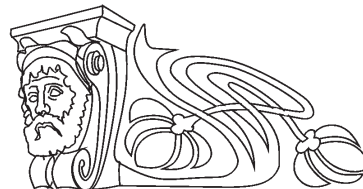




Известия Саратовского университета. Новая серия. Серия: Экономика. Управление. Право. 2021. Т. 21, вып. 4. С. 398–409
Izvestiya of Saratov University. Economics. Management. Law, 2021, vol. 21, iss. 4, pp. 398–409
<https://eup.sgu.ru> <https://doi.org/10.18500/1994-2540-2021-21-4-398-409>

Научная статья
УДК 332.1:338.5

Эффект переноса валютного курса в потребительские цены в регионах России: поиск пространственных взаимосвязей



Е. Н. Корнейченко¹, А. Н. Новопашина², Ю. Н. Пыхтеев³✉

¹Оренбургский государственный университет, Россия, 460018, г. Оренбург, просп. Победы, д. 13

²Институт экономических исследований ДВО РАН, Россия, 680042, г. Хабаровск, ул. Тихоокеанская, д. 153

³Национальный исследовательский Нижегородский государственный университет имени Лобачевского, Россия, 603022, г. Нижний Новгород, просп. Гагарина, д. 23

Корнейченко Екатерина Николаевна, кандидат экономических наук, доцент, доцент кафедры математических методов и моделей в экономике, ekaterina.korneychenko@gmail.com, <https://orcid.org/0000-0003-4165-9445>

Новопашина Алина Николаевна, кандидат экономических наук, младший научный сотрудник, alinanovopashina@gmail.com, <https://orcid.org/0000-0003-0112-4788>

Пыхтеев Юрий Николаевич, кандидат экономических наук, доцент кафедры экономической теории и методологии, iurynik@rambler.ru, <https://orcid.org/0000-0002-2549-1040>

Аннотация. Введение. Исследуется пространственная неоднородность эффекта переноса валютного курса в потребительские цены в российских регионах. Тестируются две гипотезы. Первая заключается в существовании различий в величине эффекта переноса между регионами РФ, вторая – в значимом влиянии на величину эффекта переноса пространственных взаимосвязей между регионами. **Теоретический анализ.** Проанализированы факторы, которые могут влиять на межрегиональные различия эффекта переноса: доля импорта в структуре потребления, доля добавленной стоимости, произведенной на внутреннем рынке, в конечной цене товара, наличие транзакционных издержек, уровень конкуренции и структура рынка. **Эмпирический анализ.** На первом шаге в рамках векторной модели авторегрессии получены оценки эффекта переноса для каждого региона. На втором шаге исследована пространственная зависимость эффекта переноса на основе глобальных и локальных индексов Морана и Гири, моделей SAR и SEM. **Результаты.** Полученные результаты свидетельствуют о неоднородности эффекта переноса в регионах РФ, что подтверждает первую из выдвинутых гипотез. Подтверждение второй гипотезы обнаружено только для продовольственных товаров в краткосрочном периоде, что обусловлено характером товарных потоков между российскими регионами. Сделан вывод о необходимости исследования пространственных взаимосвязей эффекта переноса на основе дезагрегированных цен.

Ключевые слова: валютный курс, потребительские цены, эффект переноса, регионы России, пространственная корреляция, векторная авторегрессия, модель пространственной ошибки

Благодарности: Исследование выполнено при финансовой поддержке Российского фонда фундаментальных исследований (проект № 19-010-00716).

Для цитирования: Корнейченко Е. Н., Новопашина А. Н., Пыхтеев Ю. Н. Эффект переноса валютного курса в потребительские цены в регионах России: поиск пространственных взаимосвязей // Известия Саратовского университета. Новая серия. Серия: Экономика. Управление. Право. 2021. Т. 21, вып. 4. С. 398–409. <https://doi.org/10.18500/1994-2540-2021-21-4-398-409>

Статья опубликована на условиях лицензии Creative Commons Attribution 4.0 International (CC-BY 4.0)

Article

Exchange rate pass-through in Russian regions: Searching for spatial dependencies

Е. Н. Korneychenko¹, А. N. Novopashina², Yu. N. Pikhteev³✉

¹Orenburg State University, 13 Pobedy Ave., Orenburg 460018, Russia

²Economic Research Institute FEB RAS, 153 Tikhookeanskaya St., Khabarovsk 680042, Russia

³National Research Lobachevsky State University of Nizhny Novgorod, 23, Prospekt Gagarina (Gagarin avenue), Nizhny Novgorod 603950, Russia

Ekaterina N. Korneychenko, ekaterina.korneychenko@gmail.com, <https://orcid.org/0000-0003-4165-9445>

Alina N. Novopashina, alinanovopashina@gmail.com, <https://orcid.org/0000-0003-0112-4788>

Yuriy N. Pikhteev, iurynik@rambler.ru, <https://orcid.org/0000-0002-2549-1040>



Abstract. Introduction. The article examines the spatial heterogeneity and factors of the exchange rate pass-through effect in consumer prices in Russian regions. Two hypotheses are tested. The first hypothesis is that there are differences in the magnitude of the pass-through between the Russian regions, the second is the significant influence of spatial relationships between regions on the magnitude of the pass-through effect. **Theoretical analysis.** The factors of the interregional differences in the pass-through effect are analyzed: the share of imports in the consumption structure, the share of value added produced in the domestic market in the final price of goods, transaction costs, the level of competition and the market structure. **Empirical analysis.** First pass-through estimates were obtained by means of vector autoregression model. Then the spatial dependence of the exchange rate pass-through was investigated on the basis of the global Moran and Geary indices, LISA, SAR and SEM models. **Results.** The results indicate the heterogeneity of the pass-through effect in Russian regions, which confirms the first of the hypotheses put forward. Confirmation of the second hypothesis was found only for food products in the short term, which is due to the nature of commodity flows between Russian regions. It is concluded that it is necessary to study the spatial relationships of the pass-through effect based on disaggregated prices.

Keywords: exchange rate, consumer prices, pass-through, Russian regions, spatial correlation, vector autoregression, spatial error model

Acknowledgements: This work was supported by the Russian Foundation for Basic Research (project No.19-010-00716).

For citation: Korneychenko E. N., Novopashina A. N., Pikhteev Yu. N. Exchange rate pass-through in Russian regions: Searching for spatial dependencies. *Izvestiya of Saratov University. Economics. Management. Law*, 2021, vol. 21, iss. 4, pp. 398–409 (in Russian). <https://doi.org/10.18500/1994-2540-2021-21-4-398-409>

This is an open access article distributed under the terms of Creative Commons Attribution 4.0 International License (CC-BY 4.0)

Введение

Исследования показывают, что значительное влияние на динамику потребительских цен в открытой экономике оказывают шоки валютного курса. Изменение внутренних цен товаров и услуг в результате изменения обменного курса национальной валюты страны на один процент называется эффектом переноса валютного курса [1]. Различают прямой и косвенный каналы действия эффекта переноса [2, 3]. Ослабление национальной валюты приводит к росту внутренних цен на импортные товары (прямой эффект), а также к росту спроса и, как следствие, к росту цен на отечественные товары (косвенный эффект).

