

СОЦИАЛЬНО-ДЕМОГРАФИЧЕСКИЙ ПОТЕНЦИАЛ РЕГИОНАЛЬНОГО РАЗВИТИЯ

Для цитирования: Синельников-Мурылев С. Г., Перевышин Ю. Н., Трунин П. В. Различия темпов роста потребительских цен в российских регионах. Эмпирический анализ // Экономика региона. — 2020. — Т. 16, вып. 2. — С. 479-493

<http://doi.org/10.17059/2020-2-11>

УДК 338.57.055.2

С. Г. Синельников-Мурылев ^{а)}, Ю. Н. Перевышин ^{б)}, П. В. Трунин ^{б)}

^{а)} Всероссийская академия внешней торговли (Москва, Российская Федерация)

^{б)} Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации (Москва Российская Федерация; e-mail: perevyshein.yuri@gmail.com)

РАЗЛИЧИЯ ТЕМПОВ РОСТА ПОТРЕБИТЕЛЬСКИХ ЦЕН В РОССИЙСКИХ РЕГИОНАХ: ЭМПИРИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ¹

Насколько различается инфляция в российских регионах, в чем причины этих различий, являются ли различия региональной инфляции проблемой для проведения единой денежно-кредитной политики, направленной на таргетирование общероссийской инфляции на уровне 4 %? Эти вопросы затрагиваются в настоящей статье. На основе эконометрических методов оценивания панельных регрессий с использованием инструментальных переменных выявлены факторы различий региональной инфляции: а) разрыв выпуска, б) инфляционные ожидания, в) эффект переноса валютного курса, г) конвергенция региональных цен. Предложено детальное объяснение механизмов влияния этих факторов на региональную инфляцию, опирающееся на современные теоретические модели, построенные в рамках неокейнсианской логики. Перечислены проблемы, к которым может приводить дифференциация региональной инфляции. Так как ключевым фактором региональной дифференциации инфляции является конвергенция общего уровня цен к среднероссийскому уровню, то различия региональной инфляции не являются проблемой при проведении единой денежно-кредитной политики и таргетирования общероссийской инфляции на уровне 4 %. Научный вклад проведенного исследования состоит в установлении причин различий инфляции в российских регионах, большая часть которых следует из неокейнсианской кривой Филлипса. Полученные результаты могут применяться при разработке мер региональной экономической политики, направленных на синхронизацию инфляционных процессов в субъектах РФ, а также при моделировании последствий единой монетарной политики Банка России для региональных экономик.

Ключевые слова: региональная инфляция, конвергенция цен, дифференциация региональных цен, панельный анализ, неокейнсианская кривая Филлипса, обобщенный метод моментов, модель с фиксированными индивидуальными эффектами, валютный союз, региональные различия, закон единой цены

Введение

Российская экономика характеризуется высокой региональной неоднородностью, которая проявляется в географических и демографических различиях, в структуре экономики и уровне развития отдельных регионов. Помимо экономических условий в российских регионах значительно различаются потребительские цены как отдельных товаров, так и всей потребительской корзины. По оценкам, приведен-

ным в работе [1], отличия региональных общих уровней цен в последние годы достигали двукратной величины. Однако в субъектах РФ отличаются не только цены, но и темпы их прироста (инфляция).

Так, согласно последним доступным на момент публикации статистическим данным (за 2017 г.)², различия региональной инфляции достигали в 2017 г. 3,3 п. п. Эти различия значи-

¹ © Синельников-Мурылев С. Г., Перевышин Ю. Н., Трунин П. В. Текст.2020.

² Данные получены с сайта Росстата (см. URL: <http://www.gks.ru/dbscripts/cbsd/DBInet.cgi?pl=1902001> (дата обращения 10.07.18)).

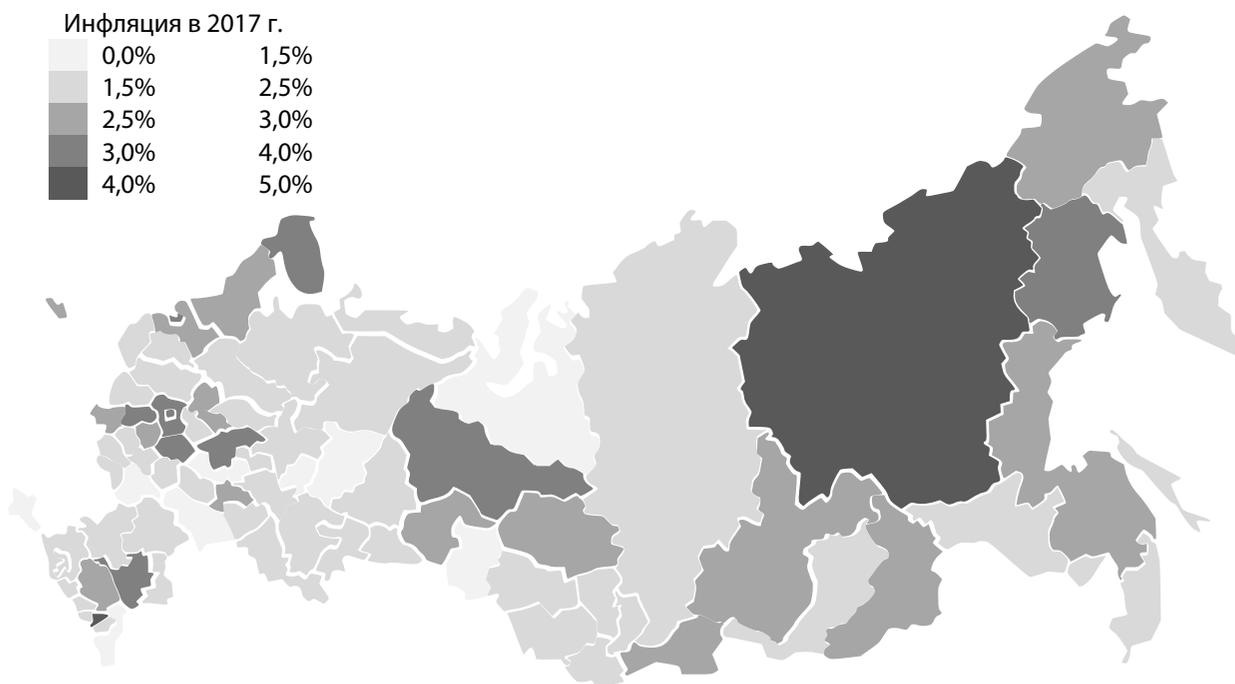


Рис. 1. Различия региональной инфляции в 2017 г.

тельно выше, чем в штатах США и странах еврозоны [2, 3]. Однако они являются наименьшими для российских регионов за весь период времени, начиная с 1992 г.

На рисунке 1 представлена карта российских регионов, иллюстрирующая различия инфляции в регионах в 2017 г.

Региональная дифференциация темпов роста цен характерна не только для суверенных государств, разделенных на отдельные регионы (штаты в США и Индии, провинции в Канаде и Китае, субъекты Федерации — в РФ), но и для стран, объединившихся в валютный союз. После создания зоны евро большое внимание стало уделяться исследованию причин, вызывающих дифференциацию инфляции в регионах с единой валютой, и анализу последствий этого явления.

Интерес к этой теме обусловлен тем, что неоднородность инфляции между странами или регионами, использующими одинаковую валюту, может приводить к следующим проблемам.

Во-первых, ввиду разной региональной инфляции могут отличаться реальные ставки процента в предположении, что номинальная ставка регулируется единым центральным банком и уровень риска для кредиторов одинаков. Различия в реальных ставках приводят к тому, что единая денежно-кредитная политика может оказывать разное действие на отдельных территориях. Так, в регионах с высокой инфляцией ужесточение монетарной поли-

тики может оказаться недостаточным для необходимого повышения реальной ставки процента, что приведет к большему, чем в других регионах, росту потребительского и инвестиционного спроса и еще большей инфляции [4]. Помимо этого, разница в реальных процентных ставках может влиять на стоимость обслуживания государственного или регионального долга. В странах или регионах с высокой инфляцией обслуживание долга будет обходиться дешевле в реальном выражении при условии одинакового уровня риска.

Во-вторых, региональные различия инфляции могут влиять на конкурентоспособность производителей торгуемых товаров. Если инфляция в определенном регионе была на низком уровне, а в других регионах цены выросли больше, то производители торгуемых товаров в этом регионе оказываются в выигрышном положении по сравнению с конкурентами из других регионов, так как их издержки, в том числе на оплату труда, не изменились, а цена выпускаемой продукции увеличилась [5].

