

# ИНФЛЯЦИЯ ЦЕН НА ПРОДОВОЛЬСТВЕННЫЕ ТОВАРЫ В РЕГИОНАХ РОССИИ: ПРОСТРАНСТВЕННЫЙ АНАЛИЗ

**А.М. Кириллов**

*Кириллов Андрей Михайлович* – магистр экономики, аспирант. Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», ул. Шаболовка, 26, Москва, Россия, 119049. E-mail: [akir@hse.ru](mailto:akir@hse.ru).  
ORCID: 0000-0001-6669-076X

*Аннотация.* В работе проводится пространственный анализ индексов потребительских цен на продовольственные товары, наблюдаемых в 79 регионах России за период 2002–2015 гг. На обозначенном массиве данных исследуются наличие пространственной корреляции анализируемых объектов и степень ее гетерогенности. Сформулированные исследовательские гипотезы нашли эмпирическое подтверждение: 1) наблюдаемые региональные ИПЦ на продовольственные товары пространственно скоррелированы между собой; 2) пространственная корреляция последних гетерогенна, причем ее сила зависит от расстояния между административными центрами регионов. А именно, для регионов, административные центры которых удалены более чем на 5000 км друг от друга, степень пространственной скоррелированности в восемь раз меньше, чем для регионов, административные центры которых находятся на удалении друг от друга менее чем на 5000 км. Возможным прикладным использованием знания о степени пространственной корреляции региональных уровней инфляции продовольственных товаров является анализ распространения инфляционных шоков (различной природы) цен на продукты питания от региона к региону (с учетом их специфик) начиная от источника (причины).

*Ключевые слова:* региональная инфляция, индексы потребительских цен, пространственная эконометрика, пространственная корреляция, субъекты РФ, Россия

*Для цитирования:* Кириллов А.М. Инфляция цен на продовольственные товары в регионах России: пространственный анализ // Пространственная экономика. 2017. № 4. С. 41–58. DOI: [10.14530/se.2017.4.041-058](https://doi.org/10.14530/se.2017.4.041-058).

*For citation:* Kirillov A.M. Spatial Analysis of Food Inflation in Russian Regions. *Prostranstvennaya Ekonomika = Spatial Economics*, 2017, no. 4, pp. 41–58. DOI: [10.14530/se.2017.4.041-058](https://doi.org/10.14530/se.2017.4.041-058). (In Russian)

## ВВЕДЕНИЕ

На сегодняшний день в российской экономической литературе достаточно слабо развиты теоретическая и эмпирическая составляющие направления по исследованию специфик инфляционных процессов, наблюдаемых в регионах России. В основном внимание исследователей направлено на общероссийский уровень инфляции и влияющие на него факторы (такие как монетарные и фискальные, на валютный курс и цены на нефть и газ) (Кудрин, 2007; Кудрин, 2009; Трегуб, 2009). Основными работами эмпирической направленности, сфокусированными на исследовании региональных инфляционных процессов в Российской Федерации, являются (Айвазян и др., 2016; Цыплаков, 2000). В данных работах проводится анализ региональных индексов потребительских цен (ИПЦ) на уровне федеральных округов и субъектов РФ с целью выявления закономерностей, специфик и детерминант локальных инфляционных процессов. Также стоит отметить ряд работ, описывающих региональные инфляционные процессы (Киселева, 2015; Киселева, 2012; Григорьев и др., 2016). В частности, в работе (Григорьев и др., 2016) приведено подробное описание региональных инфляционных тенденций во время экономического спада 2013–2016 гг.

Однако в обозначенных работах по региональным инфляционным процессам отсутствуют попытки учета пространственных взаимосвязей. Исследователи фокусировались на внутренних региональных детерминантах региональной инфляции, но не рассматривали инфляционные взаимосвязи между регионами непосредственно в качестве дополнительного объясняющего фактора. В реальности наблюдаемые в российских регионах темпы инфляции взаимосвязаны между собой в силу наличия межрегиональных торгово-экономических связей. Региональные экономические агенты, посредством торговых операций и арбитража, осуществляют экспорт (импорт) инфляции, детерминируя пространственную зависимость инфляционных процессов, протекающих в регионах. Иными словами, инфляция, наблюдаемая в некотором локалитете (регионе), обуславливается не только его внутренними экономическими характеристиками, но и аналогичными факторами других локалитетов, с которыми имеются прямые или косвенные торгово-экономические связи. Стоит отметить, что учет пространственных взаимосвязей является логичным шагом при исследовании детерминант потребительской инфляции на региональном уровне, так как позволяет 1) получить информацию о структуре и характере пространственных инфляционных связей и 2) избежать смещения оценок коэффициентов регрессий, возникающего в силу отсутствия фактора, отвечающего за пространственную зависимость.

Структурная модель пространственных взаимосвязей региональных уровней инфляции (без спецификации их количественной меры) предлагается в теоретической работе (Кириллов, Суляндзига, 2015). Расширение же эмпирического анализа российской региональной инфляции с использованием моделей пространственной эконометрики применительно к индексам потребительских цен (ИПЦ) субъектов РФ, входящих в Приволжский федеральный округ, предпринято в работе (Тимирьянова, 2017). В данной работе автор пытается получить количественную оценку пространственной корреляции наблюдаемых в регионах уровней инфляции, численно измеряемых индексами потребительских цен. Вместе с тем в обозначенной работе моделируются совокупные региональные ИПЦ, которые, в свою очередь, складывается из индексов на 1) продовольственные товары, 2) непродовольственные товары и 3) услуги.

