

Для цитирования: Мясников А. А. Анализ факторов совокупной факторной производительности российских регионов // Экономика региона. — 2018. — Т. 14, вып. 4. — С. 1168-1180

doi 10.17059/2018-4-9

УДК: 330.354

А. А. Мясников

Российский экономический университет им. Г. В. Плеханова (Москва, Российская Федерация; e-mail: alexandremyasnikov@gmail.com)

АНАЛИЗ ФАКТОРОВ СОВОКУПНОЙ ФАКТОРНОЙ ПРОИЗВОДИТЕЛЬНОСТИ РОССИЙСКИХ РЕГИОНОВ¹

В статье исследуется вопрос об основных факторах, влияющих на совокупную факторную производительность российских регионов, и, в частности, о роли «переливов» и агломерационных эффектов в определении совокупной факторной производительности. Автор устанавливает, что наличие агломерационных эффектов характерно, в первую очередь, для регионов европейской части страны и регионов с низкой долей добывающих отраслей в ВВП: плотность занятости в таких регионах оказывается значимым фактором, определяющим совокупную факторную производительность. При этом ни плотность занятости, ни степень урбанизации региона не влияют на его чувствительность к «переливам» совокупной факторной производительности из соседних регионов — интенсивность этих «переливов» зависит лишь от величины административного центра региона и степени проникновения кредита в региональную экономику. Это позволяет предположить более высокую активность фирм из регионов с крупными административными центрами и развитым кредитным рынком в экспансии в соседние регионы: через связи с местными фирмами в регионах-реципиентах такие фирмы создают положительную корреляцию между совокупной факторной производительностью в регионах-реципиентах и своих домашних регионах. Для проведения исследования использованы методы пространственной эконометрики, в частности, модели пространственного лага и пространственных ошибок с постоянной и переменной пространственной чувствительностью. Оценка моделей осуществлялась методом максимального правдоподобия.

Ключевые слова: региональная экономика, экономический рост, совокупная факторная производительность, пространственная эконометрика, эффекты агломерации, плотность занятости, степень урбанизации, валовый региональный продукт, технологические «переливы», финансовая инфраструктура, социальная инфраструктура

Введение

Неоклассическая теория экономического роста постулирует, что важным фактором экономического роста является совокупная факторная производительность. Обычно предполагается, что ключевыми факторами, влияющими на совокупную факторную производительность на макроэкономическом уровне, являются уровень технического развития, качество институтов, образованность рабочей силы, объем накопленного ей производствен-

ного опыта и др. Поскольку на межрегиональном уровне барьеры к движению капитала и труда обычно ниже, чем на международном, зачастую предполагается, что в определении параметров регионального экономического роста совокупная факторная производительность играет даже большую роль, нежели в определении параметров национального экономического роста. При этом нельзя сказать, что изучению источников совокупной факторной производительности на региональном уровне (и, в частности, в российских условиях) уделено значительное внимание в существующей литературе. Анализ этой проблематики

¹ © Мясников А. А. Текст. 2018.

— на статистических данных российских регионов — и посвящена настоящая работа.

Обзор литературы

Теория экономического роста Солоу — Свона [1, 2] анализирует влияние на экономический рост физического капитала и труда. Остаточная вариация относится на счет совокупной факторной производительности (далее — СФП), роль которой остается достаточно высокой даже после отдельного учета влияния человеческого капитала, это показано, например, в работах [3–6]. Более того, согласно исследованию [7], после 1991 г. именно СФП стала играть основную роль в экономическом росте в России, в то время как до 1991 г. основным фактором роста было накопление капитала.

Близким к нашему является крайне интересное исследование [8], посвященное выявлению источников СФП итальянских регионов. В этой работе устанавливается значимое влияние на СФП инфраструктуры и финансов, государственного вмешательства в экономику, агломерационных эффектов и качества обеспечения прав собственности. При всех положительных сторонах данная работа, к сожалению, не учитывает в строго эконометрическом смысле пространственных взаимодействий между соседними регионами. В нашем исследовании российских регионов мы восполняем этот недостаток.