Необходимость изучения и моделирования эффекта переноса на региональном уровне обусловлена наличием региональных факторов, влияющих на его величину. Во-первых, такие факторы, как доля импорта в структуре потребления, доля добавленной стоимости, произведенной на внутреннем рынке, транзакционные издержки, уровень конкуренции на региональном рынке и другие, могут значительно различаться в разных регионах. Во-вторых, значительная дифференциация между регионами РФ по уровню инфляции дает основания предполагать существование различий в величине эффекта переноса. Так, в 2018 г. индекс потребительских цен составлял от 1,13% (Дагестан) до 4,1% (Московская область), в 2017 г. – от 1,1% (Ненецкий АО) до 5,52% (г. Севастополь). В 2002 г. различия в уровне инфляции были еще более значительные – от 10,3% (Тыва) до 28,7% (Чукотский АО). В-третьих, несмотря на то что монетарная политика единая для всех регионов, ее влияние на региональные рынки может быть неоднородным. В-четвертых, экономические взаимосвязи между регионами могут служить причиной зависимости эффекта

переноса в регионе не только от его экономических характеристик, но и от величины эффекта переноса в регионах-соседах.

Несмотря на актуальность изучения межрегиональных различий величины эффекта переноса, подобные исследования для России ограничены. Например, в работе [4] показано, что между федеральными округами не существует статистически значимых различий в величине эффекта переноса. В качестве одного из объяснений полученного результата авторы предлагают то, что регионы, входящие в состав федеральных округов, существенно отличаются друг от друга по уровню и динамике экономического развития, инфляции, структуре внешней торговли и потребления, а оценки величины эффекта переноса, полученные для федеральных округов, являются усредненными, сглаживающими указанные различия между регионами. При этом исследования, посвященные изучению неоднородности величины эффекта переноса на уровне отдельных регионов, отсутствуют.

В рамках данного исследования тестируются две гипотезы: во-первых, между регионами России существуют различия в величине эффекта переноса; во-вторых, значимое влияние на величину эффекта переноса оказывают пространственные взаимосвязи регионов.

Теоретический анализ

В литературе описаны факторы внутреннего рынка, которые могут влиять на межрегиональные различия эффекта переноса. Колебания валютного курса оказывают прямое влияние на цены импорта и косвенное влияние на цены товаров, произведенных на внутреннем рынке, поэтому потребительские цены отечественных товаров реагируют на обменный курс слабее, чем



импортных [5], а эффект переноса для неторгуемых товаров и услуг слабее, чем для торгуемых [6]. Это означает, что эффект переноса будет тем сильнее, чем большую долю занимает импорт во внутреннем потреблении [7]. По той же причине большая доля добавленной стоимости, произведенной на внутреннем рынке, в конечной цене товара снижает чувствительность потребительских цен к изменению обменного курса по сравнению с ситуацией высокой доли импортных промежуточных товаров в конечной цене [8]. Наличие транзакционных издержек, которые увеличивают конечную цену импортных товаров, снижает возможность выступать им в качестве субститутутов аналогичных отечественных товаров и также приводит к ослаблению эффекта переноса [9]. Такие факторы, как структура рынка и эластичность спроса, ограничивают возможность производителей регулировать торговые наценки, поэтому в условиях конкурентного рынка эффект переноса будет выше, чем в случае несовершенной конкуренции, которая создает стимулы для ценовой дискриминации и монопольного ценообразования [1].

Важнейшей предпосылкой межрегиональной дифференциации величины эффекта переноса может служить неоднородность регионов по уровню инфляции. Де Хаан [10] в качестве причин различий в уровнях инфляции выделяет: конвергенцию (сближение уровней инфляции в результате действия закона единой цены), эффект Баласса – Самуэльсона (различие в темпах роста производительности труда в секторе торгуемых и неторгуемых благ), различие в фазах бизнес-циклов (в странах, выпуск которых выше потенциального уровня, инфляция, как правило, выше, чем в странах, выпуск которых ниже потенциального уровня), асимметричность шоков спроса и предложения и асимметричность реакции цен на шоки. Бек и др. [11], анализируя динамику инфляции в странах зоны евро в 1996–2004 гг., выделили такие факторы, определяющие различия уровней инфляции, как ограничение конкуренции на рынке труда и товаров, жесткость цен и заработных плат.

Факторы, определяющие различие реакции региональных цен на шоки денежно-кредитной политики, также могут лежать в основе межрегиональных различий в величине эффекта переноса. Так, в США значительные региональные различия реакции на монетарные шоки обусловлены неоднородностью в структуре промышленного производства и концентрации банковского сектора [12, 13]. В странах ЕС реакция регионов на монетарные шоки зависит от доли занятых в промышленном секторе [14]. Регионы Канады, в

структуре экономики которых преобладает первичный сектор, более чувствительны к шокам монетарной политики [15]. В Австралии более сильное воздействие монетарной политики испытывают внутренние и северные регионы, в структуре экономики которых преобладают добыча полезных ископаемых и скотоводство, продукция которых направляется на экспорт [16]. Чувствительность к монетарным шокам тем больше, чем менее диверсифицированной является структура экономики и чем выше зависимость от добывающего сектора [17].

Исследования доказывают неполноту эффекта переноса в России. В качестве объяснений этого предлагаются антиинфляционная монетарная политика [18, 19], низкий уровень конкуренции на внутреннем рынке [20]. Также величина эффекта переноса зависит от категории товаров (продовольственные, непродовольственные, услуги) [18] и от доли импорта в производстве конечной продукции: наибольший эффект переноса характерен для отраслей, использующих высокую долю импортного сырья и комплектующих в производстве (например, производство кокса и нефтепродуктов, химическое производство, производство пищевых продуктов и др.) [21].

Межрегиональная дифференциация цен также исследовалась на основе российских данных. К. П. Глушенко [22] показал, что в России имеет место слабая конвергенция цен и относительная ценовая мобильность («дешевые» и «дорогие» регионы в основном продолжают оставаться таковыми). Это является результатом неоднородности экономического пространства, причинами которой могут служить различия в доле импорта в потреблении, в уровне конкуренции, транспортных издержках, особенности организации межрегиональных торговых потоков и др. Различия реакции регионов на шоки денежно-кредитной политики объясняются неоднородностью их экономического положения [23], промышленного состава региона и концентрацией малых предприятий [24], долей добывающих отраслей в ВРП, региональным уровнем безработицы, долей кредитов, выданных предприятиям обрабатывающего сектора и малым предприятиям региона [25].