Целью настоящей работы является пространственный анализ инфляции потребительских цен на продовольственные товары (инфляция цен на продукты питания), наблюдаемой в субъектах РФ за период 2002–2015 гг. В качестве количественной меры анализируемого вида инфляции были выбраны региональные ИПЦ на продовольственные товары (которые непосредственно являются объектами исследования данной работы). Выбор обозначенных объектов исследования обусловлен следующими причинами. Во-первых, спрос на потребительские товары предьявляет каждое домохозяйство, а следовательно, закономерности, тенденции и детерминанты, определяющие динамику цен на данную группу товаров, должны находиться в фокусе исследовательского интереса, в том числе для целей социальной и экономической политики на региональном и федеральном уровнях. Во-вторых, сама динамика потребительских цен на продукты питания (произведенные как внутри страны, так и импортированные) определяется комплексом взаимосвязанных факторов (например, транспортными издержками, количеством посредников на пути к потребителю, конкуренцией на региональных рынках, спросом и предложением, предпочтениями домохозяйств, обменным курсом и др.), поэтому четкое понимание нетривиальной структуры инфляционных взаимосвязей между региональными рынками продуктов питания и их детерминант само по себе определяет исследовательское внимание к данному вопросу.

Под пространственным анализом в настоящей работе понимается моделирование исследуемых объектов с учетом пространственных (межрегиональных) взаимосвязей. В рамках данного пространственного анализа ставятся следующие исследовательские задачи: 1) получить количественные оценки степени пространственной скоррелированности региональных темпов инфляции потребительских цен на продовольственные товары, 2) определить степень гетерогенности пространственной корреляции ана-

лизируемого вида инфляции между регионами России, 3) выявить объясняющие факторы (детерминанты региональных инфляционных процессов) и количественно оценить их влияние на исследуемые объекты.

С точки зрения исследуемого объекта, наиболее близкими к настоящему исследованию являются работы (Fakler, Goodwin, 2001; Gluschenko, 2016; Глущенко, 2010), в которых исследуется пространственная интеграция региональных рынков (а именно, тестируется соблюдение закона единой цены) в российском экономическом пространстве. В частности, основными результатами работ К. Глущенко являются: 1) подтверждение интегрированности российских региональных рынков потребительских товаров («закона единой цены»); 2) статистически значимое подтверждение взаимного влияния (причинности по Гренджеру) региональных уровней цен (продуктов питания) при взаимодействии региональных рынков. Результаты данных работ (несмотря на то, что объектами их исследования выступали не динамические характеристики цен на продовольственные товары (инфляция), а их абсолютные значения – уровни цен) являются косвенным подтверждением наличия пространственной корреляции между российскими региональными темпами инфляции (в частности, инфляции цен на продовольственные товары), причины существования которой были озвучены выше.

## ОСНОВНЫЕ ГИПОТЕЗЫ И МОДЕЛИ ДЛЯ ИХ ТЕСТИРОВАНИЯ

### Пространственная корреляция региональной инфляции

Наличие пространственной корреляции между наблюдаемыми уровнями инфляции в локалитетах  $i$  и  $j$  определяется следующим образом (Anselin, 2013):  $\text{cov}(\pi_i, \pi_j) \neq 0$ , где  $\pi_i$  – уровень инфляции в регионе  $i$ ,  $\pi_j$  – уровень инфляции в регионе  $j$ .

Пространственная корреляция между региональными уровнями инфляции сама по себе не является индикатором их прямой пространственной зависимости (в том числе взаимной). Инфляционные взаимосвязи регионов могут быть как прямыми, так и опосредованными. Например, регионы могут не иметь прямых торгово-экономических связей друг с другом (безотносительно степени схожести структуры их экономик), но вести торговую деятельность на общих внешних рынках. В данном случае весьма велика вероятность обнаружения когерентности в динамике инфляции (некоторая часть которой импортирована извне через прямые трансмиссионные каналы или косвенным образом) данных регионов, при отсутствии их взаимного влияния друг на друга. Наличие же торгово-экономических взаимосвязей между регионами во многом детерминирует прямую пространственную за-

висимость (в том числе взаимную зависимость) региональной инфляционной динамики, в силу взаимного прямого импорта инфляции. Так, ускорение инфляции в одном регионе, транслируемое в другой регион, приводит к ускоренному росту цен в последнем (и наоборот). Регистрация пространственной корреляции в данном случае рассматривается как индикатор и сила пространственной зависимости.

Дополнительно нельзя исключить, что для автаркических локалитетов, с достаточно схожей социально-экономической структурой, но удаленных друг от друга географически, наблюдаемая инфляционная динамика будет пространственно скоррелирована в силу сопоставимости протекающих на данных территориях социально-экономических процессов.

Соответственно, без сравнительного анализа торгово-экономических взаимосвязей и структуры экономик регионов невозможно однозначно определить детерминанты пространственной скоррелированности региональных уровней инфляции: непосредственно их пространственная зависимость (в том числе взаимная) или общие экзогенные факторы, синхронизирующие инфляционную динамику данных регионов.

Для дальнейшего анализа региональной инфляции (подразумевая под последней динамику цен на продовольственные товары) будем придерживаться следующей формализации: наблюдаемый в  $i$ -м регионе в момент времени  $t$  уровень инфляции может быть представлен как сумма следующих компонентов: 1) трендового национального уровня инфляции (общего для всех регионов), 2) индивидуального (регионального) уровня инфляции, детерминируемого сугубо региональной спецификой, и 3) уровня инфляции, определяемого межрегиональными взаимодействиями (пространственными взаимосвязями).

Математической записью данной идеи является следующая декомпозиция:

$$\pi_{it} = \bar{\pi} + \tau_t + u_{it} + s_{it}, \quad (1)$$

где  $\pi_{it}$  – наблюдаемый уровень инфляции региона  $i$  в момент времени  $t$ ;  $\bar{\pi} + \tau_t$  – трендовый национальный уровень инфляции, состоящий из константы  $\bar{\pi}$  и переменной величины (зависящей от времени)  $\tau_t$ ;  $u_{it}$  – индивидуальный уровень инфляции, обусловленный региональной спецификой;  $s_{it}$  – уровень инфляции, обусловленный межрегиональными взаимодействиями.

