

А.Н. Буфетова

ИССЛЕДОВАНИЕ ПРОСТРАНСТВЕННЫХ ЭФФЕКТОВ В РЕГИОНАЛЬНОЙ ДИНАМИКЕ ПРОИЗВОДИТЕЛЬНОСТИ ТРУДА

Одним из преимуществ пространственной концентрации экономической активности является повышение ее эффективности, которое может оказывать положительное воздействие на динамику экономической эффективности также соседних территорий. Однако географическая близость не гарантирует автоматического распространения положительных пространственных внешних эффектов. Но именно эти процессы во многом определяют изменение конфигурации экономического пространства и дальнейшие возможности его развития. В статье отражены результаты исследования роли пространственных внешних эффектов в динамике показателя эффективности региональной экономики – производительности труда. Основным методом исследования – построение матриц вероятностей переходов и анализ их свойств. Показано, что высокая степень неравенства региональных экономик по уровню производительности труда препятствует проявлению положительных пространственных внешних эффектов. Значительные различия региональных экономик в уровне производительности труда ухудшают относительную динамику отстающих регионов, а также неблагоприятно сказываются на относительной динамике лидирующих регионов. Сокращение же степени различия способствует распространению положительных экстерналий, ускоряет рост производительности труда в регионах с более низким ее уровнем и благоприятствует ее увеличению в лидирующих регионах. Полученные результаты свидетельствуют, что более адекватной в отношении текущей ситуации является региональная политика, направленная на сдерживание увеличения регионального неравен-

ства и создающая условия для расширения межрегиональной кооперации и сотрудничества.

Ключевые слова: регионы России; производительность труда; пространственная автокорреляция; пространственные внешние эффекты; матрица вероятностей перехода; финальное распределение

Для цитирования: Буфетова А.Н. Исследование пространственных эффектов в региональной динамике производительности труда // Регион: экономика и социология. – 2019. – № 2 (102). – С. 80–100. DOI: 10.15372/REG20190204.

ПОСТАНОВКА ПРОБЛЕМЫ

Пространственная концентрация экономической активности сопровождается повышением ее эффективности. При этом центры концентрации экономической активности, с одной стороны, могут генерировать отрицательные пространственные внешние эффекты, превращая соседние территории в доноров материальных и нематериальных ресурсов, страдающих от их постепенного истощения и последующего замедления роста экономики и падения ее эффективности. С другой стороны, пространственные экстерналии могут иметь и положительную направленность в случае, когда перенос производства из центров на периферию, диффузия инноваций и технологий, включающих модели организации производства и управления, институты, приводят к развитию и росту эффективности экономической деятельности на соседних территориях. Все это сделало чрезвычайно популярным при формировании документов стратегического планирования в РФ тезис о необходимости поддержки более развитых территорий, будь то «регионы – локомотивы роста» или агломерации, крупнейшие города, опорные зоны, территории эффективной специализации [2].

Однако вопрос о механизмах пространственных эффектов перелива в экономической науке до сих пор окончательно не прояснен. Безусловно, важнейшую роль в распространении пространственных экстерналий играет географическая близость взаимодействующих субъ-

ектов, облегчающая обмен информацией и идеями, контакты, торговые и другие рыночные взаимодействия. Однако значение имеет и способность воспринимать исходящие от региона-лидера импульсы, которая зависит от наличия функциональных элементов (развитый производственный сектор, специализированная производственная структура), создающих возможности для региона удовлетворять внешний спрос, привлекать ресурсы, в результате чего он становится чистым экспортером продуктов и чистым импортером ресурсов. Для восприятия пространственных внешних эффектов важны и более сложные элементы, объясняющие процесс обучения и формирующие когнитивную близость взаимодействующих субъектов (общие поведенческие коды, общая культура, взаимное доверие, чувство принадлежности), которая определяет способность региона извлекать наибольшую выгоду из доступа к информации, знанию и облегчает координацию экономической деятельности, позволяет экономическим акторам работать совместно [8]. Поэтому географическая близость не гарантирует распространения положительных внешних эффектов, преобладание же отрицательных ведет к усилению неравенства и поляризации экономического пространства.

Настоящая работа посвящена анализу роли пространственных экстерналий, оказывающих влияние на уровень и динамику одного из показателей эффективности региональной экономики – производительности труда. Наиболее близки к теме данного исследования работы, в которых изучались пространственные экстерналии, влияющие на уровень производительности труда, а также на уровень и конвергенцию ВРП на душу населения. Например, в работах [5; 10] обнаружена статистически значимая положительная пространственная автокорреляция показателей душевых ВРП, что означает, что регионы с высоким душевым ВРП соседствуют с регионами, имеющими также высокий уровень душевого ВРП, а регионы с низким душевым ВРП – с регионами, имеющими также низкий душевой ВРП. М.В. Несена и В.М. Разумовский [3] выявили положительную пространственную автокорреляцию показателей производительности труда в регионах России и более сильное взаимное влияние регионов, имеющих общую границу. Исследование В.А. Русановского и В.А. Маркова [4] показа-

ло наличие отрицательной пространственной автокорреляции уровней производительности труда в городах России, что свидетельствует о преобладании отношений конкуренции и о стягивании производственных ресурсов из менее благополучных городов в более благополучные.