Эмпирический анализ

Для проверки выдвинутых гипотез нами использовались оценки эффекта переноса, рассчитанные как значения функций импульсного отклика через 1, 3, 6, 12, 24 месяца после шока, и данные о социально-экономическом положении регионов. На рассматриваемом интервале



количество субъектов РФ изменялось от 89 на 1 января 2005 г. до 85 начиная с 18 марта 2014 г. и по настоящее время. В рамках исследования в анализ включены регионы, данные по которым присутствуют за весь период 2003–2018 гг. (исключены Чеченская Республика и Чукотский АО, Республика Крым и город Севастополь).

Известно, что величина эффекта переноса зависит от места товара в международной торговле. Цены торгуемых товаров и услуг реагируют на шоки валютного курса сильнее, чем неторгуемых. Большинство продовольственных и непродовольственных товаров являются торгуемыми благами, вследствие чего более чувствительны к шокам валютного курса, а основная доля услуг – неторгуемые блага, которые менее чувствительны к динамике валютного курса. Для учета указанных различий моделирование эффекта переноса выполнено отдельно для продовольственных товаров, непродовольственных товаров, услуг.

На первом шаге получены оценки величины эффекта переноса для каждого региона. Эффект переноса оценивался отдельно для индекса потребительских цен всех товаров и услуг, продо-

вольственных товаров, непродовольственных товаров, услуг. Оценка эффекта переноса производилась с помощью векторной модели авторегрессии (1) отдельно для каждого региона:

$$Y_t = A + \sum_{j=1}^3 B_j \cdot Y_{t-j} + C \cdot Oil_t + D \cdot \gamma_t + \sum_{j=1}^{11} E_j \cdot \gamma_s^j + u_t, \quad (1)$$

где Y – вектор эндогенных переменных (в логарифмах), Oil – экзогенная переменная (логарифм цены нефти), γ – фиктивные переменные для структурных изменений в экономике (кризис 2008 г., введение санкций с августа 2014 г.), γ_s^j – фиктивные переменные для учета сезонности, u_t – случайная ошибка, A, B, C, D, E – матрицы коэффициентов модели.

Эндогенные переменные: индекс потребительских цен в регионе (CPI), индекс промышленного производства в регионе (PPI), который отражает динамику внутреннего объема выпуска, значение обменного курса рубля к доллару США (Usd), величина денежной массы (M2), которая отражает объем предложения денег в экономике. Оценка проводилась по данным с января 2003 г. по декабрь 2018 г. (табл. 1).

Таблица 1 / Table 1

Данные для оценки эффекта переноса
Data for estimation of the Exchange rate pass-through values

| Переменная / Variable | Источник / Source |
|--|--|
| Индекс потребительских цен на товары и услуги, ИПЦ, % к янв. 2003 г. | Федеральная служба государственной статистики |
| Индекс потребительских цен на продовольственные товары, % к янв. 2003 г. | Федеральная служба государственной статистики |
| Индекс потребительских цен на непродовольственные товары, % к янв. 2003 г. | Федеральная служба государственной статистики |
| Индекс потребительских цен на услуги, % к янв. 2003 г. | Федеральная служба государственной статистики |
| Средний номинальный курс доллара США к рублю | Официальный сайт ЦБ РФ |
| Индекс промышленного производства (месяц, полный круг предприятий), % к янв. 2003 г. | Единая межведомственная информационно-статистическая система |
| Денежная масса M2, сезонно скорректированная, млрд руб. | Официальный сайт ЦБ РФ |
| Фьючерс на нефть марки Brent, долл. США | Информационный портал ru.investing.com |

Порядок интегрированности всех рядов проверялся тестами ADF и KPSS; коинтеграция рядов в модели (1) для каждого индекса цен и каждого региона проверялась в рамках процедуры Йохансена. Оценки величины эффекта переноса валютного курса получены как значения оценки кумулятивной функции импульсного отклика на шоки с помощью рекурсивной краткосрочной идентификации (по Холецкому) с последовательностью: $M2 \rightarrow PPI \rightarrow Usd \rightarrow CPI$.

На втором шаге для выявления пространственных зависимостей величины эффекта переноса оценены, во-первых, коэффициенты пространственной корреляции, во-вторых, регрессионные модели для учета влияния на эффект переноса факторов внутренней и внешней среды региона. В качестве коэффициентов пространственной корреляции использованы глобальные индексы Морана I (2) и Гири C (3), а также локальные индексы Морана LISA (4):



$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, i \neq j, \quad (2)$$

$$C = \frac{(n - 1)}{2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - x_j)^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, \quad (3)$$

$$LISA_i = \frac{(x_i - \bar{x}) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 / n}, i = 1, \dots, n, \quad (4)$$

где x_i – величина эффекта переноса для региона i , полученная на первом шаге, $i = 1, \dots, n$; w_{ij} – элементы граничной взвешивающей матрицы W , элементы которой $w_{ij} = 1$, если регионы i и j имеют общую границу, $w_{ij} = 0$, если регионы i и j не имеют общей границы; n – количество регионов. В регрессионных моделях в качестве зависимой переменной использовалась оценка величины эффекта переноса в регионах, полученная на первом шаге. Сначала рассматривались линейные регрессионные модели (5):

$$PF = X\beta + u, \quad (5)$$

где PF – вектор полученных оценок эффекта переноса размерности 81×1 для выбранного периода (1, 3, 6, 12 или 24 месяца) и выбранного индекса потребительских цен, X – матрица значений факторов, β – вектор коэффициентов модели, u – случайная ошибка.

Нас интересовало, будет ли присутствовать в остатках построенных моделей пространственная автокорреляция, свидетельствующая о наличии пространственных зависимостей эффекта переноса, даже после учета контрольных переменных. С этой целью для остатков построенных моделей (5) оценивался индекс Морана (2).

Затем оценивались регрессионные модели, в которых пространственные эффекты учитываются за счет включения в модель пространственного

лага либо результативной переменной (модель SAR) (6), либо ошибки (модель SEM) (7):

$$PF = \rho \cdot W \cdot PF + X \cdot \beta + u, \quad (6)$$

$$PF = X \cdot \beta + u,$$

$$u = \lambda \cdot W \cdot u + \varepsilon, \quad (7)$$

где W – граничная взвешивающая матрица, ρ – коэффициент пространственной корреляции результативной переменной, λ – коэффициент пространственной корреляции ошибок.

Нас интересовало, окажутся ли пространственные модели SAR (6), SEM (7) лучше непроводимых моделей (5), будут ли значимы параметры ρ и λ , отвечающие за пространственные эффекты. Для этого мы использовали тест множителей Лагранжа, проверяющий гипотезу о том, что линейная регрессионная пространственная модель не является пространственной против альтернатив о том, что данные описываются моделью SAR (тест Lmlag) или SEM (тест Lmerr), а также его робастную версию (тесты RLMlag, RLMerr).