Для системы регионов  $N = \{1, \dots, N\}$  декомпозиция (1) в векторной форме записывается следующим образом:

$$\begin{pmatrix} \pi_{1t} \\ \dots \\ \pi_{Nt} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \bar{\pi} + \tau_t \\ \dots \\ \bar{\pi} + \tau_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ \dots \\ u_{Nt} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} s_{1t} \\ \dots \\ s_{Nt} \end{pmatrix}. \quad (2)$$

Выражение (2) является иллюстрацией составных компонентов региональной инфляции (с его помощью невозможно ответить на вопрос о детерминантах инфляционного процесса и о том, как данные детерминанты, с точки зрения функциональной зависимости, определяют инфляционный процесс). Компонент региональной инфляции, обусловленный межрегиональными взаимодействиями, рассматривается в выражении (2), как импортированная доля инфляции в общем региональном темпе роста цен.

Рабочие исследовательские гипотезы формулируются в терминах декомпозиции (2) следующим образом: 1) в каждый момент времени, для любого региона  $i \in N$   $s_{it} \neq 0$  (иными словами, в общем уровне инфляции каждого региона всегда присутствует доля, обусловленная пространственными взаимосвязями – импортированная инфляция); 2) в каждый момент времени, для любого региона  $i \in N$   $s_{it}$  зависит от географической удаленности относительно своих торгово-экономических партнеров.

### Методология исследования

Эмпирическая стратегия основана на использовании моделей панельных данных пространственной эконометрики класса SAR (LeSage, Pace, 2009).

Используемая в настоящей работе SAR модель, с независимыми переменными в количестве  $K$ , каркасом для которой является декомпозиция (1) и (2), записывается следующим образом:

$$\pi_{it} = \bar{\pi} + \tau_t + u_i + \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} \pi_{jt} + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{ikt} + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

где  $\pi_{it}$  – уровень инфляции, наблюдаемый в регионе  $i$  в момент времени  $t$  (зависимая переменная)  $i (j) = 1, \dots, N$  – индекс региона,  $x_{ikt}$  – значение объясняющей (независимой) переменной  $k$ , наблюдаемое в  $i$ -м регионе в момент времени  $t$ ,  $k = 1, \dots, K$  (индекс регрессора),  $\beta_k$  – коэффициент при  $k$ -м регрессоре,  $w_{ij}$  – элемент матрицы пространственных весов  $W$  (размерности  $N \cdot N$ ),  $\bar{\pi} + \tau_t$  – трендовый национальный уровень инфляции (общий для всех регионов),  $u_i$  – индивидуальный эффект региона  $i$  (инвариантный для каждого момента времени  $t$ ),  $\varepsilon_{it} \sim N(0; \sigma^2)$  – случайный компонент регрессии, нормально распределенный в каждый момент времени  $t$ , причем  $\text{cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = 0$  всякий раз, когда  $i \neq j$  для любого  $t$ .

Остановимся более подробно на составных элементах представленной модели. Компонент  $u_i + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{ikt}$  моделирует индивидуальный уровень инфляции, обусловленный региональной спецификой. В качестве переменной, параметризующей долю импортированной инфляции, в модель (3)

включен пространственный лаг  $\sum_{j=1}^N w_{ij} \pi_{jt}$ , соответствующий экзогенно заданной матрице пространственных весов (взвешивающей матрице)  $W$ . Взвешивающая матрица отражает ожидаемую структуру пространственных взаимосвязей регионов. Например, сила связей уровней инфляции достаточно удаленных друг от друга регионов, предположительно, должна быть слабее, чем сила связей регионов-соседей или отсутствовать (т. е. включаться в пространственный лаг с существенно меньшим весом или принципиально не учитываться). Таким образом, пространственный лаг инфляции  $i$ -го региона представляет собой взвешенный (в соответствии с ожидаемой силой взаимосвязей региона с остальными территориями) уровень наблюдаемых инфляций остальных регионов. Существует большая вариативность в выборе и формировании матриц пространственных весов (Anselin, 2013). Выбор конкретной матрицы определяется исследователем, исходя из поставленных задач. Однако традиционно наиболее популярными являются матрицы смежности (бинарная матрица) и обратных географических расстояний (между административными центрами регионов) по автомобильным дорогам. В первом случае пространственный лаг для конкретного региона формируются территориями, имеющими общие с ним границы, причем в формируемый пространственный лаг данные регионы входят с одинаковыми весами. Во втором случае пространственный лаг формируется всем множеством регионов, однако вклад каждого региона убывает обратно пропорционально расстоянию между взвешиваемыми регионами и регионом, для которого строится пространственный лаг.

В модели (3) параметр  $\rho$  интерпретируется как коэффициент пространственной корреляции региональных уровней инфляции. При этом направление корреляционной связи совпадает со знаком коэффициента, и чем выше абсолютное значение коэффициента, тем сильнее пространственная корреляция.

Отдельно стоит отметить, что эконометрическая оценка коэффициента  $\rho$  дает усеченное представление о пространственной корреляции региональных уровней инфляции, не позволяя сделать содержательные выводы о степени ее гетерогенности. Гетерогенность же пространственной корреляции определим как ее зависимость от расстояния между регионами. Например, при использовании бинарной матрицы коэффициент  $\rho$  показывает степень пространственной зависимости уровней инфляции регионов-соседей (так как, по построению, регионы, не являющиеся соседями, исключаются из пространственного лага), но не дает оценку пространственной связанности уровней инфляции «регионов-соседей-соседей» (очевидно более удаленных друг от друга). При формировании же пространственного лага с помощью матрицы обратных географических расстояний коэффициент  $\rho$  позволяет

сделать выводы о среднем уровне пространственной зависимости, оставляя открытым вопрос о степени вариативности (гетерогенности) данной зависимости в зависимости от роста/сокращения расстояния между регионами. Оценка степени гетерогенности пространственной зависимости дает дополнительную информацию о связанности региональных инфляционных процессов и позволяет делать прогнозы относительно распространения инфляционных шоков между регионами (начиная от источника), например, в периоды кризиса.