Цель данной работы – исследование особенностей пространственной зависимости уровней производительности труда в регионах РФ с применением методов, основанных на аппарате цепей Маркова и на анализе матриц вероятностей переходов. Исходя из сказанного ранее были сформулированы и подвергнуты проверке две гипотезы.

Гипотеза 1. Более высокий уровень производительности труда в региональной экономике создает пространственные внешние эффекты, которые распространяются за ее границы.

Поскольку же способность воспринимать импульсы, генерируемые соседними регионами, зависит не только от территориальной близости, но также от уровня развития, специализации региона, его институциональных особенностей, то можно предположить, что степень различия региональных экономик в уровне эффективности может оказывать влияние на распространение внешних эффектов в пространстве. В связи с этим была сформулирована вторая гипотеза исследования.

Гипотеза 2. Направление и сила проявления пространственных экстерналий зависят от степени различия производительности труда в региональных экономиках.

МЕТОД ИССЛЕДОВАНИЯ И ИНФОРМАЦИЯ

Исследование проводилось с использованием метода анализа, основанного на аппарате цепей Маркова и на построении матриц вероятностей перехода (МВП), позволяющего получить дополнительную и более подробную информацию об особенностях действия пространственных внешних эффектов [6; 7; 11; 12].

Для построения МВП исследуемые объекты, в нашем случае – регионы, разбиваются на группы в зависимости от уровня анализируемого показателя и оцениваются вероятности их переходов между этими группами. Вероятности переходов рассчитываются как среднее за рассмотренный период количество переходов из группы i в группу j за один шаг (год):

$$p_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^T n_{ij}(t)}{\sum_{t=1}^T n_i(t)},$$

где $n_{ij}(t)$ – количество регионов, перешедших из группы i в группу j в t -м периоде; $n_i(t) = \sum_{j=1}^N n_{ij}(t)$ – количество регионов, совершивших в период t переход из группы i во все группы распределения, в том числе оставшихся в группе i ; N – число групп [6]. Каждый элемент полученной матрицы (p_{ij}) показывает вероятность того, что экономический объект, находящийся в текущем периоде в группе i в следующем периоде перейдет в группу j .

Если полученная МВП является регулярной марковской матрицей, то на ее основе можно рассчитать финальное распределение, т.е. стационарное распределение объектов, к которому система придет в результате эволюции в соответствии с оцененной МВП. Вектор финального распределения равен нормированному собственному вектору МВП, соответствующему собственному числу, равному единице.

Для исследования влияния пространственного фактора на относительную динамику переходов регионов внутри распределения С. Рей [12] предложил оценивать «пространственную» МВП, получаемую декомпозицией общей МВП на несколько матриц. Для этого регионы сначала разбиваются на K групп на основе относительного показателя $\tilde{x}_i$, получаемого делением показателя в регионе i на среднее значение этого же показателя для соседних регионов: $\tilde{x}_i = x_i / \bar{x}_i$, $\bar{x}_i = \frac{1}{R} \sum_{j=1}^R w_{ij} x_j$, где $\bar{x}_i$ – среднее значение экономического показателя для соседей региона i ; x_j – значение показателя для j -го региона; R – число регионов; w_{ij} – веса, в качестве которых используются элементы матрицы пространственных весов W .

Если в качестве соседних регионов рассматриваются только регионы, имеющие общую границу, то используется бинарная матрица соседства (граничная матрица) с элементами

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{если регионы } i \text{ и } j \text{ имеют общую границу} \\ 0 & \text{в противном случае или если } i = j \end{cases}.$$

Если же необходимо учесть влияние и более удаленных соседей, то используется матрица расстояний, т.е. средний показатель для соседних регионов рассчитывается как средневзвешенное, где веса и отражают влияние степени удаленности соседних регионов:

$$w_{ij} = \frac{1}{d_{ij}}, \quad i \neq j, \\ 0, \quad i = j,$$

где d_{ij} – расстояние между регионами i и j , $i, j = 1, 2, 3, 4$.

Каждая матрица нормируется по строкам так, чтобы сумма элементов в каждой строке была равна единице.

Таким образом, каждая из полученных K групп объединяет регионы, имеющие схожий уровень экономического показателя относительно его среднего значения в соседних регионах.

Затем для каждой из полученных групп строится распределение на основе относительного показателя $\bar{x}_i$, рассчитываемого делением показателя в регионе на среднее для всей совокупности: $\bar{x}_i = x_i / \bar{x}$, где $\bar{x} = \frac{1}{R} \sum_{i=1}^R x_i$, – и оценивается МВП. Элемент каждой полученной таким образом матрицы $p_{ij|k}$ показывает вероятность перехода объекта из подгруппы i в подгруппу j по уровню экономического показателя, нормированному по его среднему значению для совокупности, при условии, что в начале периода он находился в k -й группе по степени его различия со средним значением показателя для соседних регионов.

Сравнение полученных матриц между собой позволяет выявить, насколько характер мобильности регионов внутри их распределения обусловлен степенью их отличия по данному показателю от соседей.