Авторы работ [9–11] обнаруживают значимое влияние на СФП, ВВП и близкие к ним показатели таких факторов, как плотность занятости, средняя температура воздуха и доли населения с полным школьным образованием.

Существует также ряд работ, посвященных проблематике экономического роста конкретно в российских регионах. Так, в работе [12] отмечается низкая эффективность федеральной бюджетной политики с точки зрения стимулирования темпов роста ВВП российских регионов. Автор работы [13] устанавливает положительное влияние доли капитальных расходов региональных бюджетов на темпы роста региональных экономик, при том что влияние текущих расходов региональных бюджетов оказывается статистически неотличимым от нуля, а влияние трансфертов из федерального бюджета — отрицательным.

Вывод о том, что в условиях высокой неоднородности российских регионов могут иметь место переменные коэффициенты при пространственной матрице, сделан в работе [14]. Авторы показывают, что влияние соседних регионов на данный регион тем сильнее, чем

выше его плотность населения и степень урбанизации (оцениваемая как доля городского населения). Данное исследование развивает результаты более ранних работ [15–17], одним из результатов которых, в частности, является вывод о том, что в условиях России пространственные эффекты проявляются по-разному в западных и восточных регионах страны.

В работе [18] делается вывод о положительной роли размера регионального рынка для темпов роста, что коррелирует с одним из наших выводов о том, что «переливы» СФП находятся в прямой зависимости от размера административного центра региона. Автор работы [19] устанавливает высокую роль добычи углеводородного сырья в динамике неравенства российских регионов и значимую роль открытости по отношению к внешней торговле. Коллектив авторов работы [20] обнаруживает высокозначимую конвергенцию в группе регионов с высоким уровнем ВВП, окруженных такими же регионами, и несколько менее значимую конвергенцию в группе регионов с низким уровнем ВВП, окруженных подобными регионами.

В работе [7] поднимается вопрос сопоставимости данных о стоимости основных фондов. Автор решает его посредством моделирования, по примеру работы [21], динамики капитала на национальном уровне через несколько альтернативных функций дожития, используя для такого анализа статистику с 1950-х г. К сожалению, на региональном уровне столь длительные и, главное, качественные статистические ряды интересующих нас показателей отсутствуют, что делает недоступным восстановление динамики капитала по российским регионам, аналогично работе [7], вследствие этого нам приходится ограничиваться лишь кросс-секцией с усредненными за период значениями переменных.

Близкая работа [22] также посвящена анализу динамики СФП в национальной экономике России, при этом фокус исследования помещен на анализе различий СФП между отраслями. Важной особенностью работы является использование интервальных оценок переменных в качестве средства борьбы с проблемой высокой вероятности наличия существенных статистических ошибок в исходных данных.

Все вышеупомянутые исследования посвящены тем или иным аспектам экономического роста и, в частности, роли совокупной факторной производительности. Поскольку ни одно из этих исследований (кроме работы [8]) не

имело предметом собственно анализ факторов, влияющих на региональную совокупную факторную производительность, мы привели их исключительно для обоснования включения тех или иных переменных в наши модели и нашего выбора тех или иных спецификаций, при этом, очевидно, мы не ставили своей задачей анализ сильных или слабых сторон этих публикаций. Собственно же тема, связанная с анализом факторов, определяющих совокупную факторную производительность на региональном уровне в России, остается сравнительно мало разработанной. Мы надеемся, что наше исследование расширит понимание этого столь важного для эффективного развития российской экономики вопроса.

Данные и методы

В качестве базовой мы используем простейшую модель линейной зависимости СФП α от вектора характеризующих регионы социально-экономических переменных X :

$$\alpha = X\beta + \varepsilon, \quad (1)$$

где β — вектор коэффициентов, ε — вектор ошибок.