В данной работе автором предлагается модификация эконометрической модели (3), позволяющая оценить степень гетерогенности пространственной корреляции между наблюдаемыми региональными уровнями инфляции цен на продовольственные товары. Анализ гетерогенности пространственной корреляции достигается путем включения в стандартную модель SAR (3) нескольких матриц пространственных весов (формируемых по принципу обратных географических расстояний по автомобильным дорогам с пороговыми значениями), учитывающих (фильтрующих) пространственные зависимости с учетом выбранного порога географической дистанции (т. е. сепарирующих взаимное влияние более или менее удаленных относительно друг друга регионов). Таким образом, модифицированная эконометрическая модель (3) имеет следующий вид:

$$\pi_{it} = \bar{\pi} + \tau_t + u_i + \rho_1 \sum_{j=1}^N w_{ij}^1 \pi_{jt} + \rho_2 \sum_{j=1}^N w_{ij}^2 \pi_{jt} - \rho_1 \rho_2 \sum_{j=1}^N [W_1]_i \cdot [W_2]_j \pi_{jt} + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{ikt} + \varepsilon_{it}, \quad (4)$$

где, дополнительно к уже перечисленным переменным,  $w_{ij}^1$  – элемент матрицы пространственных весов  $W_1$  (размерности  $79 \cdot 79$ ),  $w_{ij}^2$  – элемент матрицы пространственных весов  $W_2$  (аналогичной размерности  $79 \cdot 79$ ),  $[W_1]_i$  –  $i$ -я строка матрицы  $W_1$ ,  $[W_2]_j$  –  $j$ -й столбец матрицы  $W_2$ .

В модель (4) в качестве зависимых переменных включены пространственные лаги  $\sum_{j=1}^N w_{ij}^1 \pi_{jt}$ ,  $\sum_{j=1}^N w_{ij}^2 \pi_{jt}$  и  $\sum_{j=1}^N [W_1]_i \cdot [W_2]_j \pi_{jt}$ , соответствующие матрицам пространственных весов  $W_1$ ,  $W_2$  и их произведению. Ввод в модель двух матриц пространственных весов имеет следующую, уже описанную выше, логику: матрица  $W_1$  учитывает взаимное влияние «менее удаленных» друг от друга регионов (причем степень удаленности определяется исследователем), матрица  $W_2$  учитывает связи «наиболее удаленных регионов», а их произведение позволяет исключить перекрестные связи, возникающие при взаимодействии регионов, находящихся в пограничных зонах кластеров, соответствующих матрицам  $W_1$  и  $W_2$ .

В терминах моделей (3) и (4) сформулированные исследовательские гипотезы можно переписать следующим образом:  $\rho \neq 0$  и  $\rho_1 \neq \rho_2 \neq 0$ .



Как было отмечено выше, существует несколько вариантов для формирования матриц пространственных весов. Однако наличие данной вариативности (что вполне можно рассматривать положительно в силу большей гибкости при проведении исследований) имеет свои недостатки. Так, выбор пространственных весов, принципиально не соответствующих исследуемой реальности, оплачивается смещением оценок коэффициентов эконометрических моделей, что наглядно показали Е. Семерикова и О. Демидова (Семерикова, Демидова, 2015). В указанной работе авторы продемонстрировали (применительно к анализу региональной безработицы) с помощью симуляций Монте-Карло, что неверная спецификация взвешивающей матрицы ведет к смещению оценок коэффициентов регрессионной модели: 1) чем выше пространственная корреляция между уровнями безработицы в регионах, тем сильнее смещение; 2) использование матрицы обратных расстояний дает наименьшее смещение оценок коэффициентов регрессии в сравнении с использованием матрицы смежности.

В качестве взвешивающей матрицы в модели (3), для целей данного исследования, используется матрица обратных географических расстояний. Для модели (4) используются матрицы обратных географических расстояний с пороговым значением 5000 км. В связи с тем, что максимальное значение расстояния по автомобильным дорогам между административными центрами субъектов России составляет более 10 000 км, то выбранное пороговое значение соответствует примерно половине максимума. Выбор данного типа матриц (обратных расстояний) обусловлен ожидаемой справедливостью экстраполяции обозначенных выше результатов для целей исследования инфляции цен на продукты питания. Так, в матрице  $W_1$  ненулевые веса соответствуют парам регионов, кратчайшее расстояние между административными центрами которых не превосходит 5000 км. В матрице  $W_2$  ненулевыми будут веса для пар регионов, расстояние между центрами которых строго превышает обозначенный порог. Каждый элемент матриц  $W_1$  и  $W_2$  нормирован на соответствующее максимальное собственное число.

## ДАнные И РЕЗУльТАТЫ ОЦЕНИВАНИЯ

Как было отмечено выше, региональные рынки продуктов питания в России не только не являются автаркическими, но фактически связанными друг с другом посредством как прямых, так и косвенных торговых связей. В данной связи стоит ожидать высокой взаимной скоррелированности региональных инфляционных процессов на рынках продовольственных товаров, в силу того, что зависимость региональных уровней цен указывает на взаимные межрегиональные торговые связи. Как следствие, взаимные связи локальных россий-

ских продуктовых рынков детерминируют пространственную взаимосвязь региональной потребительской инфляции посредством ее взаимного экспорта/импорта через торговые операции и географический арбитраж. Справедливость данного утверждения поддерживается анализом парных корреляций между наблюдаемой за период 2002–2015 гг. ежемесячной динамикой региональных индексов потребительских цен на продовольственные товары (расчитанные Росстатом). Коэффициенты корреляции рассчитаны для 79 российских регионов, а сводные результаты представлены в таблице 1. Так, для половины рассчитанных коэффициентов корреляции (50% выше медианы) размах вариации составляет всего 23,6% (что свидетельствует, при значении медианы 71,36%, о концентрации достаточно высоких значений корреляций, иными словами, о «тяжелом правом» хвосте их распределения), в то время как для остальных коэффициентов (для 50% ниже медианы) размах вариации в два раза больше – 49,49% («тонкий левый» хвост их распределения).