Исследование выполнено на основе информации, предоставляемой Федеральной службой государственной статистики¹ для периода 1998–2016 гг. для 79 регионов РФ². В качестве показателя, отражающего производительность труда, использовалось отношение ВРП к среднегодовой численности занятых в экономике региона. Для устранения инфляционной компоненты были получены оценки ВРП в постоянных ценах 1998 г. с использованием индексов физического объема ВРП.

ОБСУЖДЕНИЕ РЕЗУЛЬТАТОВ

Традиционно проверка гипотезы о пространственной обусловленности экономических показателей начинается с вычисления показателя общей пространственной автокорреляции – индексов Морана I :

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{Z^T V Z}{Z^T Z},$$

где $Z = X - \bar{X}$ – отклонение признака от среднего значения $\bar{X}$; X – исследуемый признак; $S_0 = \sum_i^n \sum_j^n w_{ij}$ – сумма весов пространственной матрицы W . Гипотеза о значимости индексов Морана проверяется традиционным способом с помощью z -статистики. Если значения индекса I больше математического ожидания $E(I) = -1/(n-1)$, то пространственная автокорреляция положительна, т.е. бóльшим значениям взвешенных средних признака в соседних регионах соответствуют бóльшие значения X в каждом из рассматриваемых регионов. В противном случае пространственная автокорреляция отрицательна.

Динамика индексов Морана, рассчитанных с использованием матрицы соседства, а также матрицы обратных расстояний с параметром = 2, показана на рис. 1 (все полученные индексы оказались значимыми на 1%-м уровне значимости). При определении матрицы соседства

¹ URL.: www.gks.ru.

² «Составные регионы» рассматривались как единое целое; Чеченская Республика, Республика Крым и г. Севастополь были исключены из рассмотрения ввиду недостаточности информации.

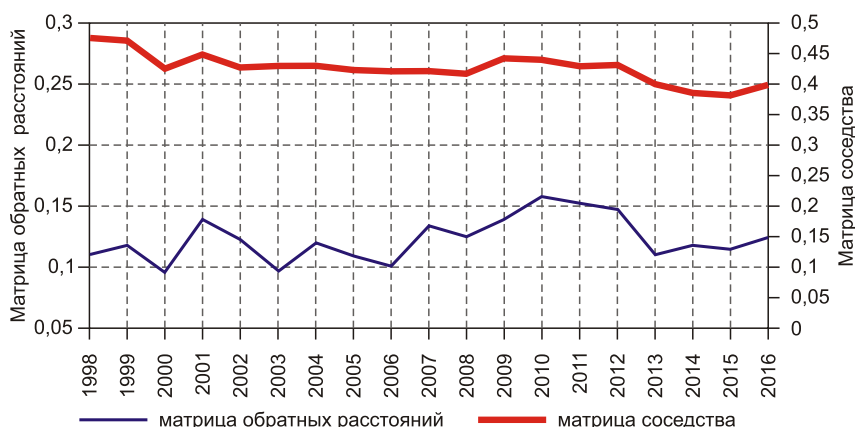


Рис. 1. Динамика индексов Морана I для логарифмов региональной производительности труда

в качестве соседа Калининградской области указывалась Псковская область. При определении матрицы обратных расстояний в качестве расстояний между регионами брались кратчайшие расстояния между административными центрами российских регионов по железной дороге, а в случае отсутствия железнодорожного сообщения – по речным, морским и автодорожным путям [1]. Расстояния между Москвой и Московской областью, а также между Санкт-Петербургом и Ленинградской областью считались нулевыми. Чтобы избежать деления на ноль, в матрице весов эти регионы рассматривались как единое целое.

Значения индексов Морана свидетельствуют о наличии положительной автокорреляции региональных показателей производительности труда. При этом наибольшие значения индексов получены при использовании матрицы соседства, что позволяет сделать вывод о том, что большее влияние на уровень региональной производительности оказывают ближайшие географические соседи – регионы, имеющие общую границу с данным регионом. Поэтому в дальнейшем проводились исследования пространственных эффектов только для ближайших географических соседей. Однако следует обратить внимание на понижательный тренд в динамике индекса, рассчитанного с использованием матрицы соседства, свидетельствующий

о некотором ослаблении роли пространственных взаимодействий между ближайшими соседями в динамике региональной производительности, и на повышательный, хотя и нестабильный, тренд в динамике индекса для матрицы обратных расстояний, продолжающийся до 2010 г. включительно и затем, возможно, возобновляющийся с 2014 г. Последнее наблюдение позволяет предположить, что пространственные взаимодействия между более удаленными регионами, хотя и остаются достаточно слабыми, но все же начинают играть большую роль в определении уровня региональной производительности труда.