При выборе регрессоров X для исследования мы опирались, помимо прочего, на результаты упомянутых выше исследований. В частности, из более ранних исследований (например [20, 23]) известно, что ВРП и СФП российских регионов находятся в прямой зависимости от доли добывающих отраслей. В работах [9, 24] обосновывается роль плотности занятости и экономической активности вообще в создании агломерационных эффектов, оказывающих воздействие на СФП. В работе [25] предлагается относить к числу крупных российские города с населением примерно от 700 тыс. чел. Как показано в работах [8, 26] и в ряде других исследований, значимую роль в определении темпов экономического роста играют социальная и финансовая инфраструктуры. Активная исследовательская и изобретательская работа должна позитивно влиять на региональную СФП, в связи с чем мы также использовали в качестве регрессоров соответствующие переменные. Кроме указанных выше переменных, мы также контролируем на долю расходов консолидированного бюджета региона в ВРП.

Одним из наиболее распространенных подходов к моделированию человеческого капитала является уравнение Минсера, для построения которого требуются данные о количестве лет обучения и трудового стажа населения (где

последняя из переменных оценивается на основе данных о среднем возрасте населения). К сожалению, качество доступных нам данных Росстата об уровнях образования жителей российских регионов несколько сомнительно, а вариация данных о среднем возрасте жителей российских регионов слишком мала. В связи с этим все использованные нами модели не учитывают различий между регионами по уровням человеческого капитала.

Полный перечень использованных нами переменных вместе с их краткими описаниями приведен в таблице 1.

Ввиду существенных ограничений в объеме и сопоставимости информации, публикуемой Росстатом в сборниках региональной статистики, периоды, за которые мы усредняем значения переменных, немного разнятся: например, для расчета средней доли добывающих отраслей мы используем значения за 2004–2015 гг., в то время как для расчета средних значений большинства других переменных мы обращаемся к данным за более длительный период, а именно за 2000–2015 гг. С учетом долгосрочного характера анализируемых нами закономерностей, такие незначительные различия в длительности периодов усреднения значений не должны оказывать существенного влияния на результаты. Мы вынуждены ограничивать период, за который мы анализируем данные, 2015 годом, поскольку это самый поздний период, за который по состоянию на момент подготовки статьи доступны сопоставимые данные Росстата по валовому региональному продукту.

Для расчета СФП мы используем подход, описанный в работе [8]. Отталкиваясь от модели экономического роста с техническим прогрессом, нейтральным по Харроду ($Y_i = K_i^\gamma (a_i L_i)^{1-\gamma}$), где Y_i — ВРП региона i , K_i — объем капитала в регионе i , a_i — СФП региона i , L_i — количество труда, используемого в регионе i , мы выводим выражение для расчета СФП:

$$a = \frac{Y_i}{L_i} \left(\frac{Y_i}{K_i} \right)^{\frac{\gamma}{1-\gamma}}. \quad (2)$$

К сожалению, мы не можем применить к российским регионам предположение, сделанное в работе [8] при расчете СФП итальянских регионов, а именно, — предположение о том, что в начале рассматриваемого периода регионы находились на своих долгосрочных равновесных уровнях капиталовооруженности. В случае с российскими регионами это крайне маловероятно, поскольку еще сравнительно недавно российская экономика существовала в усло-

Таблица 1

Перечень используемых переменных

Переменная	Описание переменной	Примечания
\overline{TFT}	СФП	Средняя величина СФП за период 2000–2015 гг.
\overline{SE}	Доля добывающих отраслей	Средняя за 2004–2015 гг. доля добычи полезных ископаемых в ВРП
\overline{RLD}	Плотность занятости	Среднее за 2000–2015 гг. отношение количества занятых в регионе к площади региона
\overline{C}	Экономическая преступность	Среднее количество зарегистрированных преступлений в сфере экономики на 1000 чел. населения за 2001–2015 гг.
\overline{E}	Количество предприятий и организаций на 1000 чел. населения	Средние значения за 2000–2015 гг.
\overline{RnDE}_r	Инновационная активность предприятий	Среднее количество предприятий, осуществлявших исследования и разработки на 1 млн чел. занятых за 2000–2015 гг.
\overline{RRD}	Плотность автомобильных дорог	Средняя плотность автомобильных дорог с твердым покрытием в регионе за 2000–2015 гг. (по Москве и Санкт-Петербургу — за 2012–2015 гг.)
\overline{SC}	Финансовая инфраструктура	Средняя величина отношения суммы кредитов юридическим лицам и предпринимателям к ВРП за 2001 — 2015 гг.
\overline{P}	Изобретательская активность	Среднее количество выданных патентов на изобретения на 1 млн чел. занятых за 2000–2015 гг.
\overline{SU}	Степень урбанизации	Средняя доля городского населения за 2000–2015 гг.
\overline{SG}	Роль государства в экономике	Средняя доля расходов консолидированного бюджета региона в ВРП за 2000–2015 гг.
\overline{HB}	Социальная инфраструктура	Среднее количество больничных коек на 10 000 чел. населения за 2000–2015 гг.
$\overline{I2L}$	Сумма инвестиций на одного занятого	Средние значения за 2000–2015 гг.

