

УДК 332.+330.43

ВЗАИМОДЕЙСТВИЕ РЕГИОНАЛЬНЫХ РЫНКОВ ТРУДА В РОССИИ: АНАЛИЗ С ПОМОЩЬЮ ПРОСТРАНСТВЕННЫХ ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИХ МОДЕЛЕЙ

Е.В. Семерикова, О.А. Демидова

Семерикова Елена Вячеславовна – магистр экономики, аспирант. Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», ул. Шаболовка, 26, Москва, Россия, 119049. E-mail: lena.sem7@mail.ru.

Демидова Ольга Анатольевна – кандидат физико-математических наук, доцент. Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», ул. Шаболовка, 26, Москва, Россия, 119049. E-mail: demidova@hse.ru.

В данном исследовании идентифицируется и оценивается влияние различных факторов на уровень безработицы в российских регионах за 2005–2010 гг. с использованием моделей пространственной регрессии и классических моделей панельных данных. С помощью модели с пространственным авторегрессионным лагом выявлено, что изменение (увеличение или уменьшение) уровня безработицы в одном регионе влечет за собой изменения уровня безработицы в других регионах. Использование модели с учетом пространственной зависимости по сравнению с классической моделью панельных данных позволило выявить влияние доли занятых с высшим образованием в регионе на уровень безработицы: более высокая доля занятых с высшим образованием соответствует более низкому уровню безработицы. Кроме того, для некоторых региональных характеристик функциональная зависимость оказалась нелинейной, что потребовало модификации алгоритма нахождения прямых, косвенных и общих эффектов, а также их доверительных интервалов с помощью метода Монте Карло.

Пространственное эконометрическое моделирование, уровень безработицы, регион, Россия.

DOI: 10.14530/se.2016.3.057-080

ВВЕДЕНИЕ

Анализ региональных рынков труда является необходимым дополнением моделирования национального рынка труда, который в случае России, следуя логике А. Ощепкова и Р. Капелюшникова, рассматривается как си-

стема отдельных региональных рынков [6]. Объективность такого подхода подтверждают и результаты исследования Т.В. Блиновой и В.А. Русановского, в котором доказывается, что для создания «эффективной структуры занятости» унифицированный подход, в котором рынок труда анализируется в целом по России, малоэффективен, и необходимо «учитывать отраслевую специализацию региональных рынков труда и факторы экономической политики на уровне региона».

Необходимость изучения и моделирования взаимосвязей между параметрами рынков труда на региональном уровне Д.П. Элхорст [13] объясняет рядом причин. Во-первых, причины региональных различий в параметрах рынка труда отличаются от причин межстрановых различий. Различия в показателях рынков труда между странами в основном обусловлены различными институтами, например, такими как пенсионная и налоговая системы, программы социальной политики и т. п. Однако в России, как и во многих других странах, эти институты едины для всей страны, следовательно, для объяснений межрегиональных различий требуется искать другие причины. Во-вторых, степень различий между показателями на региональном уровне не меньше, чем на межстрановом. Степень различий в уровнях безработицы велика и для регионов России: за 2005–2010 гг. уровень безработицы в регионах принимает значения от 0,8 до 23,9% (табл. 1), что также подтверждается в исследовании [15]. В-третьих, неравенство в уровнях занятости и безработицы зачастую свидетельствует о неэффективном распределении и использовании трудовых ресурсов. Поэтому снижение неравенства уровней безработицы в регионах может привести к таким положительным последствиям, как более высокий экономический рост и снижение инфляции [13; 31].

Таблица 1
Уровень безработицы в регионах России, % (описательные статистики)

Год	Среднее отклонение	Стандартное отклонение	Минимум	Максимум
2005	8,2	3,56	0,8	23,9
2006	7,67	3,73	1,6	20,8
2007	6,63	3,31	0,8	18,1
2008	7,20	2,11	0,9	18,6
2009	9,08	2,78	2,8	21,4
2010	8,10	2,66	1,8	21,7

Источники: расчеты авторов по официальным данным ФСГС России.

Региональный рынок труда динамичен не только во времени, но и в пространстве. Это означает, что изменение показателей рынка труда в одном регионе повлечет за собой изменения на рынках труда других регионов. По-

токи трудовой мобильности (миграционные потоки, обусловленные поиском работы; маятниковая трудовая миграция) тесно связывают между собой региональные рынки труда. Вследствие того, что природа рынков труда неразрывно связана с географическим взаиморасположением регионов, необходимость учитывать пространственное взаимодействие региональных рынков труда, обусловленное потоками трудовой мобильности, не вызывает сомнений.

Методология пространственного эконометрического моделирования позволяет учитывать пространственную структуру данных путем включения пространственного лага (взвешенного значения показателя в других регионах) в модель регрессии. При анализе уровня региональной безработицы, например, ключевым фактором, который необходимо учитывать в моделях, является взвешенный уровень безработицы других регионов. Обычно чем ближе регионы расположены друг к другу, тем активнее они влияют друг на друга. Пространственный эконометрический подход позволяет учитывать пространственную корреляцию между объектами и их взаимное влияние друг на друга (*spillover effect*). Например, наличие положительного пространственного эффекта означает, что увеличение или снижение уровня безработицы в одном регионе повлечет за собой соответственно увеличение или снижение уровня безработицы в соседних регионах. Игнорирование пространственной структуры при анализе объектов с постоянным местоположением влечет за собой определенные методологические проблемы. Например, если в модели не учитывать показатели соседних объектов, то оценки, полученные методом наименьших квадратов или методом максимального правдоподобия, будут смещенными и несостоятельными [10]. В связи с вышесказанным появилось большое число исследований, в которых показатели занятости изучаются при помощи пространственных эконометрических моделей.

Одним из первых пространственный эконометрический подход для анализа уровня безработицы в регионах применил Я. Мольхо [26], выявив наличие положительных пространственных эффектов уровня безработицы среди мужчин в Англии по данным за 1991 г.: если уровень безработицы среди мужчин увеличивается (уменьшается) в одном регионе, то это приводит к увеличению (уменьшению) уровня безработицы среди мужчин в соседних регионах. Под региональными пространственными эффектами понимается влияние изменений в одном регионе на другие регионы, причем интенсивность этого влияния зависит от расположения регионов друг относительно друга.

Позже изучение пространственных аспектов рынков труда для различных стран было продолжено в работах Ф. Лоттманн [23], И. Арагона

и др. [9], М.Ф. Краколики [11], А. Нибур [27] и других. Работ, изучающих региональные пространственные эффекты на российских данных, пока сравнительно мало. Широкое использование пространственные модели получили для анализа темпов роста и конвергенции ВРП. Положительные пространственные эффекты для экономического роста регионов были выявлены О.М. Луговым и др. [5] по данным за 1997–2004 гг. К.А. Холодилин и др. [18] показали, что общая скорость конвергенции регионов в России низка по сравнению с другими странами, но выше в кластере высокодоходных регионов, окруженных другими высокодоходными регионами. Пространственные региональные взаимодействия были также выявлены Е.А. Коломак [4] на примере роста ВРП за 1998–2006 гг. Она показала, что пространственные экстерналии экономического роста были положительными в западных регионах России и отрицательными – в восточных. В последнее время пространственные модели стали применяться и для анализа региональных рынков труда в России. О.А. Демидова [12] оценивает пространственные эффекты для регионов России для основных макроэкономических показателей, в том числе и для безработицы, выявляя положительную пространственную корреляцию для западных регионов, положительную (для показателей «уровень безработицы» и «валовой региональный продукт») и отрицательную (для показателя «реальная заработная плата») пространственную корреляцию для восточных регионов, а также несимметричность пространственного взаимодействия регионов, находящихся в восточной и западной частях России. Е.С. Вакуленко [3] исследует влияние миграции населения на заработную плату, уровень безработицы и среднедушевые доходы населения на основе региональных российских данных за 1995–2010 гг., используя при этом динамическую модель панельных данных с пространственными эффектами, благодаря которой были выявлены положительные пространственные эффекты. В исследовании [2] Е.С. Вакуленко показывает, что оценки, полученные без учета пространственного взаимодействия, дают заниженные значения коэффициента Оукена на панельных данных российских регионов. Е.В. Семерикова и О.А. Демидова [7] на примере анализа региональной безработицы проверяют чувствительность оценок пространственных моделей к выбору неверной взвешивающей матрицы и приходят к выводу, что для анализа уровня региональной безработицы в России использование матрицы обратных расстояний дает наименьшее смещение коэффициентов.