ИПЦ на продовольственные товары (количественная мера продуктовой инфляции) выступает зависимой переменной ( $\pi_{it}$ ) в моделях (3) и (4). В качестве независимых регрессоров ( $x_{it}$ ) были выбраны: индекс физического объема ВРП, индекс стоимости транспортных услуг, доля пенсионеров в общей численности населения, доля сельского хозяйства и рыболовства в структуре ВРП.

Таблица 1

**Характеристики парных корреляций региональных индексов потребительских цен на продовольственные товары**

Характеристика	Значение, %
Минимум	21,87
Максимум	94,96
Медиана	71,36
Среднее	69,24

Источник: рассчитано автором на основе официальных данных Росстата.

Канонической функциональной формой связи инфляции и выпуска (ВВП, ВРП) является кривая Филлипса. В рамках данной модели объясняющей переменной инфляции традиционно выступает отклонение текущего объема выпуска (в равновесии в «коротком» периоде) от его значения в равновесии в «длительном» периоде (при полной занятости), так называемый *output gap*. Положительный *output gap*, при прочих равных, приводит к ускоренному росту цен в процессе возврата экономики к уровню выпуска при полной занятости; отрицательный *output gap* приводит к обратному эффекту. Индекс физического объема ВРП и константа в модели выступают в качестве контрольной переменной для *output gap*.

Индекс тарифов на грузовые перевозки выбран в качестве контрольной переменной для логистической составляющей инфляции, так как темп инфляции, при прочих равных, когерентен темпу роста транспортных расходов.

В качестве переменной, отражающей неоднородность платежеспособности населения и структуры предъявляемого им спроса, выбрана доля пенсионеров в общей численности населения региона. Структура и объем спроса, предъявляемого пенсионерами, неэквивалентна структуре спроса населения в трудоспособном возрасте в силу диспаритета реальных доходов данных групп экономических агентов. Например, рост реальных доходов пенсионеров, при прочих равных, не должен сопровождаться существенным ростом спроса на продовольственные товары, что, в свою очередь, не приведет к ускорению продуктовой инфляции.

Регрессор модели «доля сельского хозяйства и рыболовства в структуре ВРП» является прокси-переменной способности экономики региона удовлетворять спрос на продукты питания внутренними ресурсами. Предполагается, что чем выше доля сельского хозяйства и рыболовства в регионе (т. е. чем более развита отрасль производства продуктов питания), тем ниже, в силу низкой доли импорта продуктовой инфляции из других регионов, совокупная скорость роста цен на продовольственные товары, наблюдаемая в регионе.

Для целей настоящего исследования была сформирована панельная структура данных зависимой переменной и регрессоров за период 2002–2015 гг. (значения переменных за год) для 79 регионов России. Источником данных является Росстат. Описательные статистики используемых переменных приведены в таблице 2.

Таблица 2

## Описательные статистики переменных, %

Переменная	Минимум	Максимум	Среднее	Медиана	Среднее квадратическое отклонение
ИПЦ на продукты питания	0,14	21,02	11,01	10,94	4,32
Индекс физического объема ВРП	-22,80	28,5	3,91	4,2	5,23
Индекс тарифов на грузовые перевозки	-54,94	233,33	11,92	8,53	19,24
Доля пенсионеров в общей численности населения	11,63	37,83	27,96	28,12	3,88
Доля сельского хозяйства и рыболовства в структуре ВРП	0	36,6	9,47	8,1	6,03

Источник: рассчитано автором на основе официальных данных Росстата.

Важным компонентом моделей (3) и (4) является трендовый национальный уровень инфляции, который в данной работе аппроксимируется куби-

ческим трендом по времени ( $t$ ) с фиктивными переменными, отражающими эффекты кризисов 2008, 2014 гг.:

$$\bar{\pi} + \tau_t = \bar{\pi} + a_1 t + a_2 t^2 + a_3 t^3 + \delta_1 l_{2008} + \delta_2 l_{2014}, \quad (5)$$

где  $l_{2008}$ ,  $l_{2014}$  – фиктивные переменные для наблюдений 2008 г. и 2014 г. соответственно. Выбор степени тренда во многом продиктован графическим анализом временного ряда данных зависимой переменной, представленного на рисунке 1.

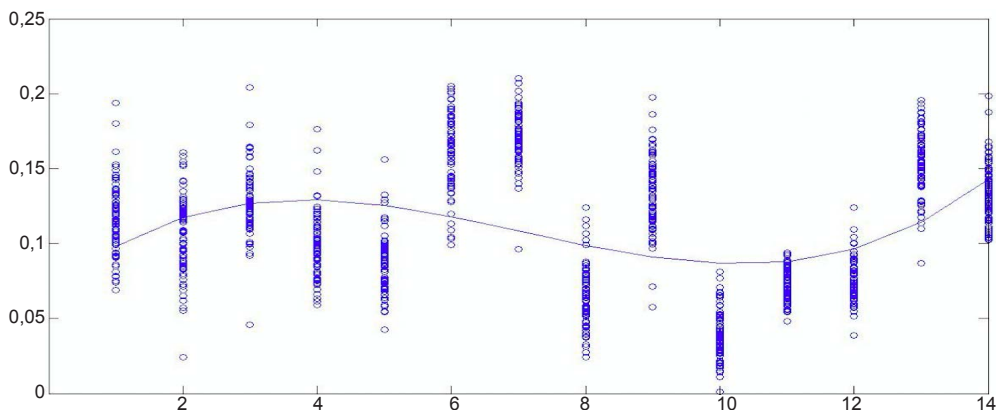


Рис. 1. Аппроксимация временного тренда региональных темпов инфляции

Источник: рассчитано автором.

Также для получения оценок индивидуальных эффектов ( $u_i$ ) в моделях (3) и (4) использованы фиктивные переменные принадлежности регионов к соответствующим федеральным округам.