виях принципиально иной системы хозяйствования, в которой решения о размещении основных средств зачастую принимались на основе неэкономических критериев. Кроме того, на протяжении значительной части последнего десятилетия XX в. Россия находилась в состоянии трансформационного спада. Наконец, оставшаяся часть 30-летнего периода слишком коротка для того, чтобы российские регионы могли успеть выйти на свои долгосрочные равновесные траектории. С учетом этого, а также ввиду существующих ограничений в качестве данных, описывающих региональные объемы капитала, вместо оценивания панельных данных мы вынуждены ограничиться рассмотрением средних за период значений большинства анализируемых переменных, так что все анализируемые нами модели являются кросс-секциями. По сути дела, с учетом этого данного ограничения наши модели рассматривать как анализирующие скорее долгосрочные зависимости, нежели краткосрочные.

На первом этапе исследования мы оцениваем базовую модель (1) методом наименьших квадратов в двух спецификациях и на разных выборках российских регионов.

Для учета возможных взаимодействий между соседними регионами мы используем модели пространственной эконометрики. Базовая модель пространственных лагов в нашем случае имеет вид:

$$a = \rho Wa + X\beta + \varepsilon, \quad (3)$$

где a — вектор СФП регионов; ρ — скалярная величина, характеризующая направление и степень пространственного взаимодействия; ε — вектор ошибок.

Ввиду наличия в правой части уравнения (3) эндогенной переменной a оценка модели методом наименьших квадратов приводит к смещенности и несостоятельности оценок (например [28]). В этой связи чаще всего оценивание пространственных эконометрических моделей осуществляется на основе метода максимального правдоподобия. Для проверки применимости метода максимального правдоподобия для оценки наших пространственных моделей мы пользуемся, согласно рекомендации в [27], тестом Харке — Бера (Jarque — Bera, JB). Во всех моделях и спецификациях, кроме двух, тест Харке — Бера оказывается значимым, что говорит в пользу возможности применения ме-

тогда максимального правдоподобия к нашим данным.

Помимо модели пространственных лагов, мы также применяем к одной из выборок модель пространственных ошибок, которая выглядит следующим образом:

$$\begin{cases} a = X\beta + u, \\ u = \lambda Wu + \varepsilon', \end{cases} \quad (4)$$

где λ — коэффициент пространственной автокорреляции ошибок; u — компонент ошибок, содержащий пространственную автокорреляцию; ε' — компонент ошибок, не содержащий пространственной автокорреляции.

Для всех пространственных моделей в нашем исследовании мы применяем нормализованную матрицу пространственных весов граничного типа.

Помимо моделей (3) и (4), мы также оцениваем модель пространственных лагов с переменным коэффициентом пространственного взаимодействия. Как показано в работе [14], пространственное взаимовлияние российских регионов в части темпов экономического роста различается по степени своей интенсивности в зависимости от присущих этим регионам характеристик. Развивая данный результат, мы строим модель пространственного взаимовлияния регионов, аналогичную рассмотренной в указанной работе, однако концентрирующуюся на СФП, а не на темпах экономического роста регионов:

$$a = (\rho_0 + \rho_1 Z)Wa + X\beta + \varepsilon, \quad (5)$$

где ρ_0 — среднее для всех регионов значение коэффициента пространственного взаимодействия; ρ_1 — чувствительность коэффициента пространственного взаимодействия к тем или иным характеристикам регионов; Z — диагональная матрица, содержащая значения выбранного фактора пространственной чувствительности для каждого из регионов. Для оценки модели (5) мы применяем метод максимального правдоподобия.