Цель данной работы заключается в идентификации и оценке влияния факторов на уровень безработицы в российских регионах с использованием моделей пространственной регрессии и классических моделей панельных данных. На основе данных по российским регионам (75 субъектам РФ) за

2005–2010 гг. с помощью пространственных эконометрических моделей исследуется зависимость уровня безработицы от различных характеристик регионов, таких как ВРП на душу населения, возрастная структура занятых, уровень образования, отраслевая структура и др. Особенность анализа заключается в использовании нелинейной функциональной формы зависимости для некоторых регрессоров. В результате проведенного анализа было показано, что оценки, полученные с помощью пространственной модели, позволяют выявить влияние уровня образования на уровень безработицы (а именно, чем больше доля имеющих высшее образование среди работающих, тем ниже уровень безработицы в регионе), что не было возможным в случае оценки классической модели панельных данных.

Статья организована следующим образом. Проводится обзор факторов, влияющих на региональные различия в уровнях безработицы между регионами. Далее описывается методология оценки пространственной и непространственной моделей, вычисления прямых, косвенных и общих эффектов. Затем приводится описание и интерпретация полученных результатов. Последний раздел содержит заключительные выводы.

ДААННЫЕ И ПЕРЕМЕННЫЕ

Наиболее полный обзор моделей, используемых для описания региональных различий рынков труда, дан в работе Д.П. Элхорста [13]. Автор делает вывод, что все эти модели можно свести к форме, в которой уровень региональной безработицы зависит от факторов, характеризующих спрос на труд, предложение труда и заработную плату.

С.Т. Марстон [24] разделяет причины различий в уровнях безработицы между регионами на две составляющие: соответствующие равновесному и неравновесному состоянию рынков труда. Этому же подходу следуют М.Д. Партридж и Д.С. Рикман [30], объясняя региональный уровень безработицы общими для всей страны трендами, равновесными и неравновесными факторами.

Неравновесные факторы

В случае, когда рынки труда не находятся в состоянии равновесия, занятые одного региона могли бы улучшить свое благосостояние, приняв предложение в другом регионе и переехав. Такой процесс можно назвать «подстраиванием» к состоянию равновесия, и он может происходить с разной скоростью. Скорость приближения к равновесию зависит главным образом от характеристик, влияющих на мобильность агентов рынков труда.

Существенным фактором для уровня безработицы в условиях, ког-

да рынки не достигли равновесия, является возрастная структура рабочей силы. Вследствие того, что молодые люди более склонны к миграции, преобладание молодого населения в рабочей силе увеличивает скорость движения рынков труда к состоянию равновесия, что снижает уровень безработицы [29; 26]. Другой характеристикой рынка труда является уровень образования. Участники рынка, обладая более высоким уровнем образования, имеют больше шансов быть нанятыми в других регионах, вследствие чего обладают большими возможностями мигрировать, чем люди с низким уровнем образования. Эффект от образования схож с эффектом от возрастной структуры: при большой доле людей с высшим образованием процесс установления равновесия на рынке труда ускоряется, и уровень безработицы снижается [9]. Помимо вышперечисленных переменных на уровень безработицы могут оказывать влияние такие факторы, как интенсивность миграционных потоков, доля городского населения, плотность населения, направление влияния которых предугадать довольно сложно, так как оно может различаться для разных стран.

Равновесные факторы

Процесс миграции или другие формы пространственного взаимодействия рынков труда могут продолжаться до тех пор, пока у агентов не пропал стимул изменять свое местоположение. Предполагается, что в долгосрочном периоде региональные рынки труда приходят к равновесию. Однако разница в уровнях безработицы регионов все равно может присутствовать. Существование различий в уровнях безработицы в состоянии равновесия объясняется теорией Д.Р. Харриса и М.П. Торадо [16], в соответствии с которой домохозяйства максимизируют свой ожидаемый доход в определенном регионе и могут остаться в регионе с более высоким уровнем безработицы, если это будет компенсировано, к примеру, более высоким уровнем заработной платы. В этом случае для регионов с высокой заработной платой характерен высокий уровень безработицы, так как высокая заработная плата создает стимул оставаться в этом регионе для поиска работы. Помимо высокой заработной платы, более высокий уровень безработицы может быть компенсирован другими видами привлекательности региона (*amenities*) [14] (например, низкий уровень преступности, культура, экология).

Различия в равновесных уровнях безработицы, помимо характеристик предложения труда, могут быть также обусловлены характеристиками спроса на труд, основным показателем которого является отраслевая структура занятости. Значимость отраслевой структуры занятости региона была отмечена во многих исследованиях (см. напр., [17; 22; 29]). Известно, что для разных отраслей характерны различные уровни безработицы. Например, от-

расль тяжелой обрабатывающей промышленности обычно характеризуется более высоким уровнем безработицы, чем динамично развивающаяся сфера услуг [25]. Более подробное обсуждение работ, изучающих данный феномен, представлено Д.П. Элхорстом [13].

Валовой региональный продукт и уровень безработицы также взаимосвязаны. Связь этих двух показателей была установлена во многих исследованиях и часто называется законом Оукена (см. напр., [13]).

Уровень безработицы тесно связан с доступностью жилья. В зависимости от доступности жилья и возможностей работников менять место жительства меняется и уровень безработицы.

Таким образом, в данном исследовании в качестве объясняющих переменных используются показатели отраслевой структуры занятости в регионе, уровень преступности, показатели возрастного состава рабочей силы, уровень образования, а также валовой региональный продукт, показатель доступности жилья, плотность населения, доля городского населения в регионе, средний уровень заработной платы.

Полный список объясняющих переменных и их описание представлены в таблице 2.

Таблица 2

Описание переменных

Переменные	Описание
1	2
Отраслевая структура	Доля занятых в отрасли, %
	Сельское хозяйство, охота и лесное хозяйство; рыболовство, рыбоводство
	Добыча полезных ископаемых
	Обрабатывающие производства
	Производство и распределение электроэнергии, газа и воды
	Строительство
	Оптовая и розничная торговля; ремонт автотранспортных средств, мотоциклов, бытовых изделий и предметов личного пользования
	Гостиницы и рестораны
	Транспорт и связь
	Операции с недвижимым имуществом, аренда и предоставление услуг
	Образование
	Здравоохранение и предоставление социальных услуг
	Предоставление прочих коммунальных, социальных и персональных услуг
Другие виды деятельности	
Возрастная структура	Доля занятых в возрасте, %
	15–19 лет
	20–29 лет
	60–72 лет

1	2
Высшее образование	Доля занятых с высшим образованием, %
Городское население	Доля городского населения в общей численности населения, %
Миграция	Коэффициент миграционного прироста, чел. на 10 тыс. чел. населения
Доступность жилья	Отношение средних цен на вторичном рынке жилья (руб./м ²) на среднедушевые денежные доходы населения (руб./месяц)
Преступность	Число зарегистрированных преступлений, количество на 100 тыс. чел. населения
Валовой региональный продукт	ВРП на душу населения в ценах 2005 г., скорректированный на стоимость потребительской корзины, тыс. руб.
Плотность	Плотность населения, чел./м ²
Заработная плата	Среднемесячная начисленная заработная плата работников организаций (руб. в ценах 2005 г.), скорректированная на стоимость потребительской корзины (руб.)

Источник: составлено авторами.

В начальную спецификацию модели были включены все перечисленные в таблице 2 переменные. Однако после этого была проверена гипотеза о совместной незначимости группы переменных, и вследствие ее неотвержения, для увеличения эффективности оценок коэффициентов, некоторые переменные не были включены в финальную спецификацию. В финальную спецификацию модели были включены: отраслевая структура, уровень образования, доля городского населения, показатель доступности жилья, миграция, заработная плата (или валовой региональный продукт).