В-третьих, опасность для региона или страны представляет снижение общего уровня цен в ситуации, когда на остальной территории государства или валютного союза цены растут. В этом случае экономика региона может попасть в дефляционную спираль: вследствие жесткости номинальных заработных плат снижение цен приводит к росту реальной заработной платы, что ведет к падению нормы прибыли фирм, снижению выпуска, росту безрабо-

тицы, сокращению совокупного потребительского и инвестиционного спроса и очередному падению цен [4].

Эмпирические исследования, направленные на определение факторов, вызывающих региональные различия темпов роста цен, проводились на данных по городам США [2], а также по странам, входящим в еврозону [5–9].

В российской эмпирической литературе оценке факторов, вызывающих региональные различия инфляции, уделено мало внимания. После перехода Банка России к режиму инфляционного таргетирования у исследователей возрос интерес к причинам и последствиям различия региональной инфляции. В работе [21] автор приходит к выводу, что основными факторами отклонения региональной инфляции от среднероссийской являются эффект Балассы — Самуэльсона, динамика эффективных валютных курсов, реальных денежных доходов и запасов продукции. Вопросы региональных различий общего уровня цен и темпов их роста рассмотрены в работах [22–25].

В настоящей статье предпринята попытка ответить на вопрос, какие факторы объясняют дифференциацию региональной инфляции в российской экономике. Этот вопрос можно рассматривать анализируя пространственные данные, когда объясняются причины, по которым в определенный период времени инфляция в одном регионе отличается от инфляции в другом регионе, или анализируя данные во времени, когда объясняется, почему в одном регионе в момент времени t инфляция отличается от той, что наблюдалась в этом же регионе в другие периоды времени.

В статье мы используем оба подхода: пространственный регрессионный анализ на основе усредненных за различные периоды данных и панельный анализ моделей с фиксированными индивидуальными эффектами.

Масштабы инфляционных различий в российских регионах

В российской экономике региональная инфляция существенно различалась даже в относительно стабильный период 2000-х гг. Согласно данным Росстата, в 2000 г. наименьшая инфляция (рассчитанная на основе регионального ИПЦ) на уровне 12,2 % была зафиксирована в Республике Дагестан, наибольшая — на уровне 28 %, в Республике Мордовия при среднероссийском значении 20,2 %. В 2008 г. инфляция в российской экономике составила 13,3 %, а региональные темпы роста общего уровня потребительских цен варьировались в

диапазоне от 9,9 % в Чукотском автономном округе до 20,5 % в Чеченской Республике. В 2017 г. разброс инфляции сохранялся, находясь в интервале от 1,1 % в Республике Дагестан и Республике Мордовия до 4,4 % в Республике Саха при общероссийском уровне 2,5 %.

При усреднении темпов роста регионального общего уровня потребительских цен за продолжительный период времени (с 2000 г. по 2016 г.)¹ диапазон колебаний региональной инфляции значительно сокращается по сравнению с ежегодными различиями региональной инфляции. Связано это с тем, что в долгосрочном периоде на различия инфляции меньшее влияние оказывают специфические (региональные) факторы (такие как темп роста ВРП или региональная бюджетно-налоговая политика), а больше влияют общероссийские факторы (темп роста денежной массы, динамика обменного курса).

В среднем за 16 лет в российской экономике потребительские цены росли темпом 10,5 % (табл. 1), наименьшая инфляция на уровне 9,5 % наблюдалась в целой группе регионов (Оренбургская, Саратовская области, республики Тыва и Саха), а наибольшая — (11,8 %) — фиксировалась в Ульяновской области. Разница между усредненным за 16 лет максимальным и минимальным темпом инфляции составила примерно 2,3 п. п., или 22 % от среднероссийского уровня ($2,3/10,5 \times 100\%$), что значительно ниже по сравнению с различиями на годовых данных, но выше, чем между городами США (колеблется от 0,34 п. п. до 1,29 п. п., или от 6,5 % до 20,3 % в зависимости от продолжительности периода усреднения в работе [2]) и между странами зоны евро: 0,2 п. п. в работе [7].

Следует отметить, что уровень пространственной дифференциации региональной инфляции изменяется во времени. Об этом свидетельствует динамика стандартного отклонения² региональной инфляции, представленная на рисунке 2. График, представленный на рисунке, демонстрирует тенденцию стандартного отклонения региональной инфляции к сниже-

¹ Усреднение проводилось по формуле среднего геометрического: $\pi^i = \{(P_{2016}^i)^{(1/16)} - 1\} \times 100\%$, где P_{2016}^i — значение базисного индекса потребительских цен в регионе i в 2016 г., в качестве базового выбран 2000 г. В результате этих действий получается средняя за 16 лет инфляция в каждом регионе.

² Рассчитан на основе данных по 79 субъектам РФ (не рассматриваются г. Севастополь, Республика Крым, Республика Чечня из-за пропусков в данных; автономные округа рассматриваются в составе областей).

Региональные различия инфляции

Год	Наибольшая региональная инфляция π_{max} , %	Наименьшая региональная инфляция π_{min} , %	Инфляция в российской экономике в целом $\pi_{РФ}$, %	$\pi_{max} - \pi_{min}$, %
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
2000	28,0	12,2	20,2	15,8
2005	21,5	7,5	10,9	14,0
2010	13,9	1,4	8,8	12,5
2015	15,4	10,3	12,9	5,1
2016	8,5	2,6	5,4	5,9
2017	4,4	1,1	2,5	3,3
2000–2016	11,8	9,5	10,5	2,3

Источник: расчеты авторов на основе данных Росстата.

нию: в 2000 г. этот показатель составлял примерно 2,8 п. п., снизившись до 0,75 п. п. в 2016 г. Отчасти этот результат можно объяснить снижением среднероссийского темпа инфляции, так как уменьшение масштабов абсолютных значений показателя автоматически приводит к сокращению среднеквадратических отклонений, при этом относительные отклонения от среднего могут увеличиться. Для иллюстрации этого факта на рисунке 2 приводится динамика коэффициента вариации (отношение стандартного отклонения к среднему значению).

Коэффициент вариации демонстрирует большие колебания во времени от 10,4 % в 2015 г. до 29,3 % в 2017 г. Проблема использования данного показателя заключается в том, что по мере приближения среднего значения к нулю он начинает вести себя нестабильно.

Таким образом, на основе динамики стандартного отклонения можно сделать вывод о снижении региональных инфляционных различий, как абсолютных, так и относительных, в российской экономике во времени. Тем не менее в период 2000–2017 гг. эти различия оставались существенными.

Факторы региональной дифференциации инфляции

В базовых теоретических моделях объяснение различий темпов инфляции в отдельных регионах или странах, использующих единую валюту, основывается на анализе моделей совокупного спроса — совокупного предложения $AD-AS$.

Уравнение совокупного спроса обычно выводится из модели $IS-LM$ [10], а для открытой

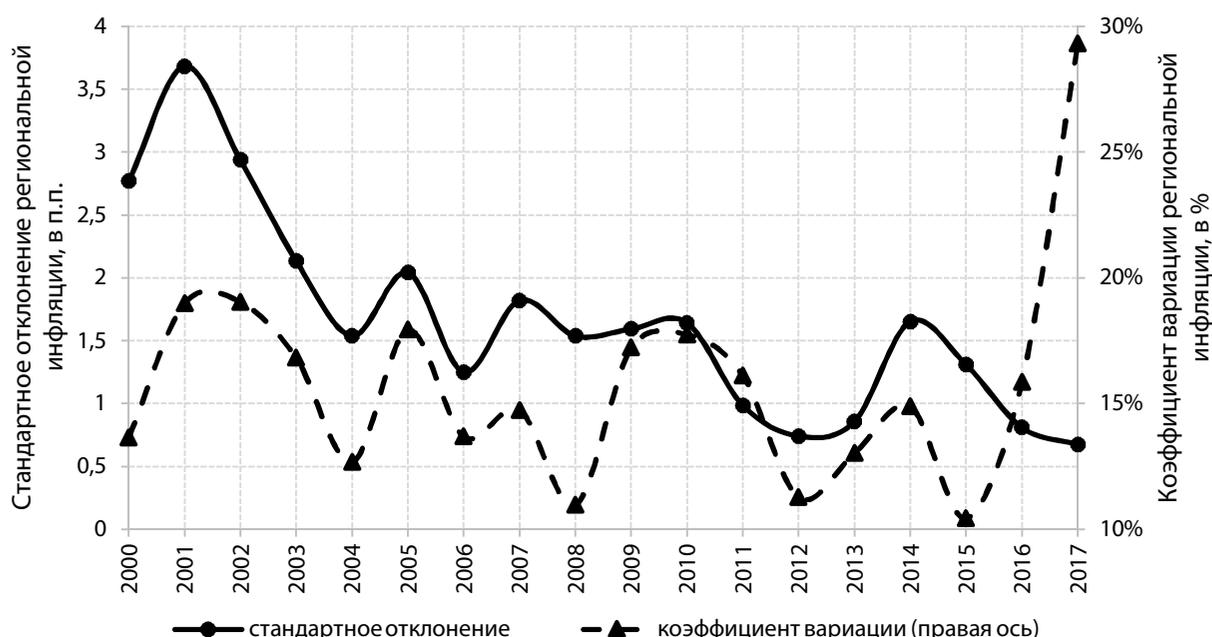


Рис. 2. Динамика показателей дифференциации региональной инфляции (источник: расчеты авторов на основе данных Росстата)