Мы не ставим цели описать различия между российскими регионами, равно как не делаем попытки построить классификацию регионов (это простая задача, решаемая на основе базового анализа статистических данных и не требующая применения сколь-нибудь серьезных математических методов) — вместо этого нашей ключевой целью является выявление общих для всех регионов (или для некоторых их подгрупп) факторов, влияющих на СФП. Отсюда вытекает логическое построение работы и применяемая в ней методология.

Исследование основано на данных Росстата, при этом, как и в большинстве исследований, посвященных российским регионам, мы исключаем из выборки Республику Чечня по причине отсутствия необходимых данных за ряд лет. Кроме того, при оценивании всех пространственных моделей мы также исключаем из выборок Калининградскую область как не имеющую сухопутной границы ни с одним регионом России.

Результаты и обсуждение

При оценке базовой модели методом наименьших квадратов по всей выборке регионов (см. модель № 1 в табл. 2) значимыми хотя бы на уровне 10 % оказались следующие объясняющие переменные: доля добывающих отраслей, плотность занятости, отнесение столицы региона к числу крупных городов и объем инвестиций на одного занятого. Из этих переменных лишь доля добывающих отраслей и величина административного центра продемонстрировали значимость на уровне 1 %. Коэффициенты при всех значимых переменных имеют ожидаемые знаки. Близкими к 10 % также оказались значимость плотности автомобильных дорог с твердым покрытием и степень урбанизации. После удаления из выборки трех регионов с нетипично высокими значениями СФП¹ (модели 3 и 4) степень урбанизации становится значимой на уровне 5 %.

Одним из главных факторов, объясняющих СФП российских регионов, как это следует из таблиц 2 и 3, является доля добывающих отраслей в ВРП. Вероятно, это обуславливается, в первую очередь, рыночными условиями, а не особой эффективностью инфраструктуры или человеческого капитала добывающих регионов. Но при этом доля добывающих отраслей в экономике региона также может влиять на его СФП косвенно через стимулирование инвестиций, которые повышают капиталовооруженность труда и создают условия для внедрения результатов технического прогресса.

Чтобы учесть возможные различия в источниках СФП для ресурсных и всех остальных регионов, мы разделили все российские регионы на две группы в зависимости от долей добывающих отраслей в их ВРП и оценили базовую модель отдельно для каждой из групп (см. модели 5–8 в табл. 2). Такие факторы, как доля добы-

¹ Мы удалили регионы со средними значениями СФП, отличающимися от середины выборочного распределения более чем на 2 выборочных стандартных отклонения — Тюменскую область, Москву и Чукотский автономный округ.

Таблица 2

Результаты оценивания базовой регрессии методом наименьших квадратов по всей выборке регионов и по различным подвыборкам¹

Переменная	Вся выборка		Без выбросов по СФП		SE < 5 %		SE ≥ 5 %	
	1	2	3	4	5	6	7	8
Константа	8.35	5.21	27.24*	18.8*	31.08*	19.81	-2.04	-9.07
\overline{SE}	83.5***	107.01***	61.99***	57.78***	-10.99	40.38	146.79***	148.34***
\overline{RLD}	0.02**	0.01**	0.02	0.02	0.02***	0.01**	-2.88*	-1.45
\overline{C}	6.11		1.9		3.93		14.96	
\overline{E}	-0.19	0.02	-0.22	-0.22	0.07	0.002	-0.31	0.04
\overline{RND}_r	-0.02	-0.05	0.11	0.1	0.07	0.09	-0.52	-0.16
\overline{RRD}	-0.01	-0.01	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02*	0.16	0.04
\overline{SC}	6.87	4.53	9.59	12.08	-5.82	-5.4	1.86	86.62
\overline{P}	0.01		-0.01		-0.02		0.1*	
\overline{SU}	31.83	36.69*	30.97**	29.73**	32.82	25.87	92.82	27.93
\overline{SG}	1.96	5.76	-31.5*	-28.96*	-32.59	-26.61	222.82**	26.15
\overline{GT}_{700}	11.92***	14.36***	12.23***	12.51***	12.34***	10.69***	14.24	26.28**
\overline{HB}	-0.09		-0.08		-0.11		-0.88**	
$\overline{I2L}$	0.62**		-0.16		-0.56		0.6	
Наблюдения	79	79	76	76	50	50	29	29
R^2_{adj}	0.58	0.57	0.56	0.57	0.62	0.61	0.58	0.39
$p(LMlag)^{*2}$	0.02	0.1	1	0.9				
$p(LMerr)$	0.4	0.5	0.4	0.6				
$p(RLMlag)$	0.009	0.09	0.2	0.4				
$p(RLMerr)$	0.1	0.4	0.1	0.3				