Диаграмма рассеяния Морана, где на оси абсцисс откладывается значение вектора стандартизованного признака z ($(X - \bar{X}) / sd(X)$), на оси ординат – значения вектора взвешенных средних признака в соседних регионах Wz (рис. 2), позволяет выделить четыре группы регионов:

НН – включает регионы с высоким показателем производительности труда, соседствующие с регионами, также имеющими высокое ее значение;

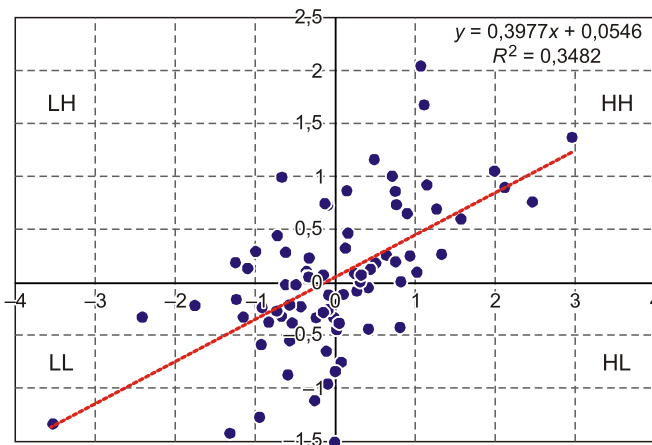


Рис. 2. Диаграмма рассеяния Морана для региональной производительности труда в 2016 г.

LL – объединяет регионы, имеющие низкое значение производительности труда и соседствующие с регионами также с низким ее значением;

HL – охватывает регионы с высоким значением производительности труда, окруженные регионами, имеющими низкое ее значение;

LN – содержит регионы с низким значением производительности труда, соседствующие с регионами с высоким ее значением.

Наиболее многочисленными группами являются группы HH и LL, в которые в разные годы входят от 56 до 67 всех регионов (т.е. от 76 до 79% общего числа). Однако возникает вопрос о стабильности состава этих групп и о траекториях переходов регионов из групп HL и LN. Для исследования этих вопросов была оценена матрица вероятностей переходов между указанными четырьмя группами (табл. 1).

Диагональные элементы этой матрицы имеют высокие значения, что говорит о высокой стабильности распределения. Вероятность того, что динамика переходов окажется пространственно согласованной, т.е. что регион останется в своей подгруппе или перейдет в другую вместе со своими соседями, составляет 95% [12]. Наиболее стабильны группы HH и LL, включающие в себя регионы с высокой (низкой) производительностью труда, соседствующие с регионами также с высокими (низкими) показателями производительности. Вероятность покинуть группу LL не превышает 5%, причем вероятность того, что регион окажется в группе HL, т.е. опередит своих соседей по производительности (3,3%), более чем в 2 раза выше вероятности

Таблица 1

Матрица вероятностей переходов регионов между квадрантами диаграммы рассеяния Морана (вероятности указаны в процентах)

Группы регионов	LN	LL	HL	HH
LN	86,8	6,6	0,6	6,0
LL	1,5	95,0	3,3	0,2
HL	0,0	13,3	79,3	7,4
HH	2,7	0,0	1,0	96,3

того, что он отстанет от них (1,5%). Вероятность покинуть группу НН еще меньше (3,7%).

Вероятность покинуть группу ЛН составляет 13,2%, при этом вероятности перейти в группы НН и LL, т.е. того, что регион «подтянется» по производительности до уровня своих соседей или, напротив, соседние регионы замедлят свое развитие и «спустятся» на уровень данного региона, примерно одинаковы: 6 и 6,6% соответственно. Группа НЛ – самая нестабильная. Для регионов с высокой производительностью, соседствующих с регионами с низкой производительностью, вероятность перейти в группу LL, т.е. отстать и оказаться на уровне своих менее успешных соседей, составляет 13,3%, а вероятность того, что такие регионы смогут «подтянуть» производительность труда в соседних регионах, почти в 2 раза ниже (7,4%). То есть ситуация, когда регион с высокой производительностью труда окружен регионами с низкой производительностью, в большей степени является негативным фактором для лидера, нежели позитивным – для его соседей. Вероятно, недостаток и низкое качество ресурсов, которые он привлекает с окружающей его периферии, в большей мере тормозят рост его производительности, нежели генерируемые им положительные экстерналии воспринимаются его соседями и сказываются на динамике их эффективности.

Итак, первая гипотеза подтверждается: выявлена положительная автокорреляция региональных показателей производительности труда, т.е. регионы с более высокой производительностью соседствуют с регионами, характеризующимися также более высокой производительностью труда, а регионы с низкой производительностью – с регионами, где производительность низкая. При этом взаимодействия между соседними регионами более значительно влияют на пространственное распределение признака, нежели взаимодействия между более удаленными регионами, хотя роль первых в рассмотренном периоде несколько уменьшается, а вторых – имеет слабую тенденцию к росту.

Группы регионов с отрицательной пространственной автокорреляцией включают в себя не более четверти количества всех регионов и менее стабильны. При этом соседство с регионами, имеющими низкий уровень производительности труда, может сдерживать возмож-

ности развития региона-лидера. В то же время стимулирующее воздействие такого соседства на окружающую лидера периферию оказывается очень ограниченным.

Для того чтобы уточнить полученные выводы и проверить вторую гипотезу, была построена пространственная МВП (табл. 2). Для ее построения регионы разбивались на пять групп, поскольку распределение только на две группы, соответствующее диаграмме Морана, является слишком агрегированным для проверки второй гипотезы.