экономики — из модели Манделла — Флеминга (упрощенная модификация уравнения рассматривается, например, в [11, с. 144, с. 468]) и может быть представлено в виде зависимости от реального запаса денежных средств, инструментов бюджетно-налоговой политики и реального валютного курса:

$$Y^d = f\left(\frac{M}{P}, G, T, er\right), \quad (1)$$

где M/P — реальный запас денежных средств; G — государственные закупки; T — налоги, er — реальный валютный курс.

Совокупное предложение (AS) зависит (при производственной функции с одним фактором — трудом) от ожидаемого уровня цен P^e , ценовой надбавки μ , отражающей несовершенство конкуренции, уровня безработицы u и прочих факторов z , характеризующих рынок труда (см., например, в [11, с. 140–141]). Уравнение AS можно представить в виде:

$$P = P^e(1 + \mu)F(u, z), \quad (2)$$

где P — общий уровень цен. Уровень безработицы выражается следующим соотношением: $u = 1 - \frac{Y}{N}$, где Y — объем выпуска, N — трудовые ресурсы (занятые плюс безработные).

На основе уравнений (1) и (2) в модели определяется общий уровень цен и равновесный объем выпуска.

От представления модели в уровнях (уровень цен — P и уровень выпуска — Y) можно перейти к записи уравнений AD и AS в темпах прироста общего уровня цен (инфляции π) и совокупного выпуска (g_y) [11, с. 195].

В этом случае уравнение совокупного предложения может быть задано в виде кривой Филлипса:

$$\pi_t = \pi_t^e - \alpha(u_t - u^n), \quad (3)$$

где π_t^e — ожидаемая инфляция; u^n — естественный уровень безработицы.

Если при расчете инфляции в потребительскую корзину входят импортные товары, то в уравнении (3) появится еще одна переменная — изменение номинального валютного курса, характеризующая эффект его переноса в цены.

Темп прироста совокупного спроса в простейшем случае зависит от темпа прироста денежной массы и инфляции:

$$g_{yt} = m_t - \pi_t. \quad (4)$$

В уравнение совокупного спроса могут быть добавлены шоки бюджетно-налоговой поли-

тики, а также изменение реального валютного курса.

Замыкает эту модель с тремя эндогенными переменными (π_t, u_t, g_{yt}) уравнение, описывающее закон Оукена:

$$u_t - u_{t-1} = -\beta(g_{yt} - \bar{g}_y), \quad (5)$$

где \bar{g}_y — «нормальный» темп роста ВВП (темп роста потенциального ВВП), соответствующий естественному уровню безработицы.

Решением системы (3)–(5) будет равновесный темп инфляции и темп прироста выпуска. Таким образом, в данной модели изменения инфляции во времени, а также ее различия между странами объясняются следующими факторами: инфляционные ожидания, изменение номинального валютного курса, темп прироста денежной массы (для всех регионов они будут одинаковыми), шок бюджетно-налоговой политики, а также изменение реального валютного курса.

В базовых моделях предполагается, что монетарная политика проводится за счет изменения величины денежного предложения, что не вполне соответствует современной практике проведения денежно-кредитной политики, когда центральные банки управляют ставкой процента, а предложение денег определяется эндогенно.

Кроме того, в случае рациональных ожиданий экономических агентов модельная реакция экономических показателей на шоки (в частности монетарной политики) плохо согласуется с фактической динамикой этих переменных.

В более сложных моделях рассматриваются три уравнения: динамическая кривая IS , неокейнсианская кривая Филлипса и правило монетарной политики. Существует множество различных вариантов таких моделей, однако их выводы остаются примерно одинаковыми [12, 13]. Рассмотрим простейшую версию такой модели [14, с. 63].

Уравнение неокейнсианской кривой Филлипса в закрытой экономике может быть представлено в виде

$$\pi_t = \beta E_t(\pi_{t+1}) + \lambda y_t, \quad (6)$$

где β — дисконтирующий множитель; $E_t(\pi_{t+1})$ — ожидаемая инфляция; y_t — разрыв выпуска; λ — параметр, характеризующий с степень жесткости цен в экономике.

Уравнение динамической кривой IS имеет вид [14, с. 63]

$$y_t = -(i_t - E_t(\pi_{t+1}) - r_t^n) + E_t(y_{t+1}), \quad (7)$$

где i_t — номинальная ставка процента (единая для всех регионов); r_t^n — естественный уровень реальной ставки процента (можно приравнять к нулю для упрощения). Если у домохозяйств существуют привычки в потреблении (полезность зависит не только от текущего, но и от прошлого потребления), то в уравнении (7) появляется лагированное значение разрыва выпуска.

Замкнуть эту модель с тремя эндогенными переменными (π_t, y_t, i_t) можно с помощью правила установления процентной ставки [14, с. 64]:

$$i_t = \rho + \theta_\pi \pi_t + \theta_y y_t. \quad (8)$$

Необходимо также задать вид инфляционных ожиданий.

Помимо рассмотренных факторов в уравнение динамической кривой *IS* можно включить шоки бюджетно-налоговой политики [15, с. 573]. В открытой экономике в уравнении (6) появляется изменение номинального валютного курса, отвечающее за эффект переноса курса в цены, а в уравнении (7) — изменение реального валютного курса, характеризующее динамику конкурентоспособности экономики [15, с. 568].

Таким образом, потенциальный набор факторов, объясняющих изменения инфляции во времени (динамику инфляции в определенном регионе), а также различия инфляции между регионами в определенный момент времени, который следует из модели совокупного спроса-совокупного предложения (*AD-AS*), включают:

- 1) ожидаемую инфляцию (возможны как рациональные, так и адаптивные ожидания, а также их комбинации);
- 2) номинальный валютный курс;
- 3) ожидаемый, фактический и лагированный разрыв выпуска;
- 4) реальный валютный курс;
- 5) шоки бюджетно-налоговой политики;
- 6) шоки монетарной политики (они едины для всех регионов, однако реакция региональных экономик на один и тот же шок может быть разной).

Кроме факторов, полученных из базовой модели, в теоретической и эмпирической литературе, посвященной различиям инфляции, выделяют и другие причины ее дифференциации между регионами. Рассмотрим их более подробно.

Дополнительные факторы различий инфляции в регионах / странах, использующих единую валюту

Очевидным фактором, который может приводить к дифференциации региональной инфляции, является способ расчета этого показателя. Так, согласно методике, применяемой Росстатом при расчете региональных индексов потребительских цен (ИПЦ), используется структура потребительских расходов, характерная для данного региона. Потребительские корзины в регионах могут различаться, что при неодинаковом изменении цен отдельных товаров будет приводить к различиям в региональной инфляции. Об этой причине упоминается в работе [16].

Таким образом, региональная инфляция, рассчитанная на основе регионального ИПЦ, — не лучший показатель для отражения различий инфляции в пространственном разрезе. Предположим, что в двух регионах различаются доли расходов населения на некоторый товар А (в первом регионе эта доля меньше, чем во втором). Пусть цены на все товары, кроме рассматриваемого, не менялись, а рассматриваемый товар подорожал в обоих регионах одинаково (то есть динамика цен в регионах одинаковая). В таком случае региональная инфляция, рассчитанная по методике Росстата на основе региональных ИПЦ, окажется выше во втором регионе. Причиной этого будет не разный рост цен на товары в разных регионах, а разница в структуре потребления.

Однако применение показателя региональной инфляции, рассчитанного на основе регионального ИПЦ, вполне целесообразно, например, при индексации региональных социальных выплат. Если для этих целей использовать общероссийский темп инфляции, то в регионе, где доля потребления подорожавшего товара меньше, индексация будет «избыточной» и приведет к поддержанию и увеличению благосостояния населения, а в регионе с высокой долей потребления этого товара — к снижению благосостояния.