Выбор контрольных переменных был обусловлен такими региональными факторами, как транзакционные издержки, зависимость от импорта и уровень экономической активности в регионе. Все переменные взяты по состоянию на 2003 г. как начальные экономические условия регионов (табл. 2).

Таблица 2 / Table 2

Данные для оценки регрессионных моделей эффекта переноса
Data for estimation of the Exchange rate pass-through spatial models

| Переменная / Variable | Источник / Source |
|--|---|
| Приграничное положение | Составлено авторами |
| Приморское положение | Составлено авторами |
| Расстояние до Москвы | Google Maps |
| Плотность населения | Федеральная служба государственной статистики |
| Доля импорта в ВРП | Федеральная служба государственной статистики |
| Доля ВРП в ВВП России | Федеральная служба государственной статистики |
| Доля региона в обороте розничной торговли России | Федеральная служба государственной статистики |



1. Транзакционные издержки. Чем больше доля транзакционных издержек в конечной цене импортного товара, тем меньше величина эффекта переноса. Для РФ транзакционные издержки определяются, прежде всего, транспортными расходами на доставку импортных товаров. Для описания величины транспортных издержек нами использовались фиктивные переменные для регионов с выходом к государственной границе (*приграничное положение*), к морю (*приморское положение*), *расстояние до Москвы* от административного центра региона по автомобильным дорогам (в случае если импортный товар ввозится в регион не напрямую, а через крупный торговый центр, такой как г. Москва). Наличие у региона выхода к границе или к морю уменьшает транспортные издержки и увеличивает эффект переноса. Увеличение расстояния между административным центром региона и Москвой оказывает отрицательное влияние на величину эффекта переноса. Еще одним показателем,

описывающим размер транзакционных издержек, является *плотность населения в регионе*. Как правило, чем выше плотность населения в регионе, тем выше плотность транспортной сети, ниже уровень транспортных издержек и, как следствие, выше величина эффекта переноса.

2. Зависимость от импорта. Чем выше зависимость региона от импорта, тем сильнее эффект переноса. Для описания доли импорта в потреблении использовалась *доля импорта в ВРП*.

3. Уровень экономической активности. Чем выше экономическая активность в регионе, тем больше объем предложения товаров и меньше значение эффекта переноса для данного региона. Уровень экономической активности в регионе характеризуется *долей региона в ВВП России и в обороте розничной торговли*.

На *первом шаге* исследования получены оценки эффекта переноса для регионов России, описательная статистика для которых представлена в табл. 3.

Таблица 3 / Table 3

Описательная статистика оценок эффекта переноса
Descriptive statistics of the Exchange rate pass-through estimates

| Статистика / Statistic | Период после шока / Period after the shock, % | | | | |
|---------------------------------|---|----------------|----------------|------------------|------------------|
| | 1 мес. / 1 mo. | 3 мес. / 3 mo. | 6 мес. / 6 mo. | 12 мес. / 12 mo. | 24 мес. / 24 mo. |
| ИПЦ всех товаров и услуг | | | | | |
| Среднее | 0,1 | 0,5 | 1,2 | 1,8 | 2,9 |
| Минимум | 0,0 | 0,2 | 0,4 | 0,4 | 0,1 |
| Максимум | 0,1 | 0,8 | 2,3 | 3,6 | 5,6 |
| ИПЦ продовольственных товаров | | | | | |
| Среднее | 0,1 | 0,7 | 1,6 | 2,3 | 3,7 |
| Минимум | 0,0 | 0,2 | 0,8 | 0,6 | 0,9 |
| Максимум | 0,1 | 1,1 | 2,6 | 4,2 | 6,2 |
| ИПЦ непродовольственных товаров | | | | | |
| Среднее | 0,1 | 0,5 | 1,5 | 2,7 | 4,7 |
| Минимум | 0,0 | 0,1 | 0,3 | 0,3 | 0,7 |
| Максимум | 0,2 | 0,9 | 2,5 | 4,5 | 7,7 |
| ИПЦ услуг | | | | | |
| Среднее | 0,1 | 0,6 | 1,2 | 2,0 | 3,5 |
| Минимум | -0,1 | -0,2 | -0,4 | -0,9 | -1,5 |
| Максимум | 0,3 | 1,4 | 2,8 | 4,5 | 8,0 |

Через 12 месяцев после шока среднее значение эффекта переноса составляло 1,8%, т.е. в среднем по регионам России 1,8% шоков обменного курса рубля аккумулируются в потребительских ценах в течение одного года. Значения эффекта переноса по регионам различались от 0,4% (Дагестан) до 3,6% (Ингушетия). В случае

продовольственных товаров среднее по регионам значение эффекта переноса 2,3% выше, чем в целом для всех групп товаров. Среднее по регионам значение эффекта переноса в цены непродовольственных товаров (2,7%) выше по сравнению с продовольственными товарами. Для оценок эффекта переноса в цены услуг



характерна наибольшая межрегиональная неоднородность: значения по регионам изменялись от $-0,9\%$ до $4,5\%$. Полученные результаты о средних оценках эффекта переноса согласуются

с оценками эффекта переноса, полученными для России в целом (см. [18, 19, 20, 21] и др.).

Полученные на *втором шаге* оценки индексов Морана I и Гири С, приведены в табл. 4.

Таблица 4 / Table 4

**Оценки глобальных показателей пространственной автокорреляции для эффекта переноса
(по индексам потребительских цен)
The spatial autocorrelation global indices estimates for Exchange rate pass-through
(by consumer price indices)**

| Индекс / Index | Период после шока / Period after the shock | | | | |
|---------------------------|--|-------------------|-------------------|---------------------|---------------------|
| | 1 мес. / 1 mo. | 3 мес. / 3 mo. | 6 мес. / 6 mo. | 12 мес. / 12 mo. | 24 мес. / 24 mo. |
| Индекс Морана I | | | | | |
| ИПЦ | 0,118** | -0,024 | -0,116 | -0,088 | -0,081 |
| ИПЦ (продовольственные) | 0,158** | 0,209*** | 0,199*** | 0,194*** | 0,045 |
| ИПЦ (непродовольственные) | 0,020 | 0,061 | 0,032 | -0,043 | -0,044 |
| ИПЦ (услуги) | 0,143* | 0,196*** | 0,149** | 0,031 | -0,019 |
| Индекс Гири С | | | | | |
| ИПЦ | 0,906 | 0,982 | 1,061 | 1,067 | 1,080 |
| ИПЦ (продовольственные) | 0,859** | 0,691*** | 0,720*** | 0,766*** | 0,936 |
| ИПЦ (непродовольственные) | 0,903 | 0,812** | 0,879* | 0,988 | 1,013 |
| ИПЦ (услуги) | 0,863* | 0,803** | 0,862* | 0,975 | 1,013 |

Примечание. *** – значим на уровне 1%, ** – значим на уровне 5%, * – значим на уровне 10%.