¹ Здесь и далее символами «*», «**», «***» обозначаются уровни значимости оценок 10, 5 и 1 %, соответственно.

² $p(LMlag)$ и $p(LMerr)$ — p -значения тестов множителей Лагранжа для спецификаций пространственных лагов и пространственных ошибок. $p(RLMlag)$ и $p(RLMerr)$ — p -значения соответствующих робастных тестов множителей Лагранжа.

вающих отраслей и доля государственных расходов в ВРП, оказались значимыми лишь для СФП регионов с долей добычи от 5 % и выше. С другой стороны, плотность занятости значима на уровне хотя бы 5 % и имеет ожидаемый знак лишь для регионов с долей добычи менее 5 %. В этой связи можно высказать предположение, что агломерационные эффекты характерны в основном для последней группы регионов, в то время как СФП добывающих регионов зависит в значительной степени от рыночных условий и от масштабов вмешательства государства в экономику.

В таблице 3 отражены результаты оценивания той же базовой регрессии отдельно на данных европейских (модели 9, 10) и азиатских (модели 11, 12) регионов России (к азиатским были отнесены регионы Уральского, Сибирского и Дальневосточного федеральных округов). Доля сырьевых отраслей, плотность занятости, степень урбанизации и включение административного центра региона в число крупных городов сохраняют свою значимость для европейских регионов. Кроме того, для этих регионов приобретает значимость (но с отрицательным зна-

ком) количество предприятий и организаций на 1000 чел. населения. В то же время, для азиатских регионов плотность занятости и степень урбанизации, напротив, теряют значимость.

Можно предположить, что отрицательный знак коэффициента при количестве предприятий является отражением преобладания положительного эффекта масштаба в российской экономике, характеризующейся высокой долей добывающих отраслей. Нельзя исключать также низкой эффективности государственной антимонопольной политики (в широком смысле), которая вместо стимулирования конкуренции создает предпосылки для опережающего развития крупных форм ведения хозяйственной деятельности.

Таким образом, доля городского населения значима и играет положительную роль для европейских регионов, но незначима для регионов азиатской части России и добывающих регионов. При этом для регионов с низкой долей добывающих отраслей значимость лишь немного не дотягивает до уровня 10 %.

Прежде чем оценивать пространственные модели, для проверки самого наличия про-

Таблица 3

Результаты оценивания базовой регрессии методом наименьших квадратов отдельно по европейским и азиатским регионам

Переменная	Европейские регионы		Азиатские регионы	
	9	10	11	12
Константа	27.24	16.62	34.94	1.48
\overline{SE}	54.24***	60.91***	137.7**	147.89***
\overline{RLD}	0.02***	0.02***	-2.69	-2.57
\overline{C}	1.39		39.97	
\overline{E}	-0.56**	-0.45*	-0.36	0.03
\overline{RND}_r	-0.02	-0.04	-0.71	-0.22
\overline{RRD}	-0.004	-0.002	0.21	0.12
\overline{SC}	25.44	17.05	-35.43	30.34
\overline{P}	-0.01		0.1	
\overline{SU}	55.58***	42.43**	22.84	40.51
\overline{SG}	-42.32*	-32.04*	197.22	13.88
\overline{GT}_{700}	8.06**	9.64***	32.25**	37.97**
\overline{HB}	-0.16		-0.86*	
$\overline{I2L}$	0.11		0.68	
Наблюдения	54	54	25	25
R^2_{adj}	0.7	0.7	0.65	0.46
$p(LMlag)$	0.6	0.5	0.4	0.6
$p(LMerr)$	1	1	0.8	0.8
$p(RLMlag)$	0.4	0.3	0.2	0.2
$p(RLMerr)$	0.5	0.4	0.3	0.2

