы. Таким образом, расширение инструментария анализа инфляции моделями,

предполагающими нелинейный и асимметричный эффект переноса, позволяет объяснить периоды ускорения и замедления инфляции.

При этом в работе не отвергается гипотеза о симметричности эффекта переноса в долгосрочном периоде. Однако выявлено, что оценки эффекта переноса в моделях с асимметричным краткосрочным и симметричным долгосрочным эффектом переноса различаются незначимо.

Рассмотренные модели являются полностью эмпирическими и использованы для макроэкономического анализа динамики агрегированного индекса потребительских цен. Дальнейшие исследования могут быть направлены на анализ ценовой динамики в разрезе отдельных товаров или отраслей экономики с определением причин и факторов асимметрии и нелинейности эффекта переноса изменений обменного курса в цены конкретных товаров на микроэкономическом уровне. Также в дальнейших исследованиях может быть рассмотрена эндогенность курсовой динамики на более длительном временном горизонте. Учет такой эндогенности (в том числе зависимости курсовой динамики от инфляции) может привести к различающимся оценкам долгосрочного эффекта переноса.

Литература

Athukorala, P. (1991). "Exchange rate pass-through: the case of Korean exports of manufactures". *Economics Letters*, 35, pp. 79–84.

Bussiere, M. (2006). "Exchange rate pass-through in the G7 economies: the role of nonlinearities and asymmetries". European Central Bank. Mimeo.

Campa, J.M., Goldberg, L.S. (2005). "Exchange rate pass-through to domestic prices", *Review of Economics and Statistics* 87(4), pp. 679–690.

Devereux, M., Engel, C. (2002). "Exchange Rate Pass-through, Exchange Rate Volatility and Exchange Rate Disconnect", *Journal of Monetary Economics*, 49, 2002, pp. 913–940.

Dobrynskaya, V.V., Levando, D.V. A study of exchange rate pass-through effect in Russia // SU–HSE. International College of Economics and Finance Working Paper. No. WP9/2005/02. 2005.

Dornbusch, R. (1987). "Exchange Rates and Prices", *American Economic Review*, 77(1), March 1987, pp. 93–106.

Durbin, J., Koopman, S.-J. (2001). *Time Series Analysis by State Space Methods*. Oxford University Press, Oxford.

Feinberg, R. (1989). "Symmetric pass-through of tariffs and exchange rates under imperfect competition: an empirical test". *Review of Economics and Statistics*, 71, pp. 505–511.

Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., Reichlin, L. (2000). The Generalized Dynamic-Factor Model: Identification and Estimation. *The Review of Economics and Statistics*, 82 (4), pp. 540–554.

Gil-Pareja, S. (2000). "Exchange rates and European countries' export prices: an empirical test for asymmetries in pricing to market behaviour". *Weltwirtschaftliches Archive*, 136. pp. 1–23.

Hamilton, James D. (1994). *Time Series Analysis*, Princeton: Princeton University Press.

Hansen, B. (2011). "Threshold Autoregression in Economics." *Statistics and Its Interface*, 4, pp. 123–127.

Herzberg, V., Kapetanios, G., Price, S. (2003). Import prices and exchange rate passthrough: Theory and evidence from the United Kingdom. Bank of England Working Paper, No. 182.

Jalles, J.T. (2009). *Structural Time Series Model and the Kalman Filter: A Concise Review*. FEUNL Working Paper Series wp541.

Krugman, P. (1987). "Pricing to Market When the Exchange Rate Changes", in Arndt, S., Richardson, J., *Real-Financial Linkages Among Open Economies*, Cambridge, MA, MIT Press.

Mahdavi, S. (2002). "The response of the US export prices to changes in the dollar's effective exchange rate: further evidence from industrial level data. *Applied Economics*, 34, pp. 2115–2125.

Marazzi, M., Sheets, N., Vigfusson, R., Faust, J., Gagnon, J., Marquez, J., Martin, R., Reeve, T., Rogers, J. (2005). Exchange rate pass-through to U.S. import prices: some new evidence. Board of Governors of the Federal Reserve System, *International Finance Discussion Paper*, No. 832.

Olivei, G. (2002). "Exchange rates and the prices of manufacturing products imported into the United States". *New England Economic Review*, 1, pp. 3–18.

Oomes, N., Ohnsorge, F. Money demand and inflation in dollarized economies: The case of Russia. *Journal of Comparative Economics*. 2005, vol. 33, no. 3, pp. 462–483.

Peltzman, S. (2000). "Prices Rise Faster than they Fall", *Journal of Political Economy*, 108 (3), pp. 466–502.

Stock, J.H., Watson, M.W. (2010). *Dynamic Factor Models*. В *Oxford Handbook of Economic Forecasting*. Oxford University Press.