МОДЕЛИ

Спецификация моделей

Основой для использованной в работе модели послужила модель с пространственным лагом следующего вида:

$$y_{it} = \rho W y_{it} + \sum_{r=1}^R \beta_r x^r_{it-1} + \sum_{s=R+1}^{S+R} \beta_s x^s_{it} + \mu_i + \phi_t + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

где $i = 1, \dots, 75$ – номер региона, $t = 2005, \dots, 2010$ – год, r — номер объясняющей переменной, R – количество объясняющих переменных, исключая переменные, характеризующие отраслевую структуру, s — номер объясняющей переменной, характеризующей отраслевую структуру занятых, S – количество переменных, характеризующих отраслевую структуру, y_{it} — зависимая переменная, обозначающая уровень безработицы, ρ – пространственный коэффициент корреляции, W – взвешивающая пространственная матрица раз-

мерности $(N \times N)$, x^r_{it-1} – значения объясняющих переменных предыдущего периода (лаги объясняющих переменных были использованы, чтобы избежать проблемы эндогенности), x^s_{it} – переменные, характеризующие отраслевую структуру занятых¹, β_r – оцениваемые коэффициенты при факторах, β_s – оцениваемые коэффициенты при показателях отраслевой структуры, μ_i – индивидуальные фиксированные эффекты, ϕ_t – временные фиксированные эффекты. Ошибки имеют нормальное распределение $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I_{NT})$.

Вышеуказанная модель содержит пространственный лаг зависимой переменной Wy_{it} . Здесь взвешивающая матрица W отражает пространственную структуру данных, придавая соответствующие веса уровням безработицы в других регионах. В качестве взвешивающих матриц часто используют бинарную матрицу, в которой равные веса присваиваются только регионам с общей границей, а остальные регионы имеют нулевой вес. Пространственный лаг вводится по аналогии с временным лагом. Приведем пример построения пространственного лага для четырех регионов с использованием бинарной граничной матрицы

$$W = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 \\ 1/3 & 0 & 1/3 & 1/3 \\ 0 & 1/2 & 0 & 1/2 \\ 0 & 1/2 & 1/2 & 0 \end{pmatrix}$$

и вектора $y = (y_1 y_2 y_3 y_4)'$. Пространственный лаг будет иметь вид:

$$Wy = \left(y_2 \quad \frac{1}{3}(y_1 + y_3 + y_4) \quad \frac{1}{2}(y_2 + y_4) \quad \frac{1}{2}(y_2 + y_3) \right)'$$

Другим часто используемым видом взвешивающих матриц является матрица обратных расстояний. При использовании такой матрицы предполагается, что влияние других регионов на рассматриваемый регион обратно пропорционально удаленности других регионов от рассматриваемого. В своем исследовании Е.В. Семерикова и О.А. Демидова [7] с помощью симуляций показали, что при анализе уровня безработицы в России матрица обратных расстояний дает наименьшее смещение коэффициентов, даже если истинной матрицей является бинарная матрица. Поэтому в текущей работе мы используем матрицу обратных расстояний.

Наша модификация модели состояла в выборе нелинейной функциональной формы:

$$y_{it} = \rho Wy_{it} + \sum_{r=1}^R f_r(x^r_{it-1}) + \sum_{s=R+1}^{S+R} \beta_s x^s_{it} + \mu_i + \phi_t + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

где x^r_{it-1} и x^s_{it} – перечисленные в таблице 2 переменные.

¹ Информация о доле занятых по отраслям доступна только с 2005 г., поэтому используются текущие значения.

При выборе конкретного вида функций f_1, \dots, f_k мы существенно ориентировались на соответствующие диаграммы рассеяния переменных Y и x^1, \dots, x^R (рис. 1). В итоге для всех переменных, кроме «доли городского населения», «зарыботной платы» и «валового регионального продукта», была выбрана линейная форма зависимости, для переменной «доля городского населения» и «зарыботная плата» – несимметричная U-образная форма зависимости $f_1(x) = ax + bx \ln x$, для переменной «валовой региональный продукт» – пороговая форма зависимости $f_2(x) = cx + dx \cdot I(GDP < 1000)$. При $GDP < 1000$ функция принимает вид $f_2(x) = (c + d)x$, при $GDP \geq 1000 - f_2(x) = cx$.

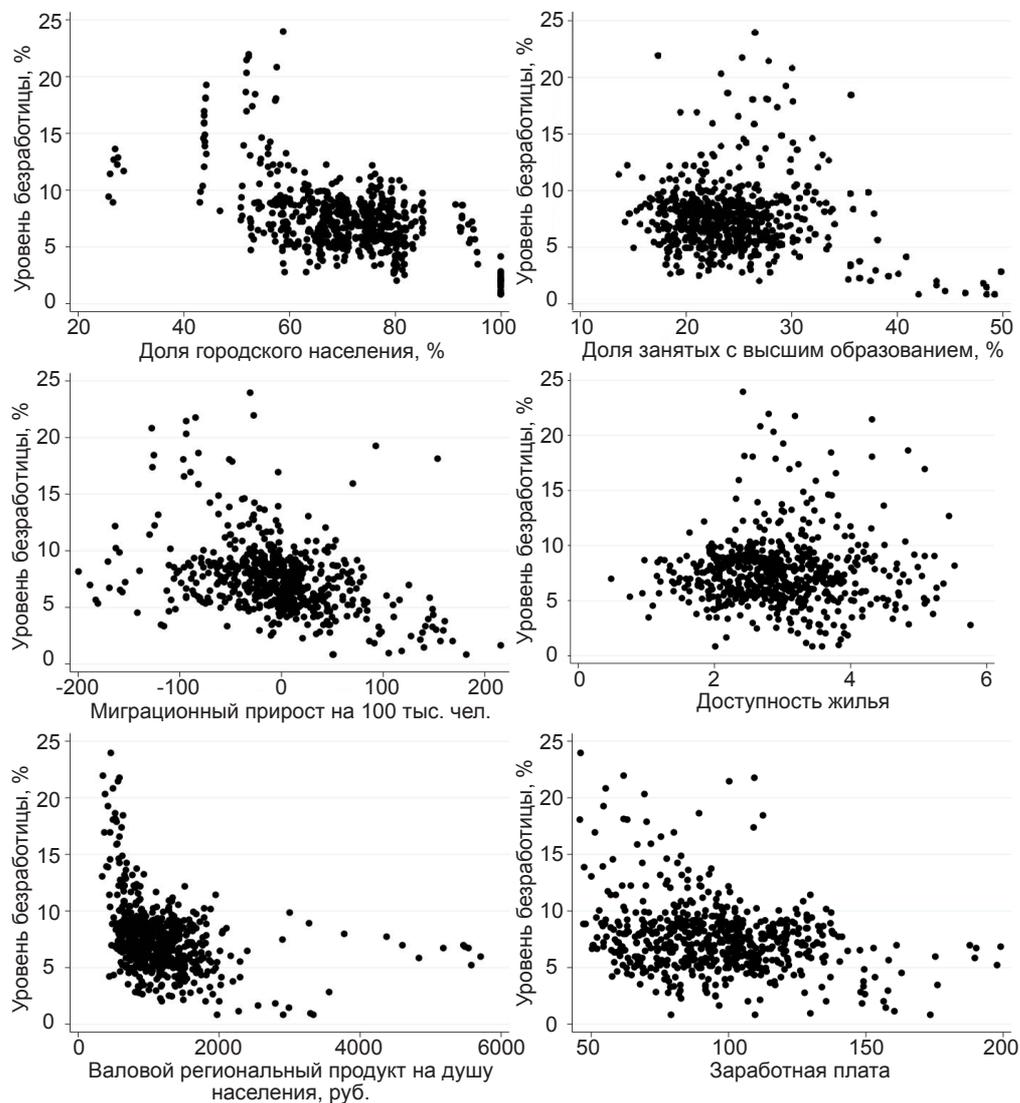


Рис. 1. Диаграммы рассеяния уровня безработицы в зависимости от переменных в модели

Оценка модели (2) осуществлялась с помощью метода максимального правдоподобия, широко применяемого при анализе пространственных моделей панельных данных [8]. При оценке учитывалась поправка, предложенная Л. Ли и Д. Ю [19], учитывающая, что количество временных периодов (T) не стремится к бесконечности.

Известно, что невключение в модель существенного фактора приводит к получению смещенных оценок коэффициентов при оставшихся факторах. Для того чтобы получить представление о последствиях невключения в модель пространственного лага, мы оценили модель (3), отличающуюся от модели (2) только отсутствием пространственных эффектов:

$$y_{it} = \sum_{r=1}^R f_r(x^r_{it-1}) + \sum_{s=R+1}^{S+R} \beta_s x^s_{it} + \mu_i + \phi_t + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

оценивая ее с помощью стандартного метода оценки панельных данных с фиксированными эффектами – оценки «within».