Оценивание моделей (3) и (4) производилось методом максимального правдоподобия в предположении многомерного нормального распределения вектора случайного компонента с диагональной гомоскедастичной ковариационной матрицей. Результаты оценивания представлены в таблице 3.

Все оцененные коэффициенты статистически значимы. В качестве характеристик качества подгонки моделей использованы 1) квадрат корреляции, предсказанной по оцененной модели зависимой переменной и ее реальным значением из выборки (что соответствует коэффициентам корреляции 61,04 и 61,36% для моделей (3) и (4) соответственно), выступающий аналогом коэффициента детерминации, и 2) показатель RMSE, характеризующий среднее квадратическое отклонение предсказанных по модели значений зависимой переменной от ее реальных значений в выборке. В соответствии с данными критериями, лучшую (с минимальным отклонением) подгонку к реальным данным обеспечивает модель (4), учитывающая неоднородность пространственной корреляции.

Таблица 3

## Результаты оценивания

Переменные		Оценки коэффициентов регрессии	
		Модель (3)	Модель (4)
$\rho$		0,654 ***	–
$\rho_1$		–	0,670 ***
$\rho_2$		–	0,083 ***
Временной тренд (полином третьего порядка)	константа	10,38%***	9,14%***
	T	1,42%***	1,35%***
	T ^ 2	– 0,27%***	– 0,26%***
	T ^ 3	0,01%***	0,01%***
Временные эффекты	2014 г.	3,38%***	3,14%***
	2008 г.	2,46%***	2,29%***
Индекс физического объема ВРП		0,0289***	0,0266***
Индекс стоимости транспортных услуг		0,0115***	0,0125***
Доля пенсионеров в общей численности населения региона	X	– 0,1727***	– 0,1795***
	X ^ 2	0,3391***	0,3953***
Доля сельского хозяйства и рыболовства в структуре ВРП	X	– 0,0494***	– 0,0661***
	X ^ 2	0,166***	0,2508***
Фиксированные индивидуальные эффекты (по федеральным округам)	Центральный	– 7,49%***	– 6,61%***
	Приволжский	– 6,08%***	– 5,10%***
	Северо-Кавказский	– 5,83%***	– 4,85%***
	Южный	– 4,41%***	– 3,49%***
	Северо-Западный	– 3,66%***	– 2,84%***
	Уральский	– 3,41%***	– 2,38%***
	Сибирский	– 2,08%***	– 1,41%***
RMSE		2,4459	2,4147
CORR( $\hat{\pi}$ ; $\pi$ ) ^ 2		37,2648	37,6456
LR статистика		616,0904	642,9687
Количество наблюдений в регрессии		1106	1106
Временной период		2002–2015 гг.	2002–2015 гг.
Количество регионов		79	79

Источник: рассчитано автором.

LR статистики использовались для проведения статистического тестирования гипотез  $\rho = 0$  и  $\rho_1 = \rho_2 = 0$  соответственно для моделей (3) и (4). Значение рассматриваемой статистики (рассчитанное на основе располагаемой выборки) не дает оснований, на разумном уровне значимости, принять тестируемую гипотезу в качестве истинной. Таким образом, оценки моделей свидетельствуют о наличии неоднородной пространственной корреляции региональных ИПЦ на продовольственные товары на рассматриваемом горизонте 2002–2015 гг. (т. е. 14 лет), причем «основная» зависимость

сконцентрирована на взаимном удалении регионов, не превышающем 5000 км между их административными центрами (для регионов, административные центры которых удалены друг от друга более чем на 5000 км, степень пространственной корреляции примерно в 8 раз ниже).

Полученные оценки свидетельствуют о наличии статистически значимого кубического тренда по времени в моделях (3) и (4) на рассматриваемом временном горизонте. Временные эффекты, соответствующие кризисным периодам, положительны в обеих моделях, что свидетельствует о том, что в периоды кризисов инфляция (ожидаемо) в среднем выше в сравнении с периодами отсутствия экономических пертурбаций.

В обеих моделях выявлена строгая статистически значимая положительная связь региональных ИПЦ на продовольственные товары с индексом реального ВРП и индексом тарифов на грузовые перевозки (что свидетельствует в пользу справедливости предположения о влиянии динамики логистических расходов на темп роста цен продовольственных товаров).

Доля пенсионеров в общей численности населения региона естественным образом ограничена 100%. Целесообразным представляется моделирование квадратичной зависимости инфляции цен на продовольственные товары данного фактора, так как, начиная с некоторого значения доли пенсионеров, дальнейший ее рост потенциально не способен демпфировать темп изменения цен в силу большего влияния («перевешивающего эффекта») иных детерминант инфляции. Исходя из полученных оценок, доли пенсионеров, соответствующие точкам перегиба в моделях (3) и (4) являются 25,5 и 22,7% соответственно. Математически это означает, что зависимость инфляции от доли пенсионеров описывается параболой, ветви которой направлены вверх (соответственно в точке перегиба достигается минимальный уровень инфляции). Следовательно, в регионах с долей пенсионеров в общей численности населения близкой к указанным значениям, темпы инфляции цен на продовольственные товары в среднем будут ниже темпов продуктовой инфляции в относительно «более молодых» регионах.

Исходя из аналогичных соображений, тестировалась, в рамках оценивания моделей (3) и (4), квадратичная зависимость продуктовой инфляции от доли сельского хозяйства и рыболовства в структуре ВРП (которая также ограничена сверху значением 100%). Полученные оценки точек перегиба равны 14,88% для модели (3) и 13,18% для модели (4). Точки перегиба анализируемой переменной интерпретируются по аналогии точками перегиба для предыдущей переменной: для конкретного региона рост доли сельского хозяйства и рыболовства (за счет сокращения долей других видов экономической деятельности) в общей структуре реального ВРП приводит в

среднем к нивелирующему инфляцию цен на продукты питания эффекту. Причем предельное расширение указанной доли экономической деятельности в структуре ВРП региона, влекущее снижение продуктовой инфляции, ограничено сверху значением, соответствующим точке перегиба (это объясняется тем, что описываемая связь зависимой и объясняющей переменной является параболой, ветви которой направлены вверх).