Taylor, J.B. (2000). "Low Inflation, Pass-through and the Pricing Power of Firms", *European Economic Review*, 44, pp. 1389–1408.

Weber, A. (2000). "Newton's gravity law and import prices in the Asia Pacific". *Japan and the World Economy*, 12, pp. 71–87.

Андреев А.В. Прогнозирование инфляции методом комбинирования прогнозов в Банке России / Серия докладов об экономических исследованиях Банка России.

Кадыров М.Т. Влияние валютного курса на цены при наличии структурных сдвигов // *Прикладная эконометрика*. 2010. № 3 (19).

Картаев Ф.С., Якимова Ю.И. Влияние инфляционного таргетирования на эффект переноса валютного курса // *Вопросы экономики*. 2018. №. 11. С. 70–84.

Катаранова М. и др. Связь между обменным курсом и инфляцией в России // *Вопросы экономики*. 2010. Т. 1. С. 44–62.

Перевышина Е.А., Егоров Д.А. Причины инфляции в России // *Российское предпринимательство*. 2015. Т. 16. № 23.

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. Т. 11. № 4.

Пономарев Ю. Эффект переноса динамики обменного курса рубля в цены в российских отраслях промышленности. 2015.

Пономарев Ю., Трунин П., Улюкаев А. Эффект переноса динамики обменного курса на цены в России // Вопросы экономики. 2014. Т. 3. С. 21–35.

Салицкий И. Перенос обменного курса рубля в цены импорта Российской Федерации // Экономическая политика. 2010. № 6. С. 176–195.

Сапова А.К., Поршаков А.С., Андреев А.В., Шатило Е.Ю. Особенности сезонной корректировки индекса потребительских цен // Вопросы статистики. 2018. № 25 (5). С. 42–54.

Сосунов К.А., Шмыкова С.В. Влияние валютного курса на потребительские цены в России // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2005. Т. 9. № 1.

Тиунова М.Г. Моделирование эффекта переноса валютного курса на цены в России // Финансы: теория и практика. 2018. Т. 22. № 3.

Приложение

Таблица 1. Результаты оценки использованных моделей
(в скобках приведена стандартная ошибка коэффициента)

Номер уравнения	(7)	(7.1)	(7.2)	(7.3)	(8)	(12)	(13)	(14)	(15)	(15)	(17)	(18)
	Линейная регрессия	Линейная регрессия с монетарными переменными: прирост агрегата M2 и процентная ставка по депозитам (R)	Линейная регрессия с латентной инфляцией	Линейная регрессия с индикатором изменения цен в странах – торговых партнерах (P _t)	Регрессия с меняющимися коэффициентами	Регрессия с переключающимися режимами			Регрессия с фиктивными переменными, отражающими волатильность курса	Полиномиальная регрессия для курса	Регрессия с эффектом переноса, зависящим от волатильности курса	
C	0,14 (0,09)	0,13 (0,09)	0,14 (0,09)	0,19* (0,11)	0,14* (0,08)	0,30** (0,08)	0,30** (0,08)	-4,10** (1,94)	0,21** (0,06)	0,21** (0,06)	0,33** (0,10)	0,31** (0,09)
Exp-TrendExp(-1)	0,22** (0,05)	0,22** (0,05)	0,25** (0,06)	0,22** (0,05)	0,16** (0,05)	0,15** (0,04)	0,15** (0,04)		0,07** (0,03)	0,07** (0,03)	0,20** (0,04)	0,22** (0,05)
Econ-TrendEcon(-4)	1,33** (0,47)	1,29** (0,49)	1,51** (0,55)	1,43** (0,49)	1,25** (0,41)	0,63* (0,37)	0,63* (0,37)		0,15 (0,30)	0,15 (0,30)	0,82 (0,50)	0,93* (0,48)
usdD	-0,03** (0,01)	-0,03** (0,01)	-0,03** (0,01)	-0,03** (0,01)	1 ⁷	-0,05 (0,03)	-0,02** (0,01)		-0,02** (0,01)	-0,07** (0,01)		-0,01 (0,01)
usdD(-1)	-0,03** (0,01)	-0,03** (0,01)	-0,03** (0,01)	-0,03** (0,01)	1,00** (0,45)	-0,01 (0,07)	-0,02** (0,01)		-0,02 (0,01)	0,01 (0,01)		
usdD(-2)	-0,03** (0,01)	-0,03** (0,01)	-0,03** (0,01)	-0,03** (0,01)	1,15** (0,48)	-0,04 (0,05)	-0,02** (0,01)		0,00 (0,01)	-0,01 (0,01)		
usdA	-0,01 (0,02)	0,00 (0,02)	-0,01 (0,02)	0,00 (0,02)	1 ⁶	-0,01 (0,00)	0,00 (0,00)		0,00 (0,02)	-0,01 (0,01)	-0,01 (0,01)	-0,01 (0,02)
usdA(-1)	0,00 (0,01)	0,02 (0,01)	0,02 (0,01)	0,02* (0,01)	-1,60** (0,48)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)		0,00 (0,19)	0,00 (0,15)	0,00 (0,01)	
usdA(-2)	-0,01 (0,01)	-0,01 (0,01)	-0,01 (0,02)	-0,01 (0,01)	0,84* (0,50)	-0,02 (0,08)	-0,02* (0,01)		-0,03** (0,01)	0,00 (0,01)		
D201501	0,95 (2,32)	1,09 (6,10)	0,92 (0,70)	1,01 (10,92)	0,96** (0,35)	1,66** (0,28)	1,66** (0,28)		1,17** (0,18)	1,17** (0,18)	1,04 (1,94)	0,99 (1,43)
M2		1,60 (3,13)										
R		-0,02 (0,05)										
CPI(-1)			-0,07 (0,16)									
P _t				-0,06 (0,15)								
P _t (-1)				-0,19 (0,14)								
P _t (-2)				0,00 (0,15)								
SD(-1)								1,40* (0,83)				
usdD ³											0,00 (0,00)	
usdD(-1) ³											0,00 (0,00)	
usdD(-2) ³											0,00 (0,00)	
usdA(-2) ³											0,00 (0,00)	
SD*usdD(-1)												-0,01 (0,01)
SD*usdD(-2)												-0,01** (0,01)
SD*usdA(-1)												0,00 (0,01)
SD*usdA(-2)												-0,01 (0,01)
AR(1)	0,61** (0,09)	0,63** (0,09)	0,67** (0,11)	0,60** (0,09)	0,48** (0,10)	0,52** (0,09)	0,52** (0,09)		0,55** (0,10)	0,55** (0,10)	0,61** (0,08)	0,63** (0,09)