Расчет предельных эффектов

Интерпретация результатов оценки параметров пространственных моделей отличается от непространственных (см. [21]), ведь изменение характеристик одного региона будет оказывать влияние не только на сам регион, но и на другие регионы через изменение зависимой переменной. В терминологии Д.П. ЛеСэйджа [20] анализируемые в текущей работе региональные пространственные эффекты являются глобальными. В случае глобальных эффектов, в отличие от локальных, которые характерны для моделей с пространственной корреляцией в остатках, изменение в одном регионе влечет за собой изменения во всех других регионах, даже если эти регионы не являются прямыми соседями. Присутствие глобальных эффектов объясняется присутствием члена $(I_n - \rho W)^{-1} = I_n + \rho W + \rho^2 W^2 + \dots$ в формуле для вычисления прямых, косвенных и общих эффектов.

Напомним, как интерпретируются результаты оценки пространственных моделей с линейной зависимостью от объясняющих факторов. Влияние X_r на Y в таких моделях удобно интерпретировать, переписав уравнение (1) следующим образом [21, с. 35]:

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix} = \sum_{r=1}^{R+S} \begin{pmatrix} S_r(W)_{11} & \cdots & S_r(W)_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ S_r(W)_{n1} & \cdots & S_r(W)_{nn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1r} \\ \vdots \\ x_{nr} \end{pmatrix} + (I_n - \rho W)^{-1} u, \quad (4)$$

где вектор ошибок u включает в себя временные и индивидуальные эффекты, n – количество наблюдений (в нашем случае регионов), $R + S$ – количе-

ство регрессоров. Регрессоры x_1, \dots, x_{R+S} соответствуют регрессорам x_{it-1}^r и x_{it}^s в модели (1). Исходя из формулы (4), запишем выражение для i -й строки:

$$y_i = \sum_{r=1}^{R+S} [S_r(W)_{i1} x_{r1}^1 + S_r(W)_{i2} x_{r2}^1 + \dots + S_r(W)_{in} x_{rn}^1] + (I_n - \rho W)^{-1} u_i, \quad (5)$$

где $S_r(W)_{ij}$ – элементы матрицы $S_r(W) = (I_n - \rho W)^{-1} \beta_r$, r – номер объясняющей переменной, $r = 1, \dots, R + S$.

Д.П. ЛеСэйж и Р.К. Пэйс [21] предложили вычислять прямые предельные эффекты как среднее диагональных значений матрицы $S_r(W)$:

$$M(X_r)_{direct} = \frac{1}{N} tr(S_r(W)), \quad (6)$$

где $M(X_r)_{direct}$ – обозначение прямого предельного эффекта, N – количество наблюдений, $tr(S_r(W))$ – след матрицы $S_r(W)$. Интерпретация прямых эффектов близка к интерпретации коэффициентов в классической модели регрессии: насколько изменение в объясняющей переменной для одного региона изменяет значение зависимой переменной этого региона. Однако прямой эффект также учитывает «обратное» влияние, проходящее через другие наблюдения: например, изменение x региона i влияет на y региона j , а изменение y региона j , в свою очередь, влияет на y региона i .

Косвенные эффекты показывают, как изменение в объясняющей переменной одного региона может повлиять на изменения в зависимой переменной в других регионах. Косвенный эффект вычисляется как

$$M(X_r)_{indirect} = M(X_r)_{total} - M(X_r)_{direct}, \quad (7)$$

где $M(X_r)_{total}$ – общий предельный эффект, вычисляемый как

$$M(X_r)_{total} = \frac{1}{N} i_N' S_r(W) i_N, \quad (8)$$

где i_N – единичный вектор, N – количество наблюдений. Общий предельный эффект имеет «двойную» интерпретацию: он отражает усредненное влияние одинакового для всех регионов изменения объясняющей переменной x на зависимую переменную y i -го региона либо усредненное влияние изменения объясняющей переменной x одного i -го региона на зависимые переменные всех регионов (включая i -й регион).

Далее приведено обобщение прямых, косвенных и общих эффектов для случая нелинейной функции. Прямой предельный эффект для нелинейной функции вычисляется по следующей формуле:

$$\frac{\partial y_i}{\partial x_i^r} = (I_n - \hat{\rho} W)^{-1}_{ii} f'(x_i^r), \quad (9)$$

где $i = 1, \dots, 75$, косвенный предельный эффект для нелинейной функции:

$$\frac{\partial y_i}{\partial x_j^r} = (I_n - \hat{\rho} W)^{-1}_{ij} f'(x_j^r), \quad (10)$$

где $i, j = 1, \dots, 75; i \neq j$.

В случае нелинейной зависимости $f_1(x) = ax + bx \ln x$ от доли городского населения предельный эффект x на y равен (прямой эффект в случае $i = j$):

$$\frac{\partial f_1(x)_i}{\partial x^r_j} = (I_n - \hat{\rho}W)^{-1}_{ij} (\hat{a} + \hat{b}[\ln x^r_j + x^r_j \frac{1}{x^r_j}]) = (I_n - \hat{\rho}W)^{-1}_{ij} (\hat{a} + \hat{b}[\ln x^r_j + 1]), \quad (11)$$

где \hat{a} и \hat{b} – оценки коэффициентов a и b нелинейной функции $f_1(x)$, $i, j = 1, \dots, 75$.

В случае кусочно-линейной зависимости для функции $f_2(x) = cx + dx \cdot I(GDP < 1000)$ от валового регионального продукта предельный эффект x на y равен (прямой эффект в случае $i = j$):

$$\frac{\partial y_i}{\partial x^r_j} = (I_n - \hat{\rho}W)^{-1}_{ij} (\hat{c} + \hat{d} \cdot I(GDP < 1000)). \quad (12)$$

где \hat{c} и \hat{d} – оценки коэффициентов c и d нелинейной функции $f_2(x)$, $i, j = 1, \dots, 75$.

В связи с тем, что предельные эффекты в случае линейной зависимости определяются достаточно сложной структурой матрицы $S_r(W)$, для вычисления доверительных интервалов прямых, косвенных и общих эффектов Д.П. ЛеСэйж [21] предлагает использовать симуляции. Этот же подход можно использовать для случая нелинейной зависимости. Так как оценки параметров модели (оценок коэффициентов, ковариационной матрицы оценок коэффициентов и т. д.) получены методом максимального правдоподобия, то асимптотическое распределение параметров $\hat{\rho}$, $\hat{\beta}$ является нормальным. Следуя Д.П. ЛеСэйжу, для вычисления доверительных интервалов мы используем метод симуляции Монте Карло, основанный на 1000 симуляций.

РЕЗУЛЬТАТЫ

Результаты оценки моделей (2) и (3), в которых содержится нелинейная зависимость от переменных «доля городского населения» и «заработная плата», представлены в таблице 3. Коэффициент пространственной корреляции является значимым, соответствующая оценка положительна ($\hat{\rho} = 0,33$), вследствие чего можно сделать вывод, что при снижении уровня безработицы в одном регионе уровень безработицы в других регионах тоже снижается. Включенные в состав модели переменные были проверены на наличие мультиколлинеарности: попарные значения корреляции между переменными не превышают значения 0,54.

Для интерпретации результатов оценки пространственной модели воспользуемся значениями прямых, косвенных и общих эффектов. Отметим, что для всех переменных направление прямого эффекта совпадает с общим, хотя и отличается по абсолютным значениям.