Таблица 2

**Пространственная матрица вероятностей переходов
(вероятности выражены в процентах)**

Номер подгруппы	1	2	3	4	5	Распределения регионов, % от общего числа регионов подгруппы		
						1998	2016	финальное
МВП и распределения для регионов группы А, производительность труда в которых составляет 0–65% от среднего значения производительности соседних регионов								
1	90,7	9,3	0,0	0,0	0,0	25,0	57,1	47,9
2	8,6	91,4	0,0	0,0	0,0	25,0	21,4	52,1
3	0,0	5,9	88,2	5,9	0,0	12,5	7,1	0,0
4	0,0	0,0	4,7	81,0	14,3	25,0	0,0	0,0
5	0,0	0,0	0,0	3,6	94,2	8,0	14,3	0,0
МВП и распределения для регионов группы В, производительность труда в которых составляет 65–80% от среднего значения производительности соседних регионов								
1	86,4	13,6	0,0	0,0	0,0	6,3	10,0	36,5
2	15,8	78,9	5,3	0,0	0,0	25,0	50,0	31,3
3	0,0	7,5	87,5	7,5	0,0	25,0	20,0	22,0
4	0,0	0,0	15,8	81,6	2,6	12,5	10,0	7,0
5	0,0	0,0	0,0	5,7	94,3	31,3	10,0	3,2

Окончание табл. 2

Номер подгруппы	1	2	3	4	5	Распределения регионов, % от общего числа регионов подгруппы		
						1998	2016	финальное
МВП и распределения для регионов группы С, производительность труда в которых составляет 80–95% от среднего значения производительности соседних регионов								
1	94,4	5,6	0,0	0,0	0,0	18,8	11,8	5,4
2	1,2	91,5	7,3	0,0	0,0	25,0	17,6	24,6
3	0,0	5,9	88,2	5,9	0,0	25,0	35,3	30,6
4	0,0	0,0	9,5	81,0	9,5	6,3	11,8	18,9
5	0,0	0,0	0,0	8,8	91,2	25,0	23,5	20,5
МВП и распределения для регионов группы D, производительность труда в которых составляет 95–110% от среднего значения производительности соседних регионов								
1	94,5	5,5	0,0	0,0	0,0	23,1	2,6	12,7
2	7,3	75,0	17,7	0,0	0,0	17,9	5,3	9,5
3	0,0	8,3	81,7	10,0	0,0	17,9	26,3	18,6
4	0,0	1,3	15,0	70,0	13,7	12,8	18,4	11,7
5	0,0	0,0	0,0	3,6	96,4	28,2	47,4	47,4
МВП и распределения для регионов группы E, производительность труда в которых составляет более 110% от среднего значения производительности соседних регионов								
1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	4,3	0,0	0,0
2	0,0	71,4	28,6	0,0	0,0	0,0	0,0	8,0
3	0,0	4,4	88,2	7,4	0,0	26,1	32,0	44,9
4	0,0	2,2	22,2	68,9	6,7	8,7	12,0	13,6
5	0,0	0,0	0,0	3,7	96,3	60,9	56,0	33,5

Примечание. В качестве соседей рассматривались только регионы, имеющие общую границу. Границы подгрупп, % от средней производительности труда для всей рассмотренной совокупности регионов: 1-я подгруппа – 0–65, 2-я – 65–80, 3-я – 80–95, 4-я – 95–110, 5-я – более 110.

Распределение регионов, входящих в группу *A*, уровень производительности труда в которых самый низкий по сравнению с производительностью их соседей (ниже более чем на 35%), наиболее стабильное: диагональные элементы имеют высокие значения, мобильность регионов незначительна. Самая стабильная подгруппа – пятая: вероятность покинуть ее составляет менее 4%.

Примечательна ситуация, сложившаяся в первой и второй подгруппах. Вероятности перейти из первой подгруппы во вторую и обратно почти сопоставимы (9,3 и 8,6% соответственно), но вероятность подняться из второй подгруппы в подгруппу с более высоким рейтингом отсутствует. Таким образом, регионы с низкой производительностью труда (более чем на 20% ниже среднего по стране), и вдобавок значительно отстающие от своих соседей, оказываются в «ловушке отсталости»: вероятность попасть во вторую подгруппу есть у всех регионов группы *A*, а вот вероятность подняться из нее в подгруппы более высокого ранга отсутствует. В результате если сформировавшаяся модель относительных переходов в группе *A* будет действовать и далее, все регионы окажутся в первой и второй подгруппах примерно в равных пропорциях (47,9 и 52,1% соответственно). Иначе говоря, значительная степень неравенства, отставания от ближайших соседей в перспективе влечет за собой нарастание отрыва производительности труда в регионе и от среднего по всей совокупности, т.е. переход региона в разряд отсталых. Вероятно, значительное различие в уровне производительности труда, затрудняя взаимодействия регионов, препятствует распространению положительных пространственных экстерналий от более развитых регионов к менее развитым, замедляя рост производительности в последних.