Во всех случаях, когда индексы Морана и Гири значимы, их значения говорят о наличии положительной пространственной взаимосвязи значений эффекта переноса в регионах России. Это означает, что в РФ как регионы со сравнительно слабой реакцией потребительских цен на валютные шоки (маленькая величина эффекта переноса), так и регионы со сравнительно сильной реакцией (большая величина эффекта переноса) располагаются близко друг к другу, т. е. существуют кластеры сравнительной устойчивости и неустойчивости к валютным шокам.

Наиболее сильные пространственные связи характерны для эффекта переноса в цены продовольственных товаров через 1, 3, 6 и 12 месяцев после шока. Пространственные связи эффекта переноса в цены услуг значимы для периодов 1, 3 и 6 месяцев после шока. В случае эффекта переноса в цены непродовольственных товаров нельзя сделать однозначного вывода о наличии или отсутствии автокорреляции. Таким образом, пространственная связь наблюдается в первые 12 месяцев после шока.

Результаты расчетов локальных индексов пространственной автокорреляции LISA представлены в табл. 5 (только по тем регионам РФ, для которых были получены значимые оценки).

Для эффекта переноса в цены всех товаров и услуг через 3, 6, 12 и 24 месяца после шока не получено значимого индекса LISA ни для одного региона РФ. Единственный значимый положительный локальный индекс получен для эффекта переноса на один месяц для Республики Северная Осетия – Алания.

Для эффекта переноса в потребительские цены продовольственных товаров наиболее сильно выделяются значения LISA для Краснодарского края: они всегда положительны и значимы для эффекта переноса на 1, 3, 12 месяцев. Кроме того, для эффекта переноса через 12 месяцев значимы и положительны LISA для ХМАО, Дагестана и Калмыкии. Для Калмыкии локальный индекс также значим для эффекта переноса через 6 месяцев после шока. Регионы РФ, для которых получены значимые LISA, являются так называемыми горячими точками – вероятно, в краткосрочном периоде усиление эффекта переноса в цены продовольственных товаров стартует с Краснодарского края как с одного из крупных поставщиков сельхозпродукции, а в среднесрочном периоде (через полгода – год) горячими точками начинают выступать Калмыкия, Дагестан, ХМАО.

Для эффекта переноса в цены непродовольственных товаров положительные и значимые значения LISA получены для периода через

Оценки локальных индексов Морана LISA
Local Moran's LISA estimates

| Индекс / Index | Регион / Region | Период после шока / Period after the shock | | | |
|------------------------------|-------------------------------------|--|----------------|----------------|------------------|
| | | 1 мес. / 1 mo. | 3 мес. / 3 mo. | 6 мес. / 6 mo. | 12 мес. / 12 mo. |
| ИПЦ | Республика Северная Осетия – Алания | 2,579*** | – | – | – |
| ИПЦ (продовольственные) | Краснодарский край | 1,831*** | 1,911*** | – | 1,508* |
| | Республика Калмыкия | – | – | 1,414** | 1,469** |
| | Республика Дагестан | – | – | – | 2,346** |
| | ХМАО – Югра | – | – | – | 1,621*** |
| ИПЦ (непродовольственные) | Камчатский край | – | – | 4,226*** | – |
| | Магаданская область | – | – | 2,733*** | – |
| ИПЦ (услуги) | Республика Ингушетия | 3,835*** | 4,678*** | 3,701*** | 3,014* |

Примечание. *** – значим на уровне 1%, ** – значим на уровне 5%, * – значим на уровне 10% (с учетом корректировки уровня значимости на количество объектов: гипотеза о незначимости локального индекса отвергалась на уровне значимости 10%, если достигаемый уровень значимости оказывался меньше 0,00123, отвергалась на уровне значимости 5%, если достигаемый уровень значимости оказывался меньше 0,00062, и на уровне значимости 1%, если меньше 0,00012).

6 месяцев для Камчатского края и Магаданской области. Для эффекта переноса в потребительские цены на услуги сильно выделяются значимые и положительные значения индекса LISA для Республики Ингушетия.

Результаты сравнения линейной регрессионной модели с пространственными моделями представлены в табл. 6. Результаты оценивания отвечающих за пространственные эффекты параметров ρ и λ представлены в табл. 7.

Таблица 6 / Table 6

Результаты сравнения МНК-моделей с пространственными моделями SAR и SEM
Comparison of OLS, SAR and SEM models

| Тест / Test | Период после шока / Period after the shock | | | | |
|----------------------------------|--|----------------|----------------|------------------|------------------|
| | 1 мес. / 1 mo. | 3 мес. / 3 mo. | 6 мес. / 6 mo. | 12 мес. / 12 mo. | 24 мес. / 24 mo. |
| ИПЦ | | | | | |
| Lmlag | 1,75 | 0,21 | 2,35 | 1,98 | 2,20 |
| Lmerr | 0,71 | 1,02 | 2,80* | 1,77 | 1,96 |
| RLMlag | 1,78 | 0,40 | 0,06 | 0,23 | 0,26 |
| RLMerr | 0,74 | 1,20 | 0,52 | 0,03 | 0,02 |
| ИПЦ (продовольственные товары) | | | | | |
| Lmlag | 2,18 | 1,87 | 1,00 | 1,05 | 0,00 |
| Lmerr | 2,25 | 5,37** | 3,73* | 1,94 | 0,04 |
| RLMlag | 0,09 | 0,17 | 0,37 | 0,01 | 0,04 |
| RLMerr | 0,16 | 3,67* | 3,10* | 0,95 | 0,08 |
| ИПЦ (непродовольственные товары) | | | | | |
| Lmlag | 0,31 | 0,02 | 0,20 | 0,53 | 0,10 |
| Lmerr | 0,67 | 0,03 | 1,07 | 2,24 | 1,23 |
| RLMlag | 0,36 | 0,34 | 0,69 | 1,43 | 1,82 |
| RLMerr | 0,73 | 0,34 | 1,56 | 3,14* | 2,95* |
| ИПЦ (услуги) | | | | | |
| Lmlag | 1,14 | 2,27 | 0,59 | 0,10 | 0,52 |
| Lmerr | 0,26 | 0,04 | 0,06 | 0,46 | 0,62 |
| RLMlag | 2,36 | 7,13*** | 3,72* | 0,37 | 0,00 |
| RLMerr | 1,48 | 4,90** | 3,19* | 0,73 | 0,10 |

Примечание. *** – значим на уровне 1%, ** – значим на уровне 5%, * – значим на уровне 10%.