⁷ Коэффициент нормирован до 1.

Таблица 2. Описание использованных переменных

CPI	логарифм роста цен
Exp	ненаблюдаемый фактор инфляционных ожиданий
TrendExp	изменяющаяся во времени трендовая компонента в ненаблюдаемом факторе инфляционных ожиданий
Econ	ненаблюдаемый фактор экономической активности
TrendEcon	изменяющийся во времени трендовый прирост в ненаблюдаемом факторе экономической активности
usdD	ослабление рубля относительно доллара США
usdA	укрепление рубля относительно доллара США
usd	изменение курса рубля к доллару США
D201501	фиктивная переменная на январь 2015 года
M2	прирост агрегата M2
R	процентная ставка по депозитам
P _f	консолидированный индекс зарубежных цен
SD	стандартное отклонение ежедневных котировок курса доллара США к рублю внутри месяца

Таблица 3. Основные выводы исследований эффекта переноса (ЭП) в России

Работа	Данные	Модель	Оценка ЭП ⁸	Асимметричность	Изменение во времени
Dobrynskaya V., Levando D. (2005). A Study of Exchange Rate Pass-through Effect in Russia: ICEF Working Paper	Месячные данные за период 1998–2005 гг.	VECM	Накопленная эластичность за 1 мес. 0,42 за 2 мес. 0,40 за 3 мес. 0,43 за 4 мес. 0,44 за 5 мес. 0,47 за 6 мес. 0,49	При ослаблении курса цены изменяются больше, чем при его укреплении: эластичность при укреплении валютного курса равна 0,02, при ослаблении – 0,43.	На разных временных интервалах по отношению к кризису 1998 года наблюдается разный ЭП. Наиболее статистически значимой оказывается эластичность после-кризисного периода
Шмыкова С.В., Сосунов К.А. (2005). Влияние валютного курса на потребительские цены в России	Янв. 1999 г. – сент. 2004 г.	VAR	Накопленная эластичность за 1 мес. 0,03 за 2 мес. 0,05 за 3 мес. 0,04 за 4 мес. 0,03 за 5 мес. 0,04 за 6 мес. 0,06	–	На втором временном промежутке эластичность цен выше, более того, для первого интервала оценка эластичности статистически значима лишь для первого периода с момента шока
Oomes N., Ohnsorge F. (2005). Money demand and inflation in dollarized economies: The case of Russia	1997–2003 гг.	VECM	Краткосрочная эластичность: 0,35–0,40 Долгосрочная эластичность: 0,50–0,60	–	–
Добрынская В.В. (2007). Эффект переноса и монетарная политика в России: что изменилось после кризиса 1998 г.?	Месячные данные за период 1998–2005 гг.	VECM	Накопленная эластичность за 6 мес. 0,04 за 12 мес. 0,08 за 24 мес. 0,16	–	Во время кризиса ЭП был значительно выше, чем после кризиса. В течение кризиса шок обменного курса отражался в ценах на 40% за 6 месяцев и на 63% за 12 месяцев. После кризиса наблюдается падение ЭП практически до нуля (возможно, это связано с импортозамещением). По мере восстановления экономики оценка ЭП стабилизируется на уровне 8% за год начиная с 2003 года.