Сокращение отставания в уровне производительности труда от соседей несколько улучшает относительную мобильность регионов (группа *B*). Почти в 1,5 раза (с 9,3 до 13,6%) возрастает вероятность покинуть первую подгруппу. Несмотря на почти двукратное увеличение вероятности перехода из второй подгруппы обратно в первую, возникает также вероятность, хотя и небольшая (5,3%), подняться из нее в третью подгруппу. То есть «ловушка низкого уровня» ослабевает. Кроме того, в распределении этой группы регионов, как и в распре-

делении группы **A**, преобладает нисходящая мобильность, т.е. для большинства подгрупп, где возможен переход как в подгруппу с более низким, так и в подгруппу с более высоким рангом, вероятность нисходящего перехода превышает вероятность восходящего. Так что в долгосрочной перспективе при сохранении действующей модели относительных переходов большая часть регионов (67,8% от их числа) сосредотачиваются в первой и второй подгруппах, еще 22% общего числа регионов группы входят в третью подгруппу и только в 10,2% всех регионов производительность труда сопоставима со средним во всей совокупности или превышает его, т.е. финальное распределение имеет выраженную правостороннюю асимметрию.

Относительная мобильность регионов группы **C**, где производительность труда составляет 80–95% от среднего уровня их соседей, еще улучшается. Во второй, третьей и четвертой подгруппах возрастают вероятности восходящего и сокращаются вероятности нисходящего перехода. Нисходящая мобильность более не является преобладающей. «Ловушки низкого уровня» здесь, как и в следующих матрицах для групп **D** и **E**, нет: вероятность перейти из второй подгруппы в третью возрастает и существенно превышает вероятность спуститься обратно в первую. В результате доля регионов первой подгруппы сокращается с 18,8% в 1998 г. до 11,8% в 2016 г. и до 5,4% в финальном распределении. На 20% увеличивается в финальном распределении число регионов третьей подгруппы и в 3 раза – число регионов четвертой подгруппы, где производительность труда составляет 95–110% от среднего по всей совокупности регионов. То есть уровень различия показателей производительности труда, характерный для регионов группы **C**, не является препятствием для распространения положительных пространственных экстерналий, что способствует росту производительности в регионах группы темпами, опережающими рост среднего значения по всей совокупности регионов.

В матрице для группы **D**, включающей регионы, где производительность труда составляет от 95 до 110% средней производительности соседних регионов, т.е. сопоставимые с соседними или опережающие их по уровню производительности не более чем на 10%, преобладает восходящая мобильность. В результате в финальном распределе-

нии почти половина регионов (47,4%) имеют производительность труда, более чем на 10% превышающую среднее по всей совокупности, т.е. входят в пятую подгруппу. Еще в 30,3% всех регионов группы производительность отстает от среднего по совокупности не более чем на 20%. А суммарная доля регионов четвертой и пятой подгрупп, где производительность труда сопоставима со средним по совокупности или превышает его, возрастает с 41% в 1998 г. до 59,1% в финальном распределении. То есть регионы, сопоставимые с соседними и незначительно, не более чем на 10% опережающие своих соседей по уровню производительности труда, еще более усиливают свои позиции, демонстрируя рост производительности, в большинстве случаев превышающий средний рост по совокупности всех регионов.

В группе регионов *E*, значительно (более чем на 10%) опережающих своих соседей, также преобладает восходящая мобильность. Высокая вероятность покинуть вторую и четвертую подгруппы приводит к тому, что в финальном распределении их доли заметно сокращаются и распределение приобретает бимодальный характер, происходит поляризация регионов: треть из них сосредотачиваются в группе лидеров (эта доля ниже, чем в группе *D*), а почти 45% – в группе, где производительность труда составляет от 80 до 95% от среднего по всей совокупности регионов. Доля регионов группы, в которых производительность труда выше, чем средняя по совокупности всех регионов, сокращается с 69,6% в 1998 г. до 47,1% в финальном распределении. Так что регионы, опережающие своих соседей по уровню производительности труда более чем на 10%, демонстрируют несколько менее благоприятную модель относительной мобильности, нежели регионы, в меньшей степени опережающие своих соседей (регионы группы *D*).

Таким образом, вторая гипотеза также нашла подтверждение. Значительное различие регионов по уровню производительности труда негативно сказывается на относительной динамике показателя как отстающих регионов, так и регионов-лидеров. Существенное отставание от ближайших географических соседей по уровню производительности труда препятствует проявлению положительных пространственных экстерналий, а сокращение отставания, напротив, благопри-

ястствует ему, что приводит к росту производительности в отстающих регионах, причем темпами, в большинстве случаев опережающими средние темпы роста производительности по всей совокупности регионов. Значительное опережение своих соседей по производительности труда (более чем на 10% от среднего уровня соседей) также несколько ухудшает перспективы относительной динамики лидеров.

ВЫВОДЫ

Более высокий уровень производительности труда в региональной экономике создает пространственные внешние эффекты, которые распространяются за ее пределы и оказывают влияние преимущественно на регионы, имеющие общую границу с данным регионом.