Для получения оценок индивидуальных эффектов, соответствующих принадлежности субъекта РФ к определенному федеральному округу, референтной территорией был выбран Дальневосточный федеральный округ (ДФО). Полученные результаты свидетельствуют, что в регионах, входящих в состав ДФО, наблюдаемая инфляция цен на продовольственные товары в среднем выше, чем в остальных регионах России. Причем максимальная разница в темпах продуктовой инфляции, детерминируемая индивидуальными эффектами регионов, наблюдается между регионами ДФО и Центрального федерального округа, в то время как наиболее близкие к референтной группе регионов темпы инфляции цен на продовольственные товары демонстрируют регионы, входящие в состав Сибирского федерального округа.

## ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В данной работе проведен анализ инфляции цен на продовольственные товары в 79 регионах России с использованием моделей пространственной эконометрики на основе панельных данных за период 2002–2015 гг.

Обе сформулированные исследовательские гипотезы нашли свое эмпирическое подтверждение в рамках данного исследования. А именно: 1) получены статистически значимые количественные оценки степени пространственной корреляции региональных ИПЦ на продовольственные товары; 2) показано, что выявленная пространственная корреляция продуктовой инфляции гетерогенна, и ее сила уменьшается при росте расстояния между административными центрами регионов. Так, для регионов, административные центры которых удалены (по автомобильным дорогам) более чем на 5000 км друг от друга, степень пространственной скоррелированности в 8 раз меньше, чем для регионов, административные центры которых находятся менее чем за 5000 км друг от друга.

Полученные результаты имеют, в том числе, и практическую значимость. Например, возможным прикладным использованием знания о степени пространственной корреляции региональных уровней инфляции продовольственных товаров является анализ распространения инфляционных шоков (различной природы) цен на продукты питания от региона к региону (с учетом их специфик) начиная от источника (причины).

Дальнейшим и закономерным развитием области исследования региональной инфляции с учетом пространственных взаимосвязей является оценка пространственной корреляции и степени ее неоднородности (в том числе для различных пороговых значений, используемых при формировании матриц пространственных весов) для общих региональных ИПЦ, региональных ИПЦ на непродовольственные товары и услуги. При этом немаловажным представляется изучение иных детерминант региональных инфляционных процессов (дополнительно к уже используемым в настоящей работе факторам).

### **Благодарности**

Автор выражает глубокую благодарность за бесценные советы и комментарии Е.А. Коломак (ИЭОПП СО РАН), О.А. Демидовой (НИУ ВШЭ), А.Я. Бурдяк (РАНХиГС), P. Daddi (University of Perugia), В.А. Вербицкому (ХГУЭП) и Ю.В. Диреву (ХГУЭП).

### **СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ**

- Айвазян С.А., Березняцкий А.Н., Бродский Б.Е.* Региональные модели ценовых индексов // Экономика и математические методы. 2016. № 4. С. 24–46.
- Глуценко К.П.* Закон единой цены в российском экономическом пространстве // Прикладная эконометрика. 2010. № 1. С. 3–19.
- Григорьев Л.М., Голяшев А.В., Буряк Е.В., Лобанова А.А., Кульпина В.П.* Экономический спад и потребительские цены в России // Пространственная экономика. 2016. № 1. С. 115–131. DOI: 10.14530/se.2016.1.115-131.
- Кириллов А.М., Суляндзига П.Б.* Об инфляционных взаимосвязях между регионами // Вестник Тихоокеанского государственного университета. 2015. № 2. С. 191–198.
- Киселева П.С., Ильяшенко В.В.* Факторы и динамика инфляционных процессов в промышленном регионе // Известия УрГЭУ. 2015. № 3. С. 24–29.
- Киселева П.С., Ильяшенко В.В.* Межрегиональная дифференциация темпов инфляции в России // Известия УрГЭУ. 2012. № 1. С. 5–10.
- Кудрин А.Л.* Мировой финансовый кризис и его влияние на Россию // Вопросы экономики. 2009. № 1. С. 9–27.
- Кудрин А.Л.* Инфляция: российские и мировые тенденции // Вопросы экономики. 2007. № 10. С. 4–26.
- Семерикова Е.В., Демидова О.А.* Анализ региональной безработицы в России и Германии: пространственно-эконометрический подход // Пространственная экономика. 2015. № 2. С. 64–85. DOI: 10.14530/se.2015.2.064-085.
- Тимирьянова В.М.* Пространственная связь индекса потребительских цен и равновесности региональных рынков товаров // Пространственная экономика. 2017. № 2. С. 95–109. DOI: 10.14530/se.2017.2.095-109.
- Трегуб И.В.* Моделирование инфляционных процессов в российской экономике // Фундаментальные исследования. 2009. № 1. С. 86–87.
- Цыплаков А.А.* Статистический анализ динамики региональных уровней цен // Вестник НГУ: Социально-экономические науки. 2000. Т. 1. Вып. 1. С. 5–19.



- Anselin L.* Spatial Econometrics: Methods and Models // Springer Science & Business Media, 1988. 284 p. DOI: 10.1007/978-94-015-7799-1.
- Fackler P.L., Goodwin B.K.* Spatial Price Analysis // Handbook of Agricultural Economics. 2001. Vol. 1. Part B. Pp. 971–1024.
- Gluschenko K.* Distribution Dynamics of Russian Regional Prices // Empirical Economics. 2016. Vol. 51. Issue 3. Pp. 1193–1213. DOI: 10.1007/s00181-015-1039-3.
- Goodwin B.K., Grennes T.J., McCurdy C.* Spatial Price Dynamics and Integration in Russian food Markets // The Journal of Policy Reform. 1999. Vol. 3. Issue 2. Pp. 157–193. DOI: 1080/13841289908523402.
- LeSage J.P., Pace R.K.* Introduction to Spatial Econometrics. Chapman and Hall/CRC. 2009. 374 p.