Таблица 7 / Table 7

Результаты тестирования пространственных эффектов
Results of spatial effects testing

| Индекс / Index | Период после шока / Period after the shock | | | | |
|---|--|----------------|----------------|------------------|------------------|
| | 1 мес. / 1 mo. | 3 мес. / 3 mo. | 6 мес. / 6 mo. | 12 мес. / 12 mo. | 24 мес. / 24 mo. |
| Оценка индекса Морана I для остатков линейной регрессионной модели | | | | | |
| ИПЦ | 0,067* | -0,080 | -0,133 | -0,105 | -0,111 |
| ИПЦ (продовольственные) | 0,119** | 0,183*** | 0,153*** | 0,110** | 0,016 |
| ИПЦ (непродовольственные) | -0,065 | -0,013 | -0,082 | -0,118 | -0,088 |
| ИПЦ (услуги) | 0,041 | 0,016 | -0,019 | -0,053 | -0,062 |
| Оценка параметра ρ в модели пространственной авторегрессии SAR | | | | | |
| ИПЦ | 0,173 | -0,053 | -0,209 | 0,213 | -0,220 |
| ИПЦ (продовольственные) | 0,155 | 0,127 | 0,11 | 0,1310 | 0,008 |
| ИПЦ (непродовольственные) | -0,089 | 0,18 | -0,053 | -0,085 | -0,035 |
| ИПЦ (услуги) | 0,133 | 0,181 | 0,095 | -0,042 | -0,103 |
| Оценка параметра λ в модели пространственной ошибки SEM | | | | | |
| ИПЦ | 0,147 | -0,188 | -0,352** | -0,274* | -0,280* |
| ИПЦ (продовольственные) | 0,188 | 0,322** | 0,301** | 0,227 | 0,035 |
| ИПЦ (непродовольственные) | -0,171 | -0,028 | -0,158 | -0,226 | -0,160 |
| ИПЦ (услуги) | 0,081 | 0,035 | -0,041 | -0,113 | -0,138 |

Примечание. *** – значим на уровне 1%, ** – значим на уровне 5%, * – значим на уровне 10%.

Индекс потребительских цен всех товаров и услуг. Индекс Морана для остатков непространственной регрессионной модели значим только для модели краткосрочного периода 1 месяц и только на 10%-ном уровне значимости. В авторегрессионной модели SAR ни для краткосрочного, ни для среднесрочного периода оценка коэффициента пространственного лага эффекта переноса ρ не оказалась значимой. Это свидетельство того, что для реакции на шоки валютного курса потребительских цен в регионе неважно, насколько сильна или слаба реакция соседних регионов.

Результаты теста Лагранжа говорят о том, что ни пространственная авторегрессионная модель SAR, ни пространственная модель ошибки SEM при исследовании эффекта переноса за период 1, 3, 12 и 24 месяца не имеют преимуществ перед непространственной моделью. Для эффекта переноса на 6 месяцев тест множителя Лагранжа на 10%-ном уровне значимости свидетельствует о преимуществе SEM-модели, а результаты ее оценивания дают значимую на уровне 5% отрицательную оценку параметра пространственной корреляции ошибок $\hat{\lambda} = -0,352$. Для эффекта переноса на 12 и 24 месяца также получены достаточно высокие отрицательные, но значимые

только на 10%-ном уровне значения параметра λ . Мы интерпретируем полученные результаты как свидетельство существования в среднесрочном периоде пространственных зависимостей эффекта переноса, обусловленных факторами, отличными от транзакционных издержек, импортозависимости и экономической активности региона. Отрицательный знак параметра λ может говорить о маятниковом характере действия этих факторов: когда в соседних регионах факторы сработали в сторону увеличения эффекта переноса, в исследуемом регионе факторы сработают в сторону уменьшения. Возможно, такой эффект связан с высокой степенью агрегированности индекса потребительских цен.

Индекс потребительских цен продовольственных товаров. Индекс Морана значим и положителен для остатков регрессионных моделей для эффекта переноса до 12 месяцев после шока включительно. Однако в авторегрессионной модели SAR ни для краткосрочного, ни для среднесрочного периода оценка коэффициента пространственного лага эффекта переноса ρ не оказалась значимой.

Результаты теста Лагранжа говорят о том, что пространственная модель ошибки SEM имеет преимущество перед непространственной



регрессионной моделью для эффекта переноса через 3 и 6 месяцев. Действительно, оценивание SEM-моделей дало положительные значимые на уровне 5% оценки параметров пространственной корреляции ошибок $\hat{\lambda} = 0,322$ для эффекта переноса через 3 месяца после шока и $\hat{\lambda} = 0,301$ для эффекта переноса через 6 месяцев после шока. Мы интерпретируем полученные результаты как свидетельство существования в краткосрочном периоде пространственных зависимостей эффекта переноса, обусловленных факторами, отличными от транзакционных издержек, импортозависимости и экономической активности региона. Положительный знак параметра λ может говорить о разгоняющем характере действия этих факторов: когда в соседних регионах факторы сработали в сторону увеличения эффекта переноса, и в исследуемом регионе факторы сработают аналогично. Действие этих факторов ограничено во времени: они начинают действовать через несколько месяцев после шока, и через год их влияние затухает.

Индекс потребительских цен непродовольственных товаров. Индекс Морана для остатков всех регрессионных непространственных моделей эффекта переноса в цены непродовольственных товаров отрицательный, но статистически незначим.

Результаты теста Лагранжа говорят о том, что ни пространственная авторегрессионная модель SAR, ни пространственная модель ошибки SEM не имеют преимуществ перед непространственной регрессионной моделью. Робастная версия теста на уровне значимости 10% дает небольшое преимущество SEM-моделям для эффекта переноса через 12 и 24 месяца после шока. Действительно, при оценивании SEM-моделей для этих периодов оценки параметра пространственной корреляции λ сравнительно велики (и отрицательны). Однако доказать их значимость не удалось. В авторегрессионной модели SAR ни для краткосрочного, ни для среднесрочного периода оценка коэффициента пространственного лага эффекта переноса ρ незначима. Это означает, что для реакции на шоки валютного курса потребительских цен непродовольственных товаров в регионе неважно, насколько сильна или слаба реакция соседних регионов. Таким образом, для реакции цен непродовольственных товаров на шоки обменного курса не удалось выявить пространственных эффектов.

Индекс потребительских цен услуг. Индекс Морана для остатков всех регрессионных непространственных моделей эффекта переноса в цены услуг незначим. Тест Лагранжа не подтвердил преимущество пространственных моделей перед

обычной регрессионной моделью, робастная версия теста не позволила сделать выбор в пользу определенного типа пространственной модели, а оценки пространственных моделей не дали значимых оценок параметров, отвечающих за пространственные эффекты. Для случая реакции цен услуг на шоки обменного курса не удалось выявить пространственных эффектов.

Результаты

Полученные результаты свидетельствуют о неоднородности эффекта переноса в российских регионах, что подтверждает первую из выдвинутых гипотез.