Влияние пространственных экстерналий на относительную динамику регионов внутри их распределения по уровню производительности труда зависит от соотношения производительности труда в регионе и средней производительности труда его ближайших географических соседей. Значительное отставание по уровню производительности труда от ближайших географических соседей препятствует проявлению положительных пространственных экстерналий, ухудшает динамику относительных переходов внутри распределения, формирует «ловушку отсталости», замедляет рост производительности, приводит к усилению отставания от среднего уровня производительности труда не только соседних регионов, но и всей совокупности и, таким образом, способствует дальнейшему нарастанию неравенства. Сокращение разрыва с более развитыми соседями способствует проявлению положительных внешних эффектов, улучшает относительную динамику переходов внутри распределения, ускоряя рост производительности труда в большинстве случаев темпами, превышающими темпы роста средней производительности труда по всей совокупности регионов.

Высокая степень различия в уровне производительности труда не только является неблагоприятным фактором для динамики производительности в отстающих регионах, но и может оказывать сдерживающее влияние на динамику регионов-лидеров. Поэтому стимулиро-

вание более развитых регионов при высокой степени неравенства может привести к дальнейшей поляризации пространства, к увеличению числа регионов с низкими показателями и даже в перспективе несколько замедлить рост производительности в лидирующих регионах. А значит, обязательным направлением государственной региональной политики должны быть сдерживание роста неравенства и одновременно создание условий для межрегиональной кооперации и сотрудничества, их стимулирование, что будет способствовать распространению положительных внешних эффектов.

*Статья подготовлена по плану НИР ИЭОПП СО РАН по проекту
XI.171.1.2 «Исследование механизмов пространственной эволюции
и моделирование развития пространственных систем»
№ АААА-А17-117022250121-6*

Список источников

1. Абрамов А., Глуценко К. Матрица кратчайших расстояний между административными центрами российских регионов. – Новосибирск: НГУ, 2000. – URL: http://econom.nsu.ru/staff/chair_et/gluschenko/Research/Data/Distances.xls.
2. Коломак Е.А., Крюков В.А., Мельникова Л.В., Селиверстов В.Е., Суслев В.И., Суслов Н.И. Стратегия пространственного развития России: ожидания и реалии // Регион: экономика и социология. – 2018. – № 2 (98). – С. 264–287.
3. Несена М.В., Разумовский В.М. Взаимосвязь показателей этнического разнообразия и производительности экономики российских регионов // Регион: экономика и социология. – 2016. – № 2 (90). – С. 81–101.
4. Русановский В.А., Марков В.А. Фактор урбанизации в пространственных моделях экономического роста: оценка и особенности в Российской Федерации // Вестник Тамбовского университета. Сер.: Гуманитарные науки. – 2015. – Вып. 7. – С. 113–124.
5. Экономико-географические и институциональные аспекты экономического роста в регионах / Луговой О., Дашкеев В., Мазяев И. и др. – М.: ИЭПП, 2007. – 164 с.
6. Bickenbach F., Bode E. Evaluating the Markov property in studies of economic convergence // International Regional Science Review. – 2003. – Vol. 26, No. 3. – P. 363–392.
7. Bosker M. The spatial evolution of regional GDP disparities in the «old» and the «new» Europe // Papers in Regional Science. – 2009. – Vol. 88, No. 1. – P. 3–27.
8. Capello R. Spatial spillovers and regional growth: A cognitive approach // European Planning Studies. – 2009. – Vol. 17, No. 5. – P. 639–658.

9. *Carluer F.* Dynamics of Russian regional clubs: The time of divergence // *Regional Studies*. – 2005. – Vol. 39, No. 6. – P. 713–726.
10. *Kholodilin K.A., Oshchepkov A., Siliverstovs B.* The Russian regional convergence process: where is it leading? // *Eastern European Economics*. – 2012. – No. 50, Iss. 3. – P. 5–26.
11. *Quah D.* Empirical cross-section dynamics in economic growth // *European Economic Review*. – 1993. – Vol. 37, No. 2-3. – P. 426–434.
12. *Rey S.J.* Spatial empirics for economic growth and convergence // *Geographical Analysis*. – 2001. – Vol. 33, No. 3. – P. 195–290.

Информация об авторе

Буфетова Анна Николаевна (Россия, Новосибирск) – кандидат экономических наук, доцент, старший научный сотрудник Института экономики и организации промышленного производства СО РАН (630090, Новосибирск, просп. Акад. Лаврентьева, 17, e-mail: anb@ieie.nsc.ru); доцент Новосибирского национального исследовательского государственного университета (630090, Новосибирск, ул. Пирогова, 2).

DOI: 10.15372/REG20190204

Region: Economics & Sociology, 2019, No. 2 (102), p. 80–100

A.N. Bufetova

THE STUDY OF SPATIAL EFFECTS IN REGIONAL DYNAMICS OF LABOR PRODUCTIVITY

One of the advantages of the spatial concentration of economic activity is an increase in its efficiency, which can have a positive impact on efficiency dynamics at neighboring economies. However, geographical proximity does not automatically guarantee the diffusion of positive spatial effects. Nevertheless, these processes do largely determine changes in the configuration of the economic space and the further perspectives for its development.