Решить проблему несопоставимых по регионам потребительских корзин может расчет региональной инфляции на основе стоимости фиксированного набора товаров и услуг (ФНТУ). При расчете этого показателя товары и услуги в разных регионах входят в набор с одинаковыми весами. Выбор анализируемого показателя зависит от цели исследования. Так, по региональной корзине отслеживается покупательная способность репрезен-

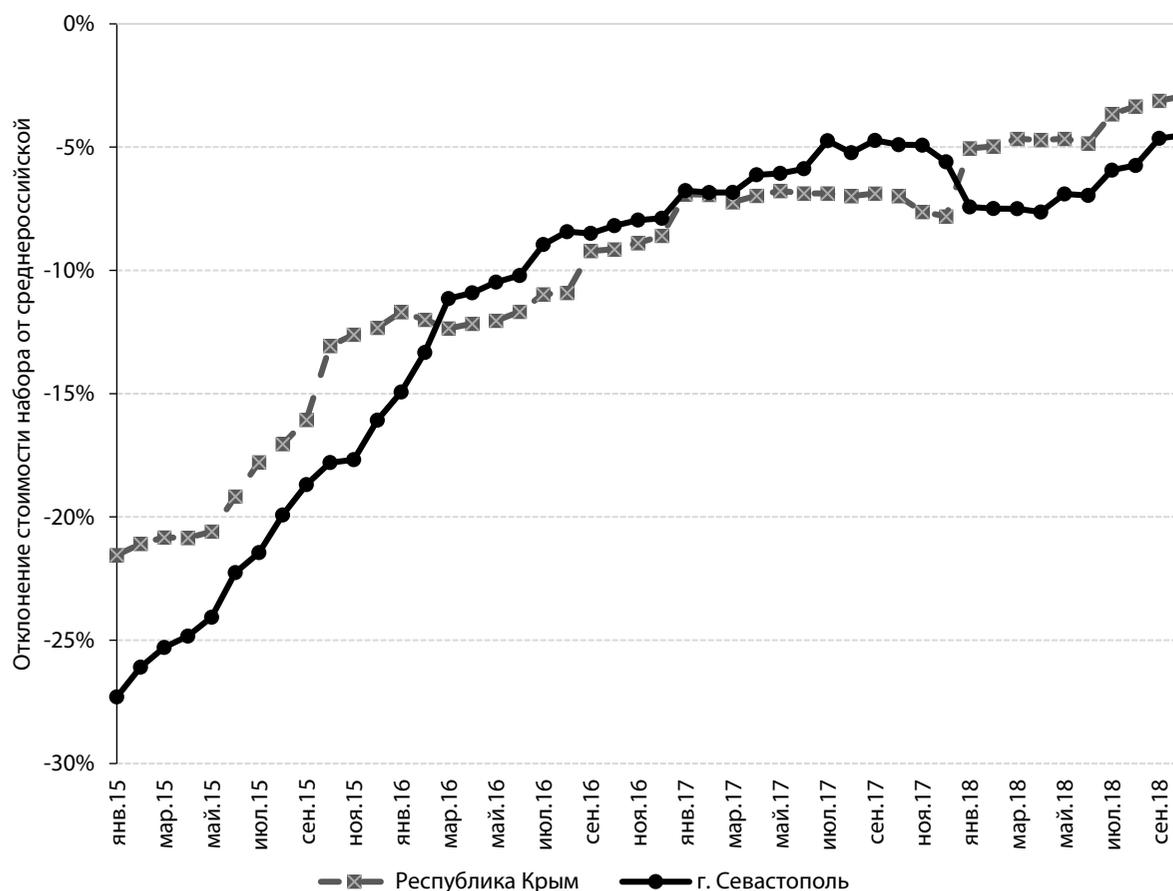


Рис. 3. Разница между стоимостью фиксированного набора товаров и услуг в России в целом и в Республике Крым и г. Севастополь (источник: построено авторами на основе данных Росстата — <http://www.gks.ru/dbscripts/cbsd/DBInet.cgi?pl=1923006> (дата обращения 15.11.18))

тативного потребителя в заданном регионе, а по фиксированному набору товаров и услуг можно сопоставлять межрегиональную покупательную способность условного российского потребителя.

Помимо различий в региональной структуре потребительских расходов, дифференциация инфляции может быть обусловлена различным количеством и масштабами субсидированных на региональном уровне товаров и услуг, разным набором товаров с контролируруемыми ценами, а также изменением факторов, влияющих на региональные различия общего уровня цен. К таким факторам обычно относят региональные различия в уровне доходов, издержках торговли, уровне конкуренции в розничном секторе, доле сферы услуг в ВРП и доле социальных выплат в доходах [2, 17, 1].

Важной причиной дифференциации региональной инфляции является различная структура региональных экономик. Следствием этого может быть разная реакция цен конечных товаров и услуг на изменение общих для всех регионов внешних и внутренних факторов: шоки условий торговли (различная зави-

симость экономики российских регионов от экспорта и импорта различных товаров в том числе энергоносителей), изменения валютного курса (разный эффект переноса, связанный с географической структурой торговли и товарной структурой импорта), изменения денежной массы и ставки процента [8, 5].

Во многих исследованиях [7, 18, 19], посвященных объяснению причин более высокой инфляции в странах, присоединившихся к еврозоне, в первые несколько лет после присоединения выделяют такой факт, как конвергенция цен на торгуемые товары. Вследствие снижения торговых барьеров (например, вступление в торговый союз) может повыситься степень торгуемости товаров, что приведет к выравниванию цен на эти товары между регионами или странами. Если в определенном регионе по каким-то причинам уровень цен оказался ниже, чем в других регионах, то (в предположении об одинаковом равновесном уровне цен во всех регионах) в этом регионе будет наблюдаться более высокая инфляция, позволяющая ценам в этом регионе «догнать» цены в остальных регионах.

Статистические данные об уровне цен в Республике Крым и г. Севастополь, доступные с начала 2015 г., хорошо иллюстрируют влияние начального уровня цен на региональную инфляцию (эффект конвергенции). В начале 2015 г. цены в Республике Крым и г. Севастополь были значительно ниже, чем в среднем по РФ (стоимость фиксированного набора товаров и услуг была на 20 % ниже, чем общероссийская). Дальнейшая динамика отношения стоимости фиксированного набора товаров и услуг в Крыму к общероссийскому показателю с 2015 г. по 2018 г. представлена на рисунке 3.

На протяжении всего периода можно наблюдать сокращение разницы между уровнем цен в Республике Крым и среднероссийским уровнем. Происходило это за счет более высокой инфляции в регионе по сравнению с общероссийским темпом роста потребительских цен. К сентябрю 2018 г. различия в уровнях цен между этими регионами и общероссийским уровнем составляли менее 5 %.

Методика эмпирического анализа дифференциации инфляции

В современных эмпирических работах различия инфляции на межстрановом уровне исследуются путем оценивания неокейнсианской кривой Филлипса для открытой экономики и / или динамической кривой *IS* для открытой экономики.

В работе [7] приводится подробный вывод эмпирического уравнения, в котором в качестве объясняемой переменной выступает отклонение инфляции в отдельно взятой стране от среднего по еврозоне уровня. Объясняющими переменными являются стандартные для кривой Филлипса разрыв выпуска и изменения номинального эффективного валютного курса. Помимо этого, авторы добавляют в уравнение регрессии переменную, характеризующую фискальную политику конкретной страны, а также различия между уровнем цен в стране и еврозоне.

В более поздних работах, посвященных различиям инфляции в странах еврозоны, многие авторы ссылались на такое уравнение в качестве отправной точки для своих моделей [18–20]. В исходное уравнение из работы [7] добавляются инфляционные ожидания (как вперед, так и назадсмотрящие).

Оцениваемое уравнение имеет вид [3, 20]:

$$\pi_{t,i} = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_{t-1,i} + \alpha_2 E_t(\pi_{t+1,i}) + \alpha_3 y_{t,i} + \alpha_4 \Delta neer_{t,i} + \gamma_t + \varepsilon_{t,i}, \quad (9)$$

где π — инфляция; y — разрыв выпуска; $neer$ — номинальный эффективный валютный курс; индекс t — момент времени; i — регион.

Уравнение (9) выводится из динамических стохастических моделей общего равновесия, поэтому факторы, стоящие в правой части этого уравнения, имеют теоретическое обоснование. Часть из них объясняется в рамках простейшей постановки, представленной в предыдущей части статьи.