Вторая гипотеза о значимом влиянии на величину эффекта переноса пространственных взаимосвязей между регионами подтверждается только для продовольственных товаров в краткосрочном периоде. Это связано с тем, что основные потоки товаров между регионами преимущественно представлены продовольственными товарами. Непродовольственные товары в основном импортируются, и поэтому мы не наблюдаем перетоков эффекта переноса между регионами. Также в рамках проведенного исследования для реакции на шоки обменного курса цен непродовольственных товаров и цен услуг не удалось выявить пространственных эффектов.

Обнаруженная отрицательная пространственная корреляция ошибки в модели для эффекта переноса в индекс потребительских цен всех товаров и услуг в среднесрочном периоде является, на наш взгляд, следствием высокой степени агрегированности данного индекса, а также косвенным свидетельством пространственной автокоррелированности его составляющих. Для обнаружения пространственных закономерностей эффекта переноса необходимо спуститься на более дезагрегированный уровень, анализировать не такие укрупненные компоненты ИПЦ, как продовольственные и непродовольственные товары и услуги, а его субкомпоненты, товарные группы или отдельные товары.

Список литературы

1. *Goldberg P. K., Knetter M. M.* Goods prices and exchange rates : What have we learned? // *Journal of Economic Literature*. 1997. Vol. 35, iss. 3. P. 1243–1272.
2. *Kahn G. A.* Dollar depreciation and inflation // *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*. 1987. Vol. 72, iss. 9. P. 32–49.
3. *Menon J.* Exchange rate pass-through // *Journal of Economic Surveys*. 1995. Vol. 9, iss. 2. P. 197–231. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.1995.tb00114.x>
4. *Жураковский В., Новопашина А., Тарантаев А.* Региональная разнородность эффекта переноса валютного



- курса на инфляцию : Серия докладов об экономических исследованиях. 2021. URL: https://www.cbr.ru/Content/Document/File/118010/wp_dgu_jan.pdf (дата обращения: 14.07.2021).
5. *Bacchetta P., Van Wincoop E.* Why do consumer prices react less than import prices to exchange rates? // *Journal of the European Economic Association*. 2003. Vol. 1, iss. 2–3. P. 662–670. <https://doi.org/10.1162/154247603322391297>
 6. *Betts C. M., Kehoe T. J.* Real exchange rate movements and the relative price of non-traded goods // *NBER Working Paper*. 2008. № 14437. <https://doi.org/10.3386/w14437>
 7. *McCarthy J.* Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies // *Eastern Economic Journal*. 2007. Vol. 33, iss. 4. P. 511–537. <https://doi.org/10.1057/ej.2007.38>
 8. *Burstein A. T., Neves J. C., Rebelo S.* Distribution costs and real exchange rate dynamics during exchange-rate-based stabilizations // *Journal of Monetary Economics*. 2003. Vol. 50, iss. 6. P. 1189–1214. [https://doi.org/10.1016/s0304-3932\(03\)00075-8](https://doi.org/10.1016/s0304-3932(03)00075-8)
 9. *Obstfeld M., Rogoff K.* The six major puzzles in international macroeconomics : is there a common cause? // *NBER Macroeconomics Annual*. 2000. Vol. 15. P. 339–390. <https://doi.org/10.3386/w7777>
 10. *De Haan J.* Inflation differentials in the euro area : A survey // *The European Central Bank at Ten / ed. by J. de Haan, H. Berger*. Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 2010. P. 11–32. https://doi.org/10.1007/978-3-642-14237-6_2
 11. *Beck G. W., Hubrich K., Marcellino M.* Regional inflation dynamics within and across euro area countries and a comparison with the United States // *Economic Policy*. 2009. Vol. 24, iss. 57. P. 141–184. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0327.2009.00214.x>
 12. *Carlino G., De Fina R.* The differential regional effects of monetary policy // *Review of Economics and Statistics*. 1998. Vol. 80, iss. 4. P. 572–587. <https://doi.org/10.1162/003465398557843>
 13. *Owyang M. T., Wall H. J.* Regional VARs and the channels of monetary policy // *Applied Economics Letters*. 2009. Vol. 16, iss. 12. P. 1191–1194. <https://doi.org/10.1080/13504850701367247>
 14. *Arnold I. J. M.* The regional effects of monetary policy in Europe // *Journal of Economic Integration*. 2001. Vol. 16, iss. 3. P. 399–420. <https://doi.org/10.11130/jei.2001.16.3.399>
 15. *Georgopoulos G.* Measuring regional effects of monetary policy in Canada // *Applied Economics*. 2009. Vol. 41, iss. 16. P. 2093–2113. <https://doi.org/10.1080/00036840701604362>
 16. *Weber E. J.* Monetary policy in a heterogeneous monetary union : The Australian experience // *Applied Economics*. 2006. Vol. 38, iss. 21. P. 2487–2495. <https://doi.org/10.1080/00036840500427742>
 17. *Fraser P., MacDonald G. A., Mullineux A. W.* Regional monetary policy : An Australian perspective // *Regional Studies*. 2014. Vol. 48, iss. 8. P. 1419–1433. <https://doi.org/10.1080/00343404.2012.714897>
 18. *Добрынская В. В.* Эффект переноса и монетарная политика в России : что изменилось после кризиса 1998 г.? // *Экономический журнал Высшей школы экономики*. 2007. Т. 11, № 2. С. 213–233.
 19. *Картаев Ф. С., Якимов Ю. И.* Влияние инфляционного таргетирования на эффект переноса валютного курса // *Вопросы экономики*. 2018. № 11. С. 70–84. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2018-11-70-84>
 20. *Катаранова М.* Связь между обменным курсом и инфляцией в России // *Вопросы экономики*. 2010. № 1. С. 44–62. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2010-1-44-62>
 21. *Пономарев Ю.* Эффект переноса динамики обменного курса рубля в цены в российских отраслях промышленности // *Экономическая политика*. 2015. Т. 10, № 5. С. 53–70. <https://doi.org/10.18288/1994-5124-2015-5-03>
 22. *Глуценко К. П.* Ценовые взаимодействия российских региональных рынков // *Пространственная экономика*. 2007. № 1. С. 48–60.
 23. *Сперанская Л. Л.* Совершенствование денежно-кредитной политики России с учетом различий в реакциях региональных экономик // *Управление экономическими системами : электронный научный журнал*. 2015. № 7 (79). URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/sovershenstvovanie-denezhno-kreditnoy-politiki-rossii-s-uchetom-razlichiy-v-reaktsiyah-regionalnyh-ekonomik> (дата обращения: 14.07.2021).
 24. *Демидова О. А., Карнаухова Е. Е., Коршунов Д. А., Мясников А. А., Серегина С. Ф.* Асимметричные эффекты денежно-кредитной политики в регионах России // *Вопросы экономики*. 2021. № 6. С. 77–102. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2021-6-77-102>
 25. *Напалков В. В., Новак А. Е., Шульгин А. Г.* Различия в эффектах единой денежно-кредитной политики : случай регионов России // *Деньги и кредит*. 2021. Т. 80, № 1. С. 3–45. <https://doi.org/10.31477/rjmf.202101.03>