Таблица 3

Результаты оценки моделей для уровня безработицы с нелинейной зависимостью от переменных «доля городского населения» и «зарплата»

Переменные	Пространственная модель SAR				FE модель
	(2)				(3)
	коэффициенты	прямые эффекты	косвенные эффекты	общие эффекты	FE
Высшее образование	-0,0473*	-0,0435*	-0,0251	-0,0686*	-0,0439
	(0,0262)	(0,0234)	(0,0215)	(0,0403)	(0,0298)
Доля городского населения					
x	8,422**	–	–	–	8,466**
	(3,680)	–	–	–	(4,196)
$x \ln x$	-1,526**	–	–	–	-1,529*
	(0,713)	–	–	–	(0,813)
Доступность жилья	-0,302**	-0,303**	-0,163	-0,466**	-0,339**
	(0,139)	(0,129)	(0,137)	(0,219)	(0,157)
Миграция	0,00471**	0,00486**	0,00283	0,00768*	0,00466*
	(0,00231)	(0,00220)	(0,00261)	(0,00424)	(0,00264)
Зарплата					
x	-0,239*	–	–	–	-0,266*
	(0,132)	–	–	–	(0,150)
$x \ln x$	0,0449**	–	–	–	0,0497**
	(0,0220)	–	–	–	(0,0249)
Константа	–	–	–	–	-129,5**
					(52,64)
ρ		0,330**			
		(0,154)			
σ^2_ε		1,180***			
		(0,0789)			
Отраслевая структура		Да			Да
Временные эффекты		Да			Да
Наблюдений		450			450
Количество регионов		75			75

Примечание. В скобках приведены стандартные ошибки. *, **, *** – значимость на 10-, 5-, 1%-ном уровне значимости соответственно. Значения предельных эффектов для доли городского населения и заработной платы пропущены в связи с тем, что их значения будут различаться для разных значений регрессоров. В модель включены переменные, характеризующие отраслевую структуру, подробные значения коэффициентов пропущены в целях экономии места в таблице.

Источник: расчеты авторов.

Оценки косвенных эффектов статистически незначимы. В соответствии со значениями прямых эффектов более высокая доля занятых с высшим образованием в одном регионе соответствует более низкому уровню безработицы в этом регионе. Оценки общих эффектов свидетельствуют о том, что более высокая доля занятых с высшим образованием в одном регионе со-

ответствует более низкому уровню безработицы в этом и других регионах. Направление влияния соответствует ожидаемому: в соответствии с теорией о неравновесном уровне безработицы люди с высоким уровнем образования быстрее находят работу в регионе проживания или в других регионах, следовательно, движение уровня безработицы в сторону равновесного происходит быстрее.

Аналогично приведем интерпретацию для других переменных. Увеличение переменной «доступность жилья»¹ приводит к снижению уровня безработицы. Более высокие цены на жилье заставляют людей чаще использовать арендованное жилье. Чем больше процент арендованного жилья, тем более адаптивным становится предложение труда: работники становятся более мобильными, что, в свою очередь, снижает уровень безработицы [28].

Показатель миграции в нашем исследовании принимает как отрицательные, так и положительные значения. Значимый положительный коэффициент может быть объяснен отрицательными значениями переменной: отток людей из региона, который большей частью состоит из безработных, снижает количество безработных в регионе, тем самым снижая уровень безработицы. Прямой эффект переменной «миграция» является значимым и положительным, что свидетельствует о конкуренции между местными жителями и мигрантами (в среднем). Косвенный эффект при переменной миграции незначим, т. е. приток мигрантов в один регион не увеличивает уровень безработицы в соседних регионах.

Предельные эффекты для переменной «доля городского населения» будут иметь разные значения при разных значениях регрессора вследствие нелинейной взаимосвязи. Формула для вычисления прямых, косвенных и общих

предельных эффектов зависит от x :
$$\frac{\partial f_1(x)_i}{\partial x_j^r} = (I_n - \hat{\rho}W)I_n[\hat{a} + \hat{b}(\ln x_j^r + 1)]$$

(см. уравнение (11)). Как и для линейного случая, прямые, косвенные и общие эффекты вычисляются в соответствии с формулами (6), (7) и (8). Предельные эффекты изображены на рисунке 2. Для регионов с долей городского населения от 26 до 80% эффект положителен и убывает по мере увеличения переменной, а свыше 80% эффект является незначимым. Согласно рисунку 3, на котором изображены прямые, косвенные и общие эффекты для переменной «заработная плата», влияние уровня заработной платы является незначимым при низких значениях переменной, но становится значимым и положительным при высоких значениях заработной платы в регионе. Положительная зависимость от заработной платы соответствует описанным выше взглядам

¹ Для определения доступности жилья мы использовали отношение стоимости жилья (руб./м²) на среднедушевые денежные доходы населения (руб./месяц). Таким образом, чем больше этот показатель (т. е. чем выше стоимость жилья), тем менее доступно жилье.

Д.Р. Харриса и М.П. Торадо [16] о том, что более высокая ожидаемая заработная плата может выступать в качестве будущей компенсации за проживание в регионе с более высоким уровнем безработицы.

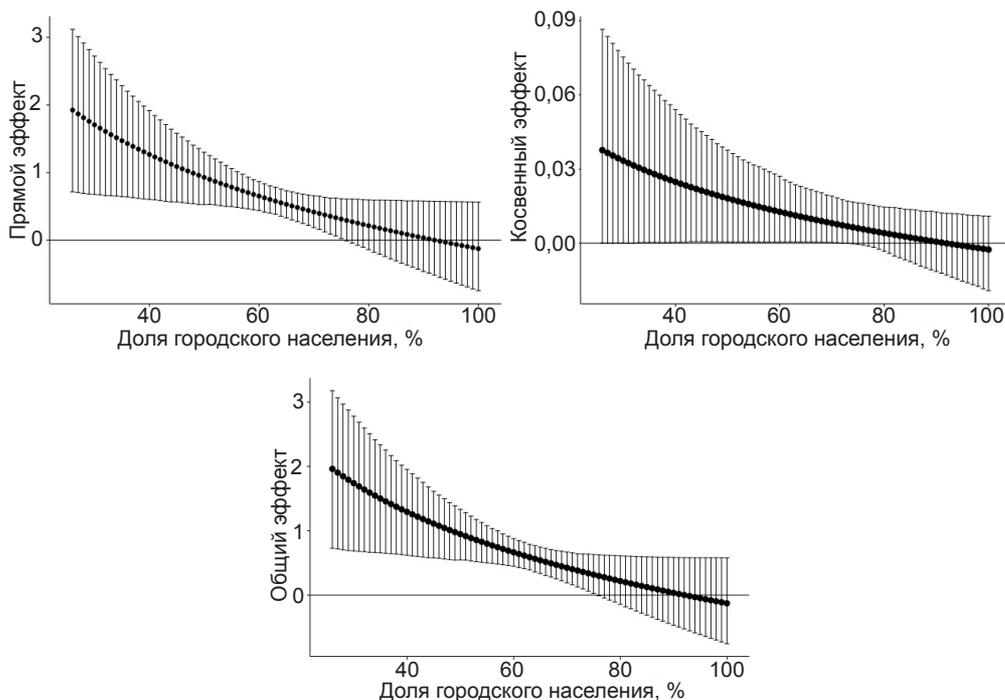


Рис. 2. Прямые, косвенные и общие эффекты доли городского населения с доверительными интервалами

В ходе тестирования гипотез о незначимости переменных было выявлено незначимое влияние возрастной структуры занятых, уровня преступности в регионе и плотности населения. Незначимость возрастной структуры может быть показателем низкой межрегиональной мобильности, вследствие которой высокая доля молодых людей не является причиной более быстрого «подстраивания» рынков труда к шокам и снижения безработицы. Также незначимость может объясняться мультиколлинеарностью некоторых переменных (например, доля городского населения коррелирует с плотностью населения).

Интерпретации результатов оценки непространственной модели схожи с оценками пространственной модели, однако различия все же присутствуют. В случае моделирования уровня региональной безработицы с помощью классической регрессии с фиксированными эффектами коэффициент при переменной «доля занятых с высшим образованием» не является значимым. Учет пространственной зависимости региональных рынков труда позволяет выявить эту взаимосвязь.