Дамми-переменные на периоды времени (γ_t) включают для того, чтобы использовать данные по отдельным странам в том виде, в котором они представлены (не вычитая общие для всей еврозоны значения соответствующих переменных), так как линейная комбинация общих факторов будет одинаковой для всех стран в каждый конкретный момент времени.

Как правило, оценивание уравнения проводится обобщенным методом моментов, в котором в качестве инструментов используются лагированные значения переменных.

В своем эмпирическом анализе мы будем основываться на спецификации кривой Филлипса, заданной уравнением (9). При анализе инфляционных различий во времени в уравнение (9) будут добавлены индивидуальные региональные эффекты (дамми на регионы).

Ответ на вопрос исследования о том, какие факторы влияют на различия региональной инфляции в пространстве, получается в результате оценивания кросс-секционных регрессий на усредненных за продолжительный период данных. Набор объясняющих переменных включает в себя разрыв регионального выпуска, региональную фискальную политику, первоначальный уровень цен и региональные различия эффекта переноса. Оцениваемая модель задается следующим уравнением:

$$\bar{\pi}_i = \beta_0 + \beta_1 \bar{y}_i + \beta_2 \overline{NEER}_i + \beta_3 P_{i_0} + \beta_4 \overline{G_EXP}_i + \varepsilon_i, \quad (10)$$

где $\bar{\pi}_i$, \bar{y}_i , \overline{NEER}_i , $\overline{G_EXP}_i$ — усредненные по времени значения инфляции, разрыва выпуска, номинального эффективного обменного курса и доли государственных расходов в ВВП в регионе i ; P_{i_0} — первоначальный уровень цен в регионе.

Данные

В дальнейшем исследовании используются ежегодные данные за период 2000–2016 гг. Рассматривается 79 регионов (Республика Крым и г. Севастополь не входят в выборку

ввиду отсутствия данных до 2014 г., Чеченская Республика по причине отсутствия данных в 2000–2003 гг., Ханты-Мансийский, Ямало-Ненецкий и Ненецкий автономные округа рассматриваются в составе соответствующих областей).

Зависимую переменную (региональную инфляцию) мы измеряли двумя способами: на основе регионального ИПЦ и на основе разности логарифмов стоимости фиксированного набора товаров и услуг в декабре текущего года и в декабре предыдущего года¹.

При выборе объясняющих переменных в качестве аппроксимации разрыва регионального выпуска нами используется темп прироста ВРП² (на наш взгляд, этот показатель улавливает циклическую компоненту региональной экономики и имеет более понятную содержательную интерпретацию, чем оценки разрыва выпуска, полученные с помощью сглаживания). Влияние эффекта переноса валютного курса в цены в i -м регионе обычно учитывают с помощью изменения номинального эффективного валютного курса. Но по российским регионам нет статистики об объемах экспорта / импорта в конкретные страны, поэтому эту переменную мы аппроксимируем долей суммарного (из стран ближнего и дальнего зарубежья) импорта³ региона в ВРП⁴. Чем выше этот показатель, тем больше импортных товаров в потребительской корзине региона, тем выше эффект переноса курса в цены в этом регионе.

Эффект конвергенции региональных цен к равновесному уровню учитывается путем включения в уравнение стоимости фиксиро-

ванного набора товаров и услуг в начальный момент времени.

Показатель региональной фискальной политики, необходимый для оценки уравнения (9), аппроксимируется долей расходов консолидированного регионального бюджета в ВРП⁵.

Пространственные различия региональной инфляции

Усреднение данных проведено на 2 периодах: 2000–2016 гг. и 2005–2016 гг. С учетом двух способов измерения региональной инфляции получаются 4 возможных спецификации уравнения (10). Результаты оценивания представлены в таблице 2. Во втором столбце приведены оценки регрессионного уравнения, где в качестве зависимой переменной используется усредненная за 2000–2016 гг. региональная инфляция, рассчитанная на основе ИПЦ. В третьем столбце региональная инфляция за этот же период рассчитана на основе изменения стоимости фиксированного набора товаров и услуг. В четвертом и пятом столбцах с целью проверки устойчивости результатов приведены оценки при усреднении на более коротком временном интервале региональной инфляции, рассчитанной на основе ИПЦ и стоимости фиксированного набора товаров и услуг соответственно.

Из представленных результатов следует, что единственной значимой во всех спецификациях переменной является начальный уровень цен. При этом, если инфляция измеряется с помощью регионального ИПЦ (столбцы 2000–2016 и 2005–2016 гг.), то на основе оцененных уравнений удастся объяснить около 10 % (об этом свидетельствует коэффициент детерминации R^2) дисперсии средней инфляции между регионами. Если же инфляцию измерять на основе стоимости фиксированного набора товаров и услуг (столбцы 2000–2016 ФНТУ и 2005–2016 ФНТУ), то доля объясненной дисперсии региональной инфляции возрастает до 40–50 %. В одном из уравнений значимой оказывается переменная, аппроксимирующая эффект переноса валютного курса в цены в регионе. Коэффициенты перед другими переменными (в частности перед темпом роста ВРП) не подлежат интерпретации, так как статистически не отличаются от нуля на 5-процентном уровне значимости.

¹ Стоимость фиксированного набора потребительских товаров // Федеральная служба государственной статистики [Электронный ресурс]. URL: <http://www.gks.ru/dbscripts/cbsd/DBInet.cgi?pl=1923006> (дата обращения 10.04.18); статистика по стоимости фиксированного набора товаров и услуг доступна с 2000 г., расчет темпа прироста этого показателя доступен только с 2001 г.

² Индексы физического объема валового регионального продукта 1998–2016 гг. // Федеральная служба государственной статистики [Электронный ресурс]. URL: http://www.gks.ru/free_doc/new_site/vvp/din98-16.xlsx (дата обращения 18.07.18).

³ 25.1 Внешняя торговля // Федеральная служба государственной статистики [Электронный ресурс]. URL: http://www.gks.ru/bgd/regl/b17_14p/IssWWW.exe/Stg/d03/25-01.doc (дата обращения 18.07.18).

⁴ Валовой региональный продукт по субъектам Российской Федерации 1998–2016 гг. // Федеральная служба государственной статистики [Электронный ресурс]. URL: http://www.gks.ru/free_doc/new_site/vvp/vrp98-16.xlsx (дата обращения 18.07.18).

⁵ Расходы консолидированных бюджетов субъектов Российской Федерации в 2011–2016 гг. // Федеральная служба государственной статистики [Электронный ресурс]. URL: http://www.gks.ru/bgd/regl/b17_14p/IssWWW.exe/Stg/d03/23-04.doc (дата обращения 18.07.18).

Факторы пространственных различий региональной инфляции (на усредненных данных)

Переменная	2000–2016	2005–2016	2000–2016 ФНТУ	2005–2016 ФНТУ
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Константа	0.163** (0.030)	0.156** (0.032)	0.272** (0.026)	0.340** (0.032)
y	-0.040 (0.041)	0.004 (0.038)	-0.037 (0.034)	0.005 (0.039)
$NEER$	0.004 (0.003)	0.005 (0.003)	0.006* (0.003)	0.004 (0.003)
P_0	-0.008* (0.004)	-0.008* (0.004)	-0.020** (0.003)	-0.028** (0.004)
G_EXP	0.007 (0.006)	-0.000 (0.007)	0.002 (0.005)	0.001 (0.007)
R^2	0.1	0.1	0.4	0.5
N	79	79	79	79

** — коэффициент значим на уровне 1 %; * — на уровне 5 %; в скобках приведены стандартные ошибки; во втором и третьем столбцах зависимая переменная — региональная инфляция, рассчитанная на основе ИПЦ, в четвертом и пятом — региональная инфляция, рассчитанная на основе фиксированного набора товаров и услуг.
Источник: оценки авторов на основе данных Росстата.

Снижение объясняющей способности модели при переходе от динамики цен фиксированного набора к динамике цен всей потребительской корзины можно интерпретировать двумя способами. Причиной могут быть существенные различия структуры потребительской корзины. Поэтому одинаковые изменения цен на товары по-разному могут влиять на региональную инфляцию, измеренную ИПЦ и одинаково — на инфляцию, измеренную на основе фиксированного набора товаров и услуг.

Таким образом, можно сделать вывод, что межрегиональный разброс усредненной за одиннадцать-шестнадцать лет инфляции хорошо объясняется начальным уровнем цен в регионе, особенно в ситуации, когда региональная инфляция измерена на основе изменения стоимости фиксированного набора товаров и услуг. Этот результат может свидетельствовать в пользу гипотезы, предполагающей, что дифференциация региональной инфляции является следствием эффекта выравнивания цен.