References

1. Goldberg P. K., Knetter M. M. Goods prices and exchange rates: What have we learned? *Journal of Economic Literature*, 1997, vol. 35, iss. 3, pp. 1243–1272.
2. Kahn G. A. Dollar depreciation and inflation. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 1987, vol. 72, iss. 9, pp. 32–49.
3. Menon J. Exchange rate pass-through. *Journal of Economic Surveys*, 1995, vol. 9, iss. 2, pp. 197–231. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.1995.tb00114.x>
4. Zhurakovskiy V., Novopashina A., Tarantaev A. *Regional'naya raznorodnost' effekta perenosa valyutnogo kursa na inflyatsiyu: Seriya dokladov ob ekonomicheskikh issledovaniyakh* (Regional heterogeneity of the exchange rate pass-through: Series of Reports on Economic Research, 2021). Available at: https://www.cbr.ru/Content/Document/File/118010/wp_dgu_jan.pdf (accessed 14 July 2021) (in Russian).
5. Bacchetta P., Van Wincoop E. Why do consumer prices react less than import prices to exchange rates? *Journal of the European Economic Association*, 2003, vol. 1, iss. 2–3, pp. 662–670. <https://doi.org/10.1162/154247603322391297>



6. Betts C. M., Kehoe T. J. Real exchange rate movements and the relative price of non-traded goods. *NBER Working Paper*, 2008, no. 14437. <https://doi.org/10.3386/w14437>
7. McCarthy J. Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies. *Eastern Economic Journal*, 2007, vol. 33, iss. 4, pp. 511–537. <https://doi.org/10.1057/ej.2007.38>
8. Burstein A. T., Neves J. C., Rebelo S. Distribution costs and real exchange rate dynamics during exchange-rate-based stabilizations. *Journal of Monetary Economics*, 2003, vol. 50, iss. 6, pp. 1189–1214. [https://doi.org/10.1016/s0304-3932\(03\)00075-8](https://doi.org/10.1016/s0304-3932(03)00075-8)
9. Obstfeld M., Rogoff K. The six major puzzles in international macroeconomics: is there a common cause? *NBER Macroeconomics Annual*, 2000, vol. 15, pp. 339–390. <https://doi.org/10.3386/w7777>
10. De Haan J. Inflation differentials in the euro area: A survey. In: J. de Haan, H. Berger, eds. *The European Central Bank at Ten*. Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 2010, pp. 11–32. https://doi.org/10.1007/978-3-642-14237-6_2
11. Beck G. W., Hubrich K., Marcellino M. Regional inflation dynamics within and across euro area countries and a comparison with the United States. *Economic Policy*, 2009, vol. 24, iss. 57, pp. 141–184. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0327.2009.00214.x>
12. Carlino G., De Fina R. The differential regional effects of monetary policy. *Review of Economics and Statistics*, 1998, vol. 80, iss. 4, pp. 572–587. <https://doi.org/10.1162/003465398557843>
13. Owyang M. T., Wall H. J. Regional VARs and the channels of monetary policy. *Applied Economics Letters*, 2009, vol. 16, iss. 12, pp. 1191–1194. <https://doi.org/10.1080/13504850701367247>
14. Arnold I. J. M. The regional effects of monetary policy in Europe. *Journal of Economic Integration*, 2001, vol. 16, iss. 3, pp. 399–420. <https://doi.org/10.11130/jei.2001.16.3.399>
15. Georgopoulos G. Measuring regional effects of monetary policy in Canada. *Applied Economics*, 2009, vol. 41, iss. 16, pp. 2093–2113. <https://doi.org/10.1080/00036840701604362>
16. Weber E. J. Monetary policy in a heterogeneous monetary union: The Australian experience. *Applied Economics*, 2006, vol. 38, iss. 21, pp. 2487–2495. <https://doi.org/10.1080/00036840500427742>
17. Fraser P., MacDonald G. A., Mullineux A. W. Regional monetary policy: An Australian perspective. *Regional Studies*, 2014, vol. 48, iss. 8, pp. 1419–1433. <https://doi.org/10.1080/00343404.2012.714897>
18. Dobrynskaya V. V. Pass-Through Effect and Monetary Policy in Russia: What has Changed Since the Crisis of 1998? *Economicheskij Zhurnal VSHE [HSE Economic Journal]*, 2007, vol. 11, no. 2, pp. 213–233 (in Russian).
19. Kartaev P. S., Yakimova Yu. I. The influence of inflation targeting on the pass-through effect of the exchange rate. *Voprosy Ekonomiki*, 2018, no. 11, pp. 70–84 (in Russian). <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2018-11-70-84>
20. Kataranova M. Relationship between Exchange Rate and Inflation in Russia. *Voprosy Ekonomiki*, 2010, no. 1, pp. 44–62 (in Russian). <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2010-1-44-62>
21. Ponomarev Yu. Exchange Rate Pass-Through in Russian Production Prices. *Ekonomicheskaja politika [Economic Policy]*, 2015, vol. 10, no. 5, pp. 53–70 (in Russian). <https://doi.org/10.18288/1994-5124-2015-5-03>
22. Gluschenko K. P. Price interactions of Russian regional markets. *Prostranstvennaya ekonomika [Spatial Economics]*, 2007, no. 1, pp. 48–60 (in Russian).
23. Speranskaya L. L. Monetary policy in Russia and regional reactions to monetary shocks. *Management Economic Systems: Scientific Electronic Journal*, 2015, no. 7 (79). Available at: <https://cyberleninka.ru/article/n/sovershenstvovanie-denezhno-kreditnoy-politiki-rossii-s-uchetom-razlichnyh-v-reaktsiyah-regionalnyh-ekonomik> (accessed 14 July 2021) (in Russian).
24. Demidova O. A., Karnaukhova E. E., Korshunov D. A., Myasnikov A. A., Seregina S. F. Asymmetric effects of monetary policy in Russia. *Voprosy Ekonomiki*, 2021, no. 6, pp. 77–102 (in Russian). <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2021-6-77-102>
25. Napalkov V., Novak A., Shulgin A. Variations in the effects of a single monetary policy: The case of Russian Regions. *Russian Journal of Money and Finance*, 2021, vol. 80, no. 1, pp. 3–45 (in Russian). <https://doi.org/10.31477/rjmf.202101.03>

Поступила в редакцию 06.08.2021, после рецензирования 09.09.2021, принята к публикации 10.09.2021
 Received 06.08.2021, revised 09.09.2021, accepted 10.09.2021