The article reflects the results of the study on the role of spatial externalities in the dynamics of labor productivity, regional economy's efficiency indicator. The main research method is creating transition probability matrices and

analyzing their properties. It is shown that high inequality of labor productivity in regional economies prevents the manifestation of positive spatial externalities. Substantial differences in the level of labor productivity between regional economies both worsen the relative dynamics of lagging regions and adversely affect the relative dynamics of the leading ones. Reducing the disparities contributes to the diffusion of positive externalities, accelerates the growth of labor productivity in less efficient regions, and fosters it in the leading regions. The obtained results show that the regional policy aimed at curbing the increase in regional inequality and creating conditions to expand interregional cooperation and collaboration is more adequate to the current situation.

Keywords: regions of Russia; labor productivity; spatial autocorrelation; spatial externalities; transition probability matrix; final distribution

For citation: *Bufetova, A.N. (2019). Issledovanie prostranstvennykh efektov v regionalnoy dinamike proizvoditelnosti truda [The study of spatial effects in regional dynamics of labor productivity]. Region: ekonomika i sotsiologiya [Region: Economics and Sociology], 2 (102), 80–100. DOI: 10.15372/REG20190204.*

*The publication is prepared within the project XI.171.1.2
«Studying the mechanisms of spatial evolution and modelling
the development of spatial systems» No. AAAA-A17-117022250121-6
according to the research plan of the IEIE SB RAS*

References

1. *Abramov, A. & K. Gluschenko. (2000). Matritsa krachayshikh rasstoyaniy mezhdu administrativnymi tsentrami rossiyskikh regionov [The Matrix of the Shortest Distances between Capital Cities of Russian Regions]. Novosibirsk, Novosibirsk State University. Available at: http://econom.nsu.ru/staff/chair_et/gluschenko/Research/Data/Distances.xls.*
2. *Kolomak, E.A., V.A. Kryukov, L.V. Melnikova, V.E. Seliverstov, V.I. Suslov & N.I. Suslov. (2018). Strategiya prostranstvennogo razvitiya Rossii: ozhidaniya i realii [Spatial development strategy of Russia: expectation and reality]. Region: ekonomika i sotsiologiya [Region: Economics and Sociology], 2 (98), 264–287.*
3. *Nesena, M.V. & V.M. Razumovskiy. (2016). Vzaimosvyaz pokazateley etnicheskogo raznoobraziya i proizvoditelnosti ekonomiki rossiyskikh regionov [Interrelation between the indices of ethnic diversity and economy productivity of Russian*

regions]. Region: ekonomika i sotsiologiya [Region: Economics and Sociology], 2 (90), 81–101.

4. *Rusanovskiy, V.A. & V.A. Markov.* (2015). Faktor urbanizatsii v prostranstvennykh modelyakh ekonomicheskogo rosta: otsenka i osobennosti v Rossiyskoy Federatsii [The factor of urbanization in spatial models of economic growth: Estimation and features in the Russian Federation]. Vestnik Tambovskogo universiteta. Ser.: Gumanitarnye nauki [Tambov University Review. Series Humanities], 7, 113–124.

5. *Lugovoy, O., V. Dashkeev, I. Mazaev et al.* (2007). Ekonomiko-geograficheskie i institutsionalnye aspekty ekonomicheskogo rosta v regionakh [Analysis of Economic Growth in Regions: Geographical and Institutional Aspect]. Moscow, Institute for Economy in Transition Publ., 164.

6. *Bickenbach, F. & E. Bode.* (2003). Evaluating the Markov property in studies of economic convergence. International Regional Science Review, Vol. 26, No. 3, 363–392.

7. *Bosker, M.* (2009). The spatial evolution of regional GDP disparities in the «old» and the «new» Europe. Papers in Regional Science, Vol. 88, No. 1, 3–27.

8. *Capello, R.* (2009). Spatial spillovers and regional growth: A cognitive approach. European Planning Studies, Vol. 17, No. 5, 639–658.

9. *Carluer, F.* (2005). Dynamics of Russian regional clubs: The time of divergence. Regional Studies, Vol. 39, No. 6, 713–726.

10. *Kholodilin, K.A., A. Oshchepkov & B. Siliverstovs.* (2012). The Russian regional convergence process: where is it leading? Eastern European Economics, No. 50, Iss. 3, 5–26.

11. *Quah, D.* (1993). Empirical cross-section dynamics in economic growth. European Economic Review, Vol. 37, No. 2-3, 426–434.

12. *Rey, S.J.* (2001). Spatial empirics for economic growth and convergence. Geographical Analysis, Vol. 33, No. 3, 195–290.

Information about the author

Bufetova, Anna Nikolaevna (Novosibirsk, Russia) – Candidate of Sciences (Economics), Associate Professor, Senior Researcher at the Institute of Economics and Industrial Engineering, Siberian Branch of the Russian Academy of Sciences (17, Ac. Lavrentiev av., Novosibirsk, 630090, Russia, e-mail: anb@ieie.nsc.ru); Associate Professor at Novosibirsk National Research State University (2, Pirogov st., Novosibirsk, 630090, Russia).

Поступила в редколлегию 29.08.2018.

После доработки 13.11.2018.

Принята к публикации 03.12.2018.

© Буфетова А.Н., 2019