Если причина разной инфляции между регионами состоит только в этом, то разная инфляция в субъектах РФ не является долгосрочной проблемой для единой денежно-кредитной политики, так как эти различия являются временными и объясняются встроенным механизмом выравнивания региональных цен.

Различия региональной инфляции во времени

Оценим факторы, вызывающие различия инфляции во времени в одном и том же регионе. В рамках этой задачи мы используем урав-

нение неокейнсианской кривой Филлипса для открытой экономики как уравнение панельной регрессии с фиксированными индивидуальными эффектами:

$$\pi_{it} = \varphi_i + \beta_1 \pi_{it-1} + \beta_2 E_t \pi_{it+1} + \beta_3 y_{it} + \beta_4 NEER_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (11)$$

где π — инфляция; y — разрыв выпуска; $NEER$ — доля совокупного импорта в ВРП региона; индекс t отражает момент времени; i — регион.

В качестве показателя региональной инфляции будут рассматриваться региональный ИПЦ (декабрь к декабрю прошлого года –100 %), изменение стоимости фиксированного набора товаров и услуг за год. Впередсмотрящие инфляционные ожидания аппроксимируются фактической инфляцией в следующий момент времени $E_t \pi_{it+1} = \pi_{it+1}$. Таким образом, мы предполагаем, что рациональная часть экономических агентов формирует их в соответствии с гипотезой совершенного предвидения. Результаты оценивания представлены в таблице 3.

Во втором и третьем столбце таблицы 3 приведены оценки на панельных данных в период 2000–2016 и 2005–2016 гг. для региональной инфляции, измеренной на основе ИПЦ, в четвертом и пятом столбцах региональная инфляция измерена на основе изменения стоимости фиксированного набора товаров и услуг (данные об изменении стоимости набора доступны с 2001 г.).

Коэффициенты перед всеми переменными (кроме доли импорта в ВРП) оказались статистически значимыми и имеют предсказанный теорией знак. Однако наличие в правой части

Таблица 3

Оценка кривой Филлипа: панельная модель с фиксированными эффектами

Переменная	2000	2005	2000 ФНТУ	2005 ФНТУ
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\pi(-1)$	0.480** (0.020)	0.396** (0.036)	0.260** (0.026)	0.174** (0.034)
$\pi(+1)$	0.252** (0.028)	0.174** (0.032)	0.145** (0.030)	0.138** (0.034)
y	0.068** (0.017)	0.047* (0.020)	0.090** (0.020)	0.073** (0.023)
<i>NEER</i>	0.003 (0.003)	0.004 (0.003)	0.004 (0.004)	0.003 (0.004)
R^2	0.5	0.2	0.1	0.1
N	1185	790	1106	790

** — коэффициент значим на уровне 1 %; * — на уровне 5 %; в скобках приведены стандартные ошибки; во втором и третьем столбцах зависимая переменная — региональная инфляция, рассчитанная на основе ИПЦ, в четвертом и пятом — региональная инфляция, рассчитанная на основе фиксированного набора товаров и услуг.

Источник: оценки авторов на основе данных Росстата.

уравнения лагированного значения зависимой переменной делает МНК-оценки панельной регрессии несостоятельными. Помимо этого, разрыв выпуска определяется одновременно с инфляцией, что ведет к возникновению эндогенности. Наконец, будущая инфляция может коррелировать с текущей, что может приводить к смещению МНК оценок. Подходом к решению этих проблем являются использование обобщенного метода моментов и подбор подходящих инструментов для разрыва выпуска, будущей и лага текущей инфляции.

В качестве инструментов для π_{it-1} , $E_t \pi_{it+1}$, u_{it} использовались π_{it-3} , π_{it-1} , u_{it-1} . Инструменты должны быть экзогенными, то есть некоррелированными с ошибкой (валидны), и коррелированными с объясняющими переменными (релевантны). Первое свойство проверяется с помощью J -теста (Саргана), где в качестве нулевой гипотезы предполагается валидность инструментов, либо исходя из содержательных соображений, например, используются лаги объясняющих переменных. Второе свойство можно проверить, рассчитав коэффициент корреляции между объясняющими переменными и их инструментами в таблице 4¹. Между переменными и их инструментами наблюдается линейная связь, поэтому их можно считать релевантными.

Таким образом, инструменты являются релевантными, а также исходя из содержательных соображений (лагированные значения региональной инфляции не могут быть связаны с ошибками текущего периода) мы предполагаем, что они являются экзогенными.

¹ Корреляция между выпуском и его лагированным значением составляет 0.45.

Таблица 4

Коэффициенты автокорреляции региональной инфляции

Переменная	π	$\pi(-1)$	$\pi(-2)$	$\pi(-3)$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
π	1,00	0,59	0,37	0,31
$\pi(-1)$		1,00	0,65	0,39
$\pi(-2)$			1,00	0,66
$\pi(-3)$				1,00

Источник: расчеты авторов на основе данных Росстата.

В таблице 5 представлены оценки уравнения (11), полученные на основе обобщенного метода моментов.

Во втором столбце приведены оценки обобщенного метода моментов для региональной инфляции, измеренной с помощью ИПЦ в период 2000–2016 гг. Во четвертом — для инфляции, рассчитанной на основе изменения стоимости фиксированного набора товаров и услуг в период 2001–2016 гг. В третьем и пятом столбцах представлены результаты оценивания для тех же зависимых переменных на интервале 2005–2016 гг.

Во всех столбцах значимым является коэффициент перед лагированной инфляцией. Это свидетельствует о том, что региональная инфляция обладает высокой инерцией: если в определенном регионе в прошлом периоде инфляция ускорилась на один процентный пункт по сравнению со своим средним значением, то и в следующий период в этом регионе инфляция будет выше равновесной.

Темп роста ВРП значимо влияет на региональную инфляцию также во всех спецификациях. Если темп роста ВРП в определенном регионе ускорится, то инфляция в этом регионе будет выше, чем в прошлом периоде.

Таблица 5

Оценка кривой Филлипса: обобщенный метод моментов (фиксированные индивидуальные эффекты)

Переменная	2000	2005	2000 ФНТУ	2005 ФНТУ
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\pi(-1)$	0,535** (0,017)	0,456** (0,020)	0,319** (0,022)	0,267** (0,029)
$\pi(+1)$	0,085* (0,039)	0,114** (0,028)	-0,113** (0,028)	-0,020 (0,027)
y	0,090** (0,023)	0,066** (0,019)	0,071** (0,020)	0,086** (0,021)
<i>NEER</i>	0,007* (0,003)	0,006* (0,002)	0,006** (0,001)	0,006** (0,001)

** — коэффициент значим на уровне 1 %; * — на уровне 5 %; в скобках приведены стандартные ошибки; во втором и третьем столбцах зависимая переменная — региональная инфляция, рассчитанная на основе ИПЦ, в четвертом и пятом — региональная инфляция, рассчитанная на основе фиксированного набора товаров и услуг. В качестве инструментов для $\pi(-1)$, $\pi(+1)$ и y использовались их лагированные значения.

Источник: оценки авторов.

Переменная доля импорта значима во всех спецификациях на 5-процентном уровне, знак перед переменной соответствует нашим предположениям о том, что рост доли импорта ведет к увеличению эффекта переноса курса в цены в регионе и ускорению инфляции.

Коэффициент перед впередсмотрящей компонентой инфляционных ожиданий оказался значимым и имеет соответствующий теории знак в регрессиях, где региональная инфляция рассчитана на основе ИПЦ.

Стоит отметить, что большинство коэффициентов, оцененных МНК, близки по значениям к оценкам, полученным с помощью обобщенного метода моментов (табл. 3 и 5). Этот результат может косвенно свидетельствовать о том, что эндогенность не приводит к существенному смещению МНК-оценок в рассматриваемой модели.

Заключение

Проведенное исследование показало, что межрегиональный разброс усредненной во времени инфляции в значительной мере объясняется начальными различиями в уровне цен в регионе, особенно если региональную инфляцию измерять с помощью изменения стоимости фиксированного набора товаров и услуг. Данный результат может свидетельствовать о том, что дифференциация региональной инфляции является следствием выравнивания цен под действием механизмов арбитража. Поэтому различия инфляции не являются проблемой при таргетировании и единого общероссийского уровня инфляции. Механизмы арбитража препятствуют появлению регионов,

в которых инфляция систематически отклоняется от общероссийского уровня в большую или меньшую сторону.