## SPATIAL ANALYSIS OF FOOD INFLATION IN RUSSIAN REGIONS

**A.M. Kirillov**

*Andrey Mikhailovich Kirillov* – Master of Arts in Economics, Postgraduate Student. National Research University ‘Higher School of Economics’, Shabolovka str., 26, Moscow, Russia, 119049. E-mail: akir@hse.ru.  
ORCID: 0000-0001-6669-076X

*Abstract.* Spatial interactions among modelling economic variables observed in spatially distributed units (due to their economic and trade relations) may be considered as an additional explanatory variable in a regression model (which generally prevents from its misspecification). Usually, spatial interactions are included in a regression in the form of spatial lag. In this paper we conduct a spatial econometric analysis of consumer price indexes for foodstuffs (FCPIs) observed in Russian regions. There are 79 regions in our sample for the period of time from 2002 to 2015 (data structured in panel). Our research aims at testing hypotheses of 1) presence of spatial correlation, and 2) of its heterogeneity among regional FCPIs. We develop a spatial panel data model with two matrixes of spatial weights (which are inverse distances with the breakpoint distance of 5000 kilometers between administrative centers of regions measured by roads) to test research hypotheses. In our model, the first matrix serves to estimate spatial correlation among regions up to break point distance between them, while second matrix catches spatial interactions among regions farther than break point distance from one each other. We find strong empirical evidence that 1) there is statistically significant spatial correlation among Russian FCPIs, 2) estimated spatial correlation is heterogeneous and the degree of its heterogeneity depends on the distance. That is, spatial relation shrinks as distance between regions rise and vice versa, or alternatively the closer one region to another, the higher expected inflationary relations between them.

*Keywords:* regional inflation, CPI, consumer price index, food inflation, spatial econometrics, spatial correlation, region, Russia

## REFERENCES

- Aivazian S.A., Bereznyatskiy A.N., Brodsky B.E. Econometric Models of Regional Consumer Price Indices. *Ekonomika i Matematicheskie Metody = Economics and Mathematical Methods*, 2016, no. 4, pp. 24–46. (In Russian).
- Gluschenko K.P. The Law of One Price in the Russian Economic Space. *Prikladnaya Ekonometrika = Applied Econometrics*, 2010, no. 1, pp. 3–19. (In Russian).
- Grigoryev L.M., Golyashev A.V., Buryak E.V., Lobanova A.A., Kulpina V.P. Economic Recession and Consumer Prices in Russia. *Prostranstvennaya Ekonomika = Spatial Economics*, 2016, no. 1, pp. 115–131. DOI: 10.14530/se.2016.1.115-131. (In Russian).
- Kirillov A.M., Sulyandziga P.B. Inflationary Relationships among Regions *Vestnik Tikhookeanskogo Gosudarstvennogo Universiteta = Bulletin of PNU*, 2015, no. 2, pp. 191–198. (In Russian).
- Kiseleva P.S., Ilyashenko V.V. Factors and Dynamics of Inflationary Processes in Industrial Region. *Izvestiya Uralskogo Gosudarstvennogo Ekonomicheskogo Universiteta = Journal of the Ural State University of Economics*, 2015, no. 3, pp. 24–29. (In Russian).
- Kiseleva P.S., Ilyashenko V.V. Interregional Differentiation of the Rate of Inflation in Russia. *Izvestiya Uralskogo Gosudarstvennogo Ekonomicheskogo Universiteta = Journal of the Ural State University of Economics*, 2012, no. 1, pp. 5–10. (In Russian).
- Kudrin A.L. Global Financial Crisis and Its Impact on Russia. *Voprosy Ekonomiki = Problems of Economic Transition*, 2009, no. 1, pp. 9–27. (In Russian).
- Kudrin A.L. Inflation: Recent Trends in Russia and in the World. *Voprosy Ekonomiki = Problems of Economic Transition*, 2007, no. 10, pp. 4–26. (In Russian).
- Timiryanova V.M. Spatial Relation of the Consumer Price Index and the Equilibrium of Regional Goods Markets. *Prostranstvennaya Ekonomika = Spatial Economics*, 2017, no. 2, pp. 95–109. DOI: 10.14530/se.2017.2.095-109. (In Russian).
- Tregub I.V. Modelling of Inflation Processes in the Russian Economy. *Fundamentalnye Issledovaniya = Fundamental Research*, 2009, no. 1, pp. 86–87. (In Russian).
- Semerikova E.V., Demidova O.A. Analysis of Regional Unemployment in Russia and Germany: Spatial-Econometric Approach. *Prostranstvennaya Ekonomika = Spatial Economics*, 2015, no. 2, pp. 64–85. DOI: 10.14530/se.2015.2.064-085. (In Russian).
- Tsyplakov A.A. Statistical Analysis of the Dynamics of Regional Price Levels. *Vestnik NGU. Seriya: Sotsialno-Ekonomicheskie Nauki = Vestnik NSU. Series: Social and Economics Sciences*, 2000, vol. 1, issue 1, pp. 5–19. (In Russian).
- Anselin L. Spatial Econometrics: Methods and Models. *Springer Science & Business Media*, 1988, 284 p. DOI: 10.1007/978-94-015-7799-1.
- Gluschenko K. Distribution Dynamics of Russian Regional Prices. *Empirical Economics*, 2016, vol. 51, issue 3, pp. 1193–1213. DOI: 10.1007/s00181-015-1039-3.
- Goodwin B.K., Grennes T.J., McCurdy C. Spatial Price Dynamics and Integration in Russian food Markets. *The Journal of Policy Reform*, 1999, vol. 3, issue 2, pp. 157–193. DOI: 10.1080/13841289908523402.
- Fackler P.L., Goodwin B.K. Spatial Price Analysis. *Handbook of Agricultural Economics*, 2001, vol. 1, part B, pp. 971–1024.
- LeSage J.P., Pace R.K. *Introduction to Spatial Econometrics*. Chapman and Hall/CRC, 2009, 374 p.