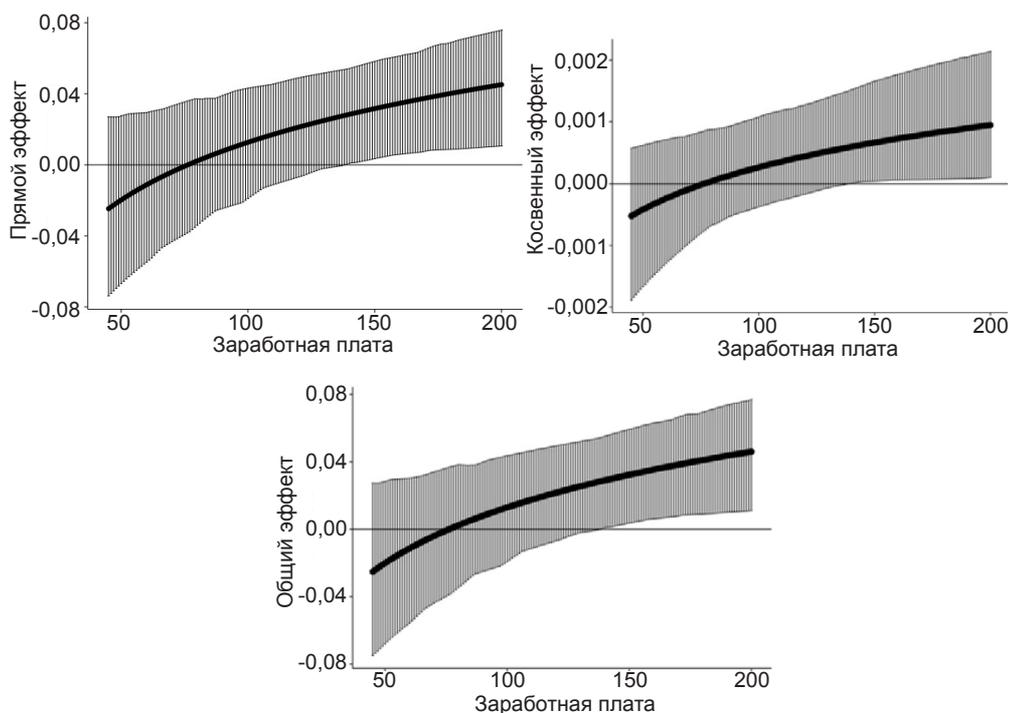


Рис. 3. Прямые, косвенные и общие эффекты переменной «зарплата» в ценах 2005 г., скорректированной на стоимость потребительской корзины

В целях проверки робастности этого результата была оценена несколько иная модель, в которой вместо заработной платы включен показатель «ВРП на душу населения». Показатели «зарплата» и «ВРП на душу населения» не включались в модель одновременно в связи с мультиколлинеарностью (коэффициент корреляции между показателями составляет более 0,7). Результаты представлены в таблице 4 и на рисунке 4.

Значения предельных эффектов переменной «валовой региональный продукт», вычисленных по формулам (6), (7) и (8), представлены в таблице 5.

В нашей модели влияние валового регионального продукта на уровень безработицы оказалось незначимым для низких значений. Для значений ВРП на душу населения более 1 тыс. руб. наблюдается небольшой положительный прямой и общий эффект. Стоит отметить, что отрицательная зависимость между уровнем безработицы и переменной «валовой региональный продукт» часто оказывается верна для данных типа *cross-section* и не всегда сохраняется в динамике [13, с. 23]. В целом результаты оценки измененной модели повторяют результаты первоначальной, а также выявляется значимое влияние доли занятых с высшим образованием по сравнению с непространственной моделью.

Таблица 4

Результаты оценки моделей для уровня безработицы (%) с нелинейной зависимостью от переменных «доля городского населения» и «ВРП на душу населения»

Переменные	Пространственная модель SAR				FE модель
	(2)				(3)
	коэффициенты	прямые эффекты	косвенные эффекты	общие эффекты	FE
Высшее образование	-0,0397 (0,0258)	-0,0472* (0,0250)	-0,0376 (0,0333)	-0,0849* (0,0521)	-0,0345 (0,0295)
Доля городского населения					
<i>x</i>	8,210** (3,650)	—	—	—	8,083* (4,176)
<i>xlnx</i>	-1,481** (0,707)	—	—	—	-1,449* (0,809)
Доступность жилья	-0,299** (0,137)	-0,312** (0,140)	-0,221 (0,169)	-0,533** (0,261)	-0,336** (0,156)
Миграция	0,00472** (0,00230)	0,00476** (0,00214)	0,00381 (0,00345)	0,00857* (0,00500)	0,00468* (0,00264)
ВРП					
ВРП>1 тыс. руб.	0,844* (0,432)	—	—	—	0,863* (0,494)
ВРП< 1 тыс. руб.	-0,530** (25,8)	—	—	—	-0,498* (0,270)
Константа	—	—	—	—	-131,6** (52,83)
ρ		0,398*** (0,147)			
σ^2_ϵ		1,171*** (0,0784)			
Отраслевая структура		Да			Да
Временные эффекты		Да			Да
Наблюдений		450			450
Количество регионов		75			75

Примечание. В скобках приведены стандартные ошибки. *, **, *** — значимость на 10-, 5-, 1%-ном уровне значимости соответственно. Значения предельных эффектов для доли городского населения и заработной платы пропущены в связи с тем, что их значения будут различаться для разных значений регрессоров. В модель включены переменные, характеризующие отраслевую структуру, подробные значения коэффициентов пропущены в целях экономии места в таблице.

Источник: расчеты авторов.

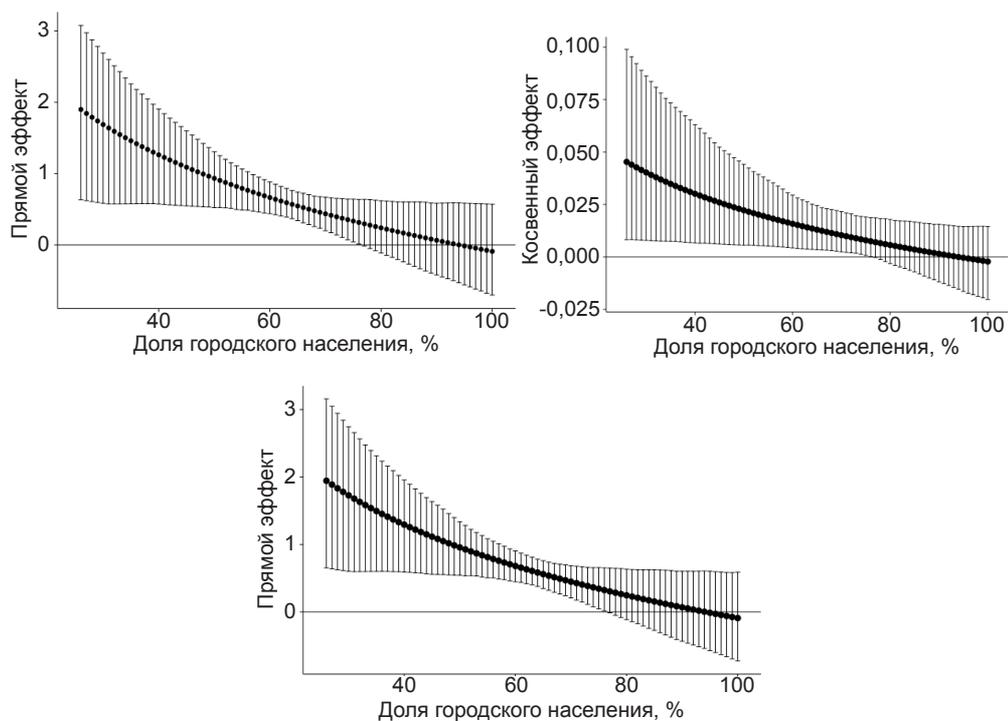


Рис. 4. Прямые, косвенные и общие эффекты переменной «доля городского населения»

Таблица 5

Прямые, косвенные и общие эффекты переменной «ВРП на душу населения»

	Прямой эффект	Косвенный эффект	Общий эффект
ВРП > 1 тыс. руб.			
	0,8334964	0,01995157	0,853448
Нижняя граница	0,0005886105	-0,000291431	0,0006026633
Верхняя граница	01,626639	0,05283348	1,649754
ВРП < 1 тыс. руб.			
	0,2952073	0,006995797	0,3022031
Нижняя граница	-0,770607	-0,01900873	-0,7855766
Верхняя граница	1,303134	0,03877992	1,328916

Источник: расчеты авторов.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В текущей работе сравнивается использование моделей пространственной регрессии с классическими моделями панельных данных для анализа уровня безработицы в регионах России за 2005–2010 гг. С помощью включения взвешенного значения уровня безработицы в других регионах (про-

странственного лага) в модель регрессии учитывается пространственная зависимость регионов. Выявлена положительная пространственная корреляция в уровне безработицы между всеми регионами, причем влияние регионов с ростом расстояния убывает. Кроме того, модель, учитывающая пространственную структуру данных, в отличие от непространственной регрессии позволила выявить влияние уровня образования занятых на уровень безработицы: более высокая доля занятых с высшим образованием соответствует более низкому уровню безработицы. В работе также смоделирована нелинейная зависимость от некоторых региональных характеристик, вычислены прямые, косвенные и общие эффекты, а также с помощью метода Монте Карло найдены их доверительные интервалы.