Результаты эконометрической оценки указывают на то, что пространственные региональные различия инфляции обусловлены случайными факторами, которые взаимно гасятся при усреднении по времени. При этом причинами инфляционных различий во времени являются: а) изменение инфляционных ожиданий (как вперед-, так и назадсмотрящих), б) изменение доли импорта региона в ВРП, отражающего эффект переноса обменного курса в цены, в) изменение темпов прироста ВРП, говорящее о влиянии совокупного спроса. Динамика инфляции в различных регионах объясняется стандартными факторами неокейнсианских моделей.

Полученные результаты позволяют утверждать, что различия инфляции в субъектах РФ не накапливаются со временем, а возникающие в результате шоков значительные отклонения темпов роста цен в отдельных регионах от среднероссийской инфляции постепенно сглаживаются. Таким образом, дифференциация инфляции в российских регионах не является серьезной проблемой для единой денежно-кредитной политики Банка России. При этом полученный нами вывод о зависимости региональной инфляции во времени от стандартных факторов в рамках модели совокупного спроса и совокупного предложения подтверждает потенциальную эффективность политики Банка России по таргетированию инфляции с помощью инструментов процентной политики.

СПИСОК ИСТОЧНИКОВ

1. Перевышин Ю., Синельников-Мурылев С., Трунин П. Факторы дифференциации цен в российских регионах // Экономический журнал ВШЭ. — 2017. — № 3. — С. 361–384.
2. Cecchetti S., Mark N., Sonora R. Price index convergence among United States cities // *International Economic Review*. — 2002. — Vol. 43, No. 4. — Pp. 1081–1099. — doi: 10.1111/1468-2354.t01-1-00049.
3. Hofmann B., Remsperger H. Inflation differentials among the Euro area countries: Potential causes and consequences // *Journal of Asian Economics*. — 2005. — Vol. 16, No. 3. — Pp. 403–419. — doi:10.1016/j.asieco.2005.04.009.
4. De Haan J. Inflation differentials in the euro area: a survey // *The European Central Bank at Ten* / Ed. Berger H., De Haan J. Ch. 2. — Berlin : Springer Berlin Heidelberg, 2010. — 192 p. — Pp. 11–32. — doi: 10.1007/978-3-642-14237-6_2.
5. Beck G., 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, No. 57. — Pp. 142–184. doi: 10.1111/j.1468-0327.2009.00214.x.
6. De Grauwe P., Skudelny F. Inflation and productivity differentials in EMU // *Market imperfections and macroeconomic dynamics* / Ed. Hairault J., Kempf H. — Ch. 4. — Springer US, 2002. — 213 p. — Pp. 77–104. — doi: 10.1007/978-1-4757-3598-7_4.
7. Honohan P., Lane P. Divergent inflation rates in EMU // *Economic Policy*. — 2003. — Vol. 18, No. 37. — Pp. 357–394. — doi: 10.1111/1468-0327.00110_1.
8. Altissimo F., Benigno P., Palenzuela D. R. Long-run determinants of inflation differentials in a monetary union // *National Bureau of Economic Research. Working Paper*. — 2005. — No. w11473. — 37 p. [Electronic resource]. URL: <http://www.nber.org/papers/w11473.pdf> (date of access 09.02.2018). — doi: 10.3386/w11473.
9. Rabanal P. Inflation differentials between Spain and the EMU. A DSGE perspective // *Journal of Money, Credit and Banking*. — 2009. — Vol. 41, No. 6. — P. 1141–1166. — doi: 10.1111/j.1538-4616.2009.00250.x.
10. Gali J. How well does the IS-LM model fit postwar US data? // *The Quarterly Journal of Economics*. — 1992. — Vol. 107. — No. 2. — P. 709–738. — doi: 10.2307/2118487.
11. Бланишар О. Макроэкономика: учебник / Пер. с англ., науч. ред. пер. Л. Л. Любимов; Гос. ун-т — Высшая школа экономики. — М.: Издательский дом Государственного университета — Высшей школы экономики, 2010. — 671 с.
12. Clarida R., Gali J., Gertler M. The science of monetary policy. A new Keynesian perspective // *Journal of Economic Literature*. — 1999. — Vol. 37, No. 4. — Pp. 1661–1707. — doi: 10.1257/jel.37.4.1661.
13. Gali J., Monacelli T. Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy // *The Review of Economic Studies*. — 2005. — Vol. 72, No. 3. — Pp. 707–734. — doi: 10.1111/j.1467-937X.2005.00349.x.
14. Galí J. Monetary policy, inflation, and the business cycle. An introduction to the new Keynesian framework and its applications. — Princeton University Press, 2015. — 279 p.
15. Уикенс М. Макроэкономическая теория. Подход динамического общего равновесия / Пер. с англ. под науч. ред. Е. Синельниковой. — М.: Издательский дом «Дело», 2015. — 736 с. — (Академический учебник).
16. Brown M., De Haas R., Sokolov V. Regional inflation, banking integration and dollarization // *Review of Finance*. — 2018. — Vol. 22, No. 6. — P. 2073–2108. — doi: 10.1093/rof/rfx021.
17. Crucini M., Telmer C., Zachariadis M. Understanding European real exchange rates // *American Economic Review*. — 2005. — Vol. 95, No. 3. — P. 724–738. — doi: 10.1257/0002828054201332.
18. Andersson M., Masuch K., Schiffbauer M. Determinants of inflation and price level differentials across the Euro area countries // *ECB. Working Paper*. — 2009. — No. 1129. — 40 p. [Electronic resource]. URL: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1519943 (date of access 01.06.2018).
19. Lagoa S. Determinants of inflation differentials in the euro area. Is the New Keynesian Phillips Curve enough? // *Journal of Applied Economics*. — 2017. — Vol. 20, No. 1. — P. 75–103. — doi: 10.1016/S1514-0326(17)30004-1.
20. Angeloni I., Ehrmann M. Euro area inflation differentials // *The BE Journal of Macroeconomics*. — 2007. — Vol. 7, No. 1. — Pp. 1635–1690. — doi: 10.2202/1935-1690.1509.
21. Жемков М. Региональные эффекты таргетирования инфляции в России. Факторы неоднородности и структурные уровни инфляции // *Вопросы экономики*. — 2019. — № 9. — С. 70–89. — <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2019-9-70-89>.
22. Глуценко К. П. Рынок Москвы в экономическом пространстве страны // *Прикладная эконометрика*. — 2017. — № 48. — С. 5–21.
23. Границы различий региональных цен на продукты питания и невидимая рука рынка / Добронравова Е., Перевышин Ю., Скроботов А., Шемякина К. // *Прикладная эконометрика*. — 2019. — № 53. — С. 30–54.
24. Отраслевые и региональные факторы инфляции в России / Дерюгина Е., Карлова Н., Пономаренко А., Цветкова А. // *Банк России. Серия докладов об экономических исследованиях*. — 2018. — № 36. — С. 1–33.
25. Ильяшенко В. В., Куклина Л. Н. Инфляция в современной России: теоретические основы, особенности проявления и региональный аспект // *Экономика региона*. — 2017. — Т. 13, вып. 2. — С. 434–445. — doi 10.17059/2017-2-9.

Сведения об авторах

Синельников-Мурyleв Сергей Германович — доктор экономических наук, профессор, ректор, Всероссийская академия внешней торговли; Scopus Author ID: 57060541400; ORCID: 0000-0001-6667-9958 (Российская Федерация, 119285, г. Москва, ул. Пудовкина, 4а; e-mail: sinel@vavt.ru).

Перевышин Юрий Николаевич — кандидат экономических наук; старший научный сотрудник, Центр изучения проблем центральных банков, Институт прикладных экономических исследований, Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации; Scopus Author ID: 57197781104; ORCID: 0000-0001-7507-8361 (Российская Федерация, 119571, г. Москва, проспект Вернадского, 82, стр.9; e-mail: perevyshin.yuri@gmail.com).

Трунин Павел Вячеславович — доктор экономических наук, ведущий научный сотрудник, Центр изучения проблем центральных банков, Институт прикладных экономических исследований, Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации; Scopus Author ID: 24802318600; ORCID: 0000-0001-8306-9422 (Российская Федерация, 119571, г. Москва, проспект Вернадского, 82, стр.9; e-mail: pt@ranepa.ru).