⁸ Везде, где не указано иное, рассматривается ЭП в общий уровень цен (на основе ИПЦ).

Кадыров М. (2010). Влияние валютного курса на цены при наличии структурных сдвигов	1994–2008 гг.	Уравнения коинтеграции со структурными сдвигами, VECM	Оценка на основе уравнений коинтеграции: 1,31. Оценка на основе VECM: 0,37	–	В зависимости от используемого индекса цен (общий, продовольственные товары, услуги) выявлены структурные сдвиги в октябре 1998 г., августе 1998 г. и июле 1995 г., но гипотеза о значимых структурных сдвигах в коинтеграционных соотношениях между индексами цен, валютным курсом и объемом импорта была отвергнута
Катаранова М. (2010). Связь между обменным курсом и инфляцией в России	Месячные данные за период 2000–2008 гг.	DL	Краткосрочная эластичность: 0,12. Среднесрочная эластичность: 0,20	Выявлена асимметрия ЭП: эластичность при укреплении валютного курса равна 0,10, при ослаблении – 0,20	–
Салицкий И. (2010). Перенос обменного курса рубля в цены импорта Российской Федерации	Месячные данные за период с августа 1998 – по декабрь 2003 г.	SUR	0,92 ⁹	–	–
Пономарев Ю., Трунин П., Улюкаев А. (2014). Эффект переноса динамики обменного курса на цены в России	2000–2012 гг.	VECM	Накопленная эластичность за 1 мес. 0,046 за 3 мес. 0,101 за 6 мес. 0,281 за 12 мес. 0,477	Ослабление национальной валюты приводит к росту цен, при этом ее укрепление не вызывает их снижения	Анализ структурных изменений в ЭП демонстрирует значимые различия для двух рассматриваемых периодов (январь 2000 – декабрь 2008 г., январь 2009 – июль 2012 г.). ЭП вырос во втором периоде по сравнению с первым. (Различия могут быть объяснены изменениями монетарной политики Банка России, мировым экономическим кризисом, но второй период короткий.)
Перевышина Е., Егоров Д. (2015). Причины инфляции в России	Квартальные данные 2001–2015 гг.	ADL	Накопленная эластичность за 3 мес.: 0,08	–	–
Пономарев Ю. (2015)	2000–2014 гг.	VECM	Эластичность цен производителей: 0,06–0,38 ¹⁰	–	–

⁹ Средняя оценка для импортируемых товаров.

¹⁰ Оценка ЭП зависит от вида экономической деятельности. «Статистическая значимость ЭП наблюдается для производства кокса и нефтепродуктов (37,9%), химического производства (30,6%), производства пищевых продуктов, включая напитки, и табака (8,3%), производства машин и оборудования (7,9%), текстильного и швейного производства (6,2%)».

Эффект переноса динамики обменного курса рубля в цены в российских отраслях промышленности					
Пестова А., Мамонов М. (2016). Оценка влияния различных шоков на динамику макроэкономических показателей в России и разработка условных прогнозов на основе BVAR-модели российской экономики	Январь 2000 – сентябрь 2015 г.	BVAR	0,10	–	–
Картаев Ф., Якимова Ю. (2018). Влияние инфляционного таргетирования на эффект переноса валютного курса	Месячные данные за период с июля 1995 по июнь 2017 г.	ARDL	Краткосрочная эластичность до перехода к ИТ: 0,35. Долгосрочная эластичность до перехода к ИТ: 0,56. Краткосрочная эластичность после перехода к ИТ: 0,07. Долгосрочная эластичность после перехода к ИТ: 0,17	–	ЭП изменился вследствие перехода к ИТ – стал меньше
Тиунова М. Г. (2018). Моделирование эффекта переноса валютного курса на цены в России	Месячные данные за период 2002–2017 гг.	BSVAR	Эластичность цен производителей: 0,12–0,13. Эластичность цен потребителей: 0,09–0,10	–	Выборка данных за 2014–2017 гг. указывает на снижение эффекта переноса валютного курса на потребительские цены (эластичность равна 0,04–0,06). Косвенно указывает на то, что переход к ИТ снижает зависимость инфляции в России от колебаний валютного курса
Доклад о денежно-кредитной политике (2016. № 1). Врезка «О факторах инфляции в начале 2016 года»		VAR	Накопленная эластичность в начале 2015 г.: за 2 мес. – 0,06; за 5 мес. – 0,40. В период 2013–2014 гг.: за 2 мес. – примерно 0,02; за 5 мес. – примерно 0,13. В период с конца 2015 г. до начала 2016 г.: за 2 мес. – примерно 0,04; за 5 мес. – примерно 0,20	–	–