Выявленная положительная пространственная зависимость свидетельствует о том, что любая мера, снижающая уровень безработицы в регионе, будет оказывать влияние и на другие регионы, причем чем ближе расположен регион, тем большему влиянию он подвержен. Поэтому к решению проблем безработицы следует подходить комплексно: стимулировать кооперацию регионов, осуществлять меры регулятивной политики, воздействуя на группы регионов и учитывая влияние мер, применяемых к конкретным регионам, на другие рынки труда. Кроме того, меры, направленные на повышение доступности высшего образования, могут сыграть важную роль в регулировании рынков труда.

Благодарности

Авторы выражают благодарность В.Е. Гимпельсону, А.Ю. Ощепкову, а также другим участникам совместного семинара ЛИРТ и ЦеТИ (НИУ ВШЭ, Москва, 15.12.2015 г.). Авторы также благодарят рецензента А.В. Белоусову (ИЭИ ДВО РАН, Хабаровск) за полезные критические замечания и предложения.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Блинова Т.В., Русановский В.А.* Экономическая политика, структура занятости и безработица в российских регионах. М.: РПЭИ, 2002. 46 с.
2. *Вакуленко Е.С.* Анализ связи между региональными рынками труда в России с использованием модели Оукена // Прикладная эконометрика. 2015. № 4 (40). С. 28–48.
3. *Вакуленко Е.С.* Ведет ли миграция населения к межрегиональной конвергенции в России? // Вестник НГУЭУ. 2013. № 4. С. 239–264.
4. *Коломак Е.А.* Пространственные экстерналии как ресурс экономического роста // Регион: экономика и социология. 2010. № 4. С. 73–87.
5. *Луговой О., Дашкеев В., Мазаев И. и др.* Экономико-географические и институциональные аспекты экономического роста в регионах. М.: ИЭПП, 2007. 164 с.

6. *Ощепков А.Ю., Капелюшников Р.И.* Региональные рынки труда: 15 лет различий. Препринт WP3/2015/10. М.: Изд. дом Высшей школы экономики, 2015. 73 с.
7. *Семерикова Е.В., Демидова О.А.* Анализ региональной безработицы в России и Германии: пространственно-эконометрический подход // *Пространственная экономика*. 2015. № 2 (42). С. 64–85. DOI: 10.14530/se.2015.2.064-085.
8. *Anselin L.* *Spatial Econometrics: Methods and Models* (Studies in Operational Regional Science). Springer Netherlands, 1988. 284 p. DOI: 10.1007/978-94-015-7799-1.
9. *Aragon Y. et al.* Explaining the Pattern of Regional Unemployment: The Case of the Midi-Pyrénées Region // *Papers in Regional Science*. 2003. Vol. 82. Issut 2. Pp. 155–174. DOI: 10.1111/j.1435-5597.2003.tb00009.x.
10. *Cliff A.D., Ord J.K.* *Spatial Processes. Models and Applications*. London: Pion, 1981. 266 p.
11. *Cracolici M.F., Cuffaro M., Nijkamp P.* Geographical Distribution of Unemployment: An Analysis of Provincial Differences in Italy // *Growth and Change*. 2007. Vol. 38. Issue 4. Pp. 649–670. DOI: 10.1111/j.1468-2257.2007.00391.x.
12. *Demidova O.* Spatial Effects for the Eastern and Western Regions of Russia: A Comparative Analysis // *International Journal of Economic Policy in Emerging Economies*. 2015. Vol. 8. Issue 2. Pp. 153–168. DOI: 10.1504/ijepee.2015.069594.
13. *Elhorst J.P.* The Mystery of Regional Unemployment Differentials: Theoretical and Empirical Explanations // *Journal of Economic Surveys*. 2003. Vol. 17. Issue 5. Pp. 709–748. DOI: 10.1046/j.1467-6419.2003.00211.x.
14. *Greenwood M.J. et al.* Migration, Regional Equilibrium, and the Estimation of Compensating Differentials // *The American Economic Review*. 1991. Vol. 81. Issue 5. Pp. 1382–1390.
15. *Guriev S., Vakulenko E.S.* Convergence between Russian Regions. Series ‘CEFIR / NES Working Paper’. 2012. No. 180.
16. *Harris J.R., Todaro M.P.* Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis // *The American Economic Review*. 1970. Vol. 60. Issue 1. Pp. 126–142.
17. *Holzer H.J.* Structural / Frictional and Demand – Deficient Unemployment in Local Labor Markets // *Industrial Relations*. 1993. Vol. 32. Issue 3. Pp. 307–328. DOI: 10.1111/j.1468-232X.1993.tb01052.x.
18. *Kholodilin K.A., Oshchepkov A., Siliverstovs B.* The Russian Regional Convergence Process: Where is it Leading? // *Eastern European Economics*. 2012. Vol. 50. Issue 3. Pp. 5–26. DOI: 10.2753/eee0012-8775500301.
19. *Lee L.-f., Yu J.* A Spatial Dynamic Panel Data Model with Both Time and Individual Fixed Effects // *Econometric Theory*. 2010. Vol. 26. Issue 2. Pp. 564–597. DOI: 10.1017/S0266466609100099.
20. *LeSage J.P.* What Regional Scientists Need to Know about Spatial Econometrics / Department of Finance & Economics. San Marcos, 2014. 31 p. URL: <https://www.gate.cnrs.fr/IMG/pdf/Lesage2014.pdf> (дата обращения: июнь 2016).
21. *LeSage J.P., Pace R.K.* *Introduction to Spatial Econometrics*. Boca Raton: CRC Press, 2009. 354 p.
22. *Lottmann F.* Explaining Regional Unemployment Differences in Germany: A Spatial Panel Data Analysis / SFB 649 ‘Economic Risk’. Discussion Paper 2012-026. 2012. 56 p.
23. *Lottmann F.* Regional Unemployment in Germany: A Spatial Panel Data Analysis. in *ERSA Conference Papers*. 2012. 45 p. URL: <http://www.sre.wu.ac.at/ersa/ersaconfs/ersa12/e120821aFinal00055.pdf> (дата обращения: июнь 2016).
24. *Marston S.T.* Two Views of the Geographic Distribution of Unemployment // *The Quarterly Journal of Economics*. 1985. Vol. 100. Issue 1. Pp. 57–79. DOI: 10.2307/1885735.

25. *Martin R.* Regional Unemployment Disparities and their Dynamics // *Regional Studies*. 1997. Vol. 31. Issue 3. Pp. 237–252. DOI: 10.1080/00343409750134665.
26. *Molho I.* Spatial Autocorrelation in British Unemployment // *Journal of Regional Science*. 1995. Vol. 35. Issue 4. Pp. 641–658. DOI: 10.1111/j.1467-9787.1995.tb01297.x.
27. *Niebuhr A.* Spatial Interaction and Regional Unemployment in Europe // *European Journal of Spatial Development*. 2003. No. 5. Pp. 1–26.
28. *Oswald A.* The Housing Market and Europe's Unemployment: A Non-Technical Paper // *Homeownership and the Labour Market in Europe* / Edited by C. van Ewijk, M. van Leuvensteijn. Oxford; New York: Oxford University Press, 2009. DOI: 10.1093/acprof:oso/9780199543946.003.0003.
29. *Partridge M.D., Rickman D.S.* Differences in State Unemployment Rates: The Role of Labor and Product Market Structural Shifts // *Southern Economic Journal*. 1995. Vol. 62. Issue 1. Pp. 89–106. DOI: 10.2307/1061378.
30. *Partridge M.D., Rickman D.S.* The Dispersion of US State Unemployment Rates: The Role of Market and Non-Market Equilibrium Factors // *Regional Studies*. 1997. Vol. 31. Issue 6. Pp. 593–606. DOI: 10.1080/00343409750131721.
31. *Taylor J.* Regional Problems and Policies: A European Perspective // *Australasian Journal of Regional Studies*. 1996. Pp. 103–131.

INTERACTION OF REGIONAL LABOUR MARKETS IN RUSSIA: SPATIAL ECONOMETRIC ANALYSIS

E.V. Semerikova, O.A. Demidova

Semerikova Elena Vyacheslavovna – Master of Economics, Postgraduate Student. National Research University 'Higher School of Economics', 26 Shabolovka St., Moscow, Russia, 119049. E-mail: lena.sem7@mail.ru.