For citation: Sinelnikov-Murylev, S. G., Perevyshin, Yu. N. & Trunin, P. V. (2020). Inflation Differences in the Russian Regions: an Empirical Analysis. *Ekonomika regiona [Economy of Region]*, 16(2), 479-493

S. G. Sinelnikov-Murylev^{a)}, Yu. N. Perevyshin^{b)}, P. V. Trunin^{b)}

^{a)} Russian Foreign Trade Academy (Moscow, Russian Federation)

^{b)} Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (Moscow, Russian Federation; e-mail: perevyshin.yuri@gmail.com)

Inflation Differences in the Russian Regions: an Empirical Analysis

The article addresses the difference between regional inflation rates, and criteria that determine such variations. Moreover, it examines whether inflation differences in the Russian regions significantly affect a unified monetary policy targeting a 4 per cent inflation. Using panel econometric methods with instrumental variables, we identified the factors creating regional inflation difference: a) output gap, b) inflation expectations, c) exchange rate pass-through, d) and regional price convergence. Then, we explained how these factors influence regional inflation, using the modern theoretical models that are based on the neo-Keynesian logic. Additionally, we discussed the problems caused by regional inflation differences. Since the convergence of price levels to the average Russian level is the key factor influencing regional inflation differences, such differences do not constitute a problem for the unified monetary policy aimed at a 4 % inflation target. In the study, we have determined the causes of inflation differences in the Russian regions, the majority of which result from the new Keynesian Phillips curve. The obtained results can be applied for developing regional economic policies aimed at synchronizing inflation in the Russian regions, as well as for modelling the consequences of monetary policy for regional economies.

Keywords: regional inflation, price convergence, regional price differences, panel data analysis, New Keynesian Phillips curve, generalized method of moments, individual effects, monetary union, regional differences, the law of one price

References

1. Perevyshin, Y., Sinelnikov-Murylev, S. & Trunin, P. (2017). Faktory differentsiatsii tsen v rossiyskikh regionakh [Determinants of Price Differentiation across Russian Regions]. *Ekonomicheskiy zhurnal VShE [HSE Economic Journal]*, 21(3), 361–384. (In Russ.)
2. Cecchetti, S. G., Mark, N. C., & Sonora, R. J. (2002). Price index convergence among United States cities. *International Economic Review*, 43(4), 1081–1099. DOI: 10.1111/1468-2354.t01-1-00049.
3. Hofmann, B. & Remsperger, H. (2005) Inflation differentials among the Euro area countries: Potential causes and consequences. *Journal of Asian Economics*, 16(3), 403–419. DOI: 10.1016/j.asieco.2005.04.009.
4. De Haan, J. (2010). Inflation differentials in the euro area: a survey. In: *H. Berger, J. De Haan (Eds.), The European Central Bank at Ten* (pp. 11–32). Berlin Heidelberg: Springer. DOI: 10.1007/978-3-642-14237-6_2.
5. Beck, G., Hubrich, K. & Marcellino, M. (2009) Regional inflation dynamics within and across euro area countries and a comparison with the United States. *Economic Policy*, 24(57), 142–184. DOI: 10.1111/j.1468-0327.2009.00214.x.
6. De Grauwe, P. & Skudelny, F. (2002) Inflation and productivity differentials in EMU. In: *J. Hairault, H. Kempf (Eds.), Market imperfections and macroeconomic dynamics* (pp. 77–104). US: Springer. DOI: 10.1007/978-1-4757-3598-7_4.
7. Honohan, P. & Lane, P. (2003) Divergent inflation rates in EMU. *Economic Policy*, 18(37), 357–394. DOI: 10.1111/1468-0327.00110_1.
8. Altissimo, F., Benigno, P. & Palenzuela, D. (2005). *Long-run determinants of inflation differentials in a monetary union*. National Bureau of Economic Research. Working Paper. No. w11473. Retrieved from: <http://www.nber.org/papers/w11473.pdf> (Date of access: 09.02.2018).
9. Rabanal, P. (2009). Inflation differentials between Spain and the EMU: A DSGE perspective. *Journal of Money, Credit and Banking*, 41(6), 1141–1166. DOI: 10.1111/j.1538-4616.2009.00250.x.
10. Gal, J. (1992). How well does the IS-LM model fit postwar US data? *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 709–738. DOI: 10.2307/2118487.

11. Blanchard, O. (2010). *Макроэкономика: учебник [Macroeconomics]*. Trans. from English. Moscow: HSE Publishing House, 671. (In Russ.)
12. Clarida, R., Gali, J. & Gertler, M. (1999). The science of monetary policy: a new Keynesian perspective. *Journal of Economic Literature*, 37(4), 1661–1707. DOI: 10.1257/jel.37.4.1661.
13. Gali, J. & Monacelli, T. (2005). Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. *The Review of Economic Studies*, 72(3), 707–734. DOI: 10.1111/j.1467-937X.2005.00349.x.
14. Galí, J. (2015). *Monetary policy, inflation, and the business cycle: an introduction to the new Keynesian framework and its applications*. Princeton University Press, 279.
15. Wickens, M. (2015). *Макроэкономическая теория: подход динамического общего равновесия [Macroeconomic theory: a dynamic general equilibrium approach]*. Trans. from English. Moscow: Delo, 736. (In Russ.)
16. Brown, M., De Haas, R. & Sokolov, V. (2018). Regional inflation, banking integration and dollarization. *Review of Finance*, 22(6), 2073–2108. DOI: 10.1093/rof/rfx021.
17. Crucini, M., Telmer, C. & Zachariadis, M. (2005). Understanding European real exchange rates. *American Economic Review*, 95(3), 724–738. DOI: 10.1257/0002828054201332.
18. Andersson, M., Masuch, K. & Schiffbauer, M. (2009). *Determinants of inflation and price level differentials across the Euro area countries*. ECB Working Paper, No. 1129, 40. Retrieved from: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1519943 (Date of access: 01.06.2018).
19. Lagoa, S. (2017). Determinants of inflation differentials in the euro area: Is the New Keynesian Phillips Curve enough? *Journal of Applied Economics*, 20(1), 75–103. DOI: 10.1016/S1514-0326(17)30004-1.
20. Angeloni, I. & Ehrmann, M. (2007). Euro area inflation differentials. *The BE Journal of Macroeconomics*, 7(1), 1635–1690. DOI: 10.2202/1935-1690.1509.
21. Zhemkov, M. (2019). Regionalnye efekty targetirovaniya inflyatsii v Rossii: Faktory neodnorodnosti i strukturnye urovni inflyatsii [Regional effects of inflation targeting in Russia: Factors of heterogeneity and structural inflation rates]. *Voprosy Ekonomiki*, 9, 70–89. DOI: <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2019-9-70-89> (In Russ.)
22. Gluschenko, K. (2017). Rynok Moskvy v ekonomicheskom prostranstve strany [The Moscow market in the country's economic space]. *Prikladnaya ekonometrika [Applied Econometrics]*, 48, 5–21. (In Russ.)
23. Dobronravova, E., Perevyshin, Yu., Skrobotov, A. & Shemyakina, K. (2019). Granitsy razlichiy regionalnykh tsen na produkty pitaniya i nevidimaya ruka rynka [Limits of regional food price differences and invisible hand]. *Prikladnaya ekonometrika [Applied Econometrics]*, 53, 30–54. (In Russ.)
24. Deryugina, E., Karlova, N., Ponomarenko, A. & Tsvetkova, A. (2018). *Otraslevye i regionalnye faktory inflyatsii v Rossii [The role of regional and sectoral factors in Russian inflation developments]*. Bank of Russia Working Paper series No. 36, 33. (In Russ.)
25. Ilyashenko, V. V. & Kuklina, L. N. (2017). Inflyatsiya v sovremennoy Rossii: teoreticheskie osnovy, osobennosti proyavleniya i regionalnyy aspekt [Inflation in Modern Russia: Theoretical Foundations, Specific Features of Manifestation and Regional Dimension]. *Ekonomika regiona [Economy of Region]*, 13(2), 434–445. (In Russ.)

Autors

Sergey Germanovich Sinelnikov-Murylev — Doctor of Economics, Professor, rector, Russian Foreign Trade Academy; Scopus Author ID: 57060541400; <https://orcid.org/0000-0001-6667-9958> (4a, Pudovkina St., Moscow, 119285, Russian Federation; e-mail: sinel@vavt.ru).

Yury Nikolaevich Perevyshin — PhD in Economics, Senior Research Associate, Center for Central Banks' Studies, Institute for Applied Economic Studies, Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration; Scopus Author ID: 57197781104; ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7507-8361> (82/9, Vernadskogo Ave., Moscow, 119571, Russian Federation; e-mail: perevyshin.yuri@gmail.com).

Pavel Vyacheslavovich Trunin — Doctor of Economics, Leading Research Associate, Center for Central Banks' Studies, Institute for Applied Economic Studies, Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration; Scopus Author ID: 24802318600; ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8306-9422> (82/9, Vernadskogo Ave., Moscow, 119571, Russian Federation; e-mail: pt@ranepa.ru).