Demidova Olga Anatolyevna – PhD (Physics and Mathematics), Associate Professor. National Research University 'Higher School of Economics', 26 Shabolovka St., Moscow, Russia, 119049. E-mail: demidova@hse.ru.

With the help of spatial regression models and classical models of panel data the study identifies and assesses the various factors' influence on the unemployment rate in Russian regions from 2005 to 2010. Using the spatial autoregressive lag model the authors revealed that the change (increase or decrease) in the level of unemployment in one region leads to its changes in other regions. The use of spatial regression models allowed the researchers to identify the effect of higher education on the unemployment rate in the region: the higher share of the employed with higher education corresponds to the lower unemployment rate. This can't be revealed with the help of classical models of panel data. In addition, some regional characteristics have nonlinear functional dependence of unemployment rate, which requires the algorithm modification for finding direct, indirect and total effects and their confidence intervals using the Monte Carlo approach.

Keywords: spatial econometric modeling, unemployment rate, region, Russia.

REFERENCES

1. Blinova T.V., Rusanovskiy V.A. *Economic Policy, Employment Structure and Unemployment in the Russian Regions*. Moscow, 2002, 46 p. (In Russian).
2. Vakulenko E.S. Analysis of the Relationship between Regional Labour Markets in Russia Using Okun's Model. *Prikladnaya Ekonometrika – Applied Econometrics*, 2015, no. 4 (40), pp. 28–48. (In Russian).
3. Vakulenko E.S. Does Migration Lead to Regional Convergence in Russia? *Vestnik Novosibirskogo Gosudarstvennogo Universiteta Ekonomiki i Upravleniya* [Bulletin of Novosibirsk State University of Economics and Management], 2013, no. 4, pp. 239–264. (In Russian).
4. Kolomak E.A. Spatial Externalities as a Resource for Economic Growth. *Region: Ekonomika i Sotsiologiya – Regional Research of Russia*, 2010, no. 4, pp. 73–87. (In Russian).
5. Lugovoy O., Dashkeev V., Mazaev I., Fomchenko D., Polyakov E., Hecht A. *Economic, Geographical and Institutional Aspects of Regional Economic Growth in Russia*. Moscow: Institute for the Economy in Transition, 2007, 164 p. (In Russian).
6. Oshchepkov A., Kapeliushnikov R. *Regional Labour Markets: 15 Years of Differences*. Working Paper WP3/2015/10. Moscow: National Research University Higher School of Economics, 2015, 73 p. (In Russian).
7. Semerikova E.V., Demidova O.A. Analysis of Regional Unemployment in Russia and Germany: Spatial-Econometric Approach. *Prostranstvennaya Ekonomika = Spatial Economics*, 2015, no. 2 (42), pp. 64–85. DOI: 10.14530/se.2015.2.064-085. (In Russian).
8. Anselin L. *Spatial Econometrics: Methods and Models (Studies in Operational Regional Science)*. Springer Netherlands, 1988, 284 p. DOI: 10.1007/978-94-015-7799-1.
9. Aragon Y. et al. Explaining the Pattern of Regional Unemployment: The Case of the Midi-Pyrénées Region. *Papers in Regional Science*, 2003, vol. 82, issue 2, pp. 155–174. DOI: 10.1111/j.1435-5597.2003.tb00009.x.
10. Cliff A.D., Ord J.K. *Spatial Processes. Models and Applications*. London: Pion, 1981, 266 p.
11. Cracolici M.F., Cuffaro M., Nijkamp P. Geographical Distribution of Unemployment: An Analysis of Provincial Differences in Italy. *Growth and Change*, 2007, vol. 38, issue 4, pp. 649–670. DOI: 10.1111/j.1468-2257.2007.00391.x.
12. Demidova O. Spatial Effects for the Eastern and Western Regions of Russia: A Comparative Analysis. *International Journal of Economic Policy in Emerging Economies*, 2015, vol. 8, issue 2, pp. 153–168. DOI: 10.1504/ijepee.2015.069594.
13. Elhorst J.P. The Mystery of Regional Unemployment Differentials: Theoretical and Empirical Explanations. *Journal of Economic Surveys*, 2003, vol. 17, issue 5, pp. 709–748. DOI: 10.1046/j.1467-6419.2003.00211.x.
14. Greenwood M.J. et al. Migration, Regional Equilibrium, and the Estimation of Compensating Differentials. *The American Economic Review*, 1991, vol. 81, issue 5, pp. 1382–1390.
15. Guriev S., Vakulenko E.S. *Convergence between Russian Regions*. Series 'CEFIR / NES Working Paper', 2012, no. 180.
16. Harris J.R., Todaro M.P. Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis. *The American Economic Review*, 1970, vol. 60, issue 1, pp. 126–142.
17. Holzer H.J. Structural / Frictional and Demand – Deficient Unemployment in Local Labor Markets. *Industrial Relations*, 1993, vol. 32, issue 3, pp. 307–328. DOI: 10.1111/j.1468-232X.1993.tb01052.x.
18. Kholodilin K.A., Oshchepkov A., Siliverstovs B. The Russian Regional

Convergence Process: Where is it Leading? *Eastern European Economics*, 2012, vol. 50, issue 3, pp. 5–26. DOI: 10.2753/eee0012-8775500301.

19. Lee L.-f., Yu J. A Spatial Dynamic Panel Data Model with Both Time and Individual Fixed Effects. *Econometric Theory*, 2010, vol. 26, issue 2, pp. 564–597. DOI: 10.1017/S0266466609100099.

20. LeSage J.P. What Regional Scientists Need to Know about Spatial Econometrics / *Department of Finance & Economics*, San Marcos, 2014, 31 p. Available at: <https://www.gate.cnrs.fr/IMG/pdf/Lesage2014.pdf> (accessed June 2016).

21. LeSage J.P., Pace R.K. *Introduction to Spatial Econometrics*. Boca Raton: CRC Press, 2009, 354 p.

22. Lottmann F. *Explaining Regional Unemployment Differences in Germany: A Spatial Panel Data Analysis*. SFB 649 ‘Economic Risk’. Discussion Paper 2012-026, 2012, 56 p.

23. Lottmann F. Regional Unemployment in Germany: A Spatial Panel Data Analysis. *ERSA Conference Papers*, 2012, 45 p. Available at: <http://www-sre.wu.ac.at/ersa/ersaconfs/ersa12/e120821aFinal00055.pdf> (accessed June 2016).

24. Marston S.T. Two Views of the Geographic Distribution of Unemployment. *The Quarterly Journal of Economics*, 1985, vol. 100, issue 1, pp. 57–79. DOI: 10.2307/1885735.

25. Martin R. Regional Unemployment Disparities and their Dynamics. *Regional Studies*, 1997, vol. 31, issue 3, pp. 237–252. DOI: 10.1080/00343409750134665.

26. Molho I. Spatial Autocorrelation in British Unemployment. *Journal of Regional Science*, 1995, vol. 35, issue 4, pp. 641–658. DOI: 10.1111/j.1467-9787.1995.tb01297.x.

27. Niebuhr A. Spatial Interaction and Regional Unemployment in Europe. *European Journal of Spatial Development*, 2003, no. 5, pp. 1–26.

28. Oswald A. The Housing Market and Europe’s Unemployment: A Non-Technical Paper. *Homeownership and the Labour Market in Europe*. Edited by C. van Ewijk, M. van Leuvensteijn. Oxford; New York: Oxford University Press, 2009. DOI: 10.1093/acprof:oso/9780199543946.003.0003.

29. Partridge M.D., Rickman D.S. Differences in State Unemployment Rates: The Role of Labor and Product Market Structural Shifts. *Southern Economic Journal*, 1995, vol. 62, issue 1, pp. 89–106. DOI: 10.2307/1061378.

30. Partridge M.D., Rickman D.S. The Dispersion of US State Unemployment Rates: The Role of Market and Non-Market Equilibrium Factors. *Regional Studies*, 1997, vol. 31, issue 6, pp. 593–606. DOI: 10.1080/00343409750131721.

31. Taylor J. Regional Problems and Policies: A European Perspective. *Australasian Journal of Regional Studies*, 1996, pp. 103–131.