Таблица 4

Статистика I Морана для СФП

Выборка	Фактическое значение статистики I Морана	Ожидаемое значение статистики I Морана	Количество стандартных отклонений (z-score)
Все регионы	0.316***	-0.013	4.5
Регионы европейской части	0.275***	-0.019	3.2
Регионы азиатской части	0.162**	-0.042	1.7

пространственных взаимодействий между регионами мы воспользовались статистикой I Морана (табл. 4).

Результаты теста Морана говорят о том, что регионы с низкой или высокой СФП чаще всего оказываются окружены похожими регионами. В этой связи неучет пространственных взаимодействий при построении регрессий может приводить к смещенным оценкам. Тесты множителей Лагранжа показывают, что для всей выборки регионов модель пространственных лагов предпочтительна, в то время как для вы-

борки без выбросов по СФП лучше модель пространственных ошибок. При этом на данных по европейским и азиатским регионам тесты множителей Лагранжа незначимы для обоих типов пространственных моделей.

Результаты оценивания базовой модели пространственных лагов (4) сведены в таблицы 5.

Оценка коэффициента ρ для всей выборки на полной спецификации значима и положительна, что говорит о преобладании в целом по всем российским регионам «переливов» СФП. Однако для частичных выборок и для выборки без выбросов по СФП пространственная модель оказывается незначимой. Первое обстоятельство может свидетельствовать об отсутствии пространственных взаимодействий (но это противоречило бы найденной нами значимой оценке статистики I Морана) либо о высокой неоднородности пространственных взаимодействий, идентификация которых становится возможной лишь на сравнительно больших выборках регионов (возможно, помогло бы также использование панельных данных, однако, как отмечалось выше, качество статистических данных по динамике капитала не очень высоко). Потеря моделью значимости на выборке без выбросов по СФП может свидетельствовать о том, что именно регионы с максимальными уровнями СФП (и в первую очередь, вероятно, г. Москва) являются главными источниками «переливов» СФП.

На полной выборке сохраняют значимость и знак (по сравнению с обычной линейной регрессией) такие переменные, как доля добывающих отраслей, плотность труда, отношение административного центра региона к крупным городам и инвестиции на одного занятого. Помимо этого, приобретает значимость на уровне хотя бы 10 % доля городского населения.

Как уже было указано, для выборки без выбросов по СФП предпочтительно использование модели пространственных ошибок. Как показывают данные таблицы 6, в самом деле на данной выборке модель пространственных ошибок в полной спецификации оказывается значимой в соответствии с критерием Вальда и улучшает значимость по критерию отношения правдоподобия. Коэффициенты при регрессорах имеют те же знаки и примерно те же порядки значений, что и в альтернативных моделях.

Незначимость модели пространственных лагов и, в то же время, значимость (пусть и ограниченная) модели пространственных

Таблица 5

Результаты оценивания базовой модели пространственных лагов

Переменная	Вся выборка		Без выбросов по СФП		Европейские регионы		Азиатские регионы	
	13	14	15	16	17	18	19	20
Константа	0.019	-2.22	26.55*	19	31.29*	19.3*	34.73	3.31
\overline{SE}	73.16***	101.66***	62.62***	58.69***	56.96***	64.57***	138.28***	144.61***
\overline{RLD}	0.02**	0.01*	0.02	0.02	0.02***	0.01***	-1.79	-1.9
\overline{C}	7.75*		1.87		1.65		36.91	
\overline{E}	-0.24	0.06	-0.16	-0.16	-0.38	-0.32	0.06	0.14
\overline{RND}_r	-0.09	-0.11	0.1	0.08	-0.07	-0.08	-0.87**	-0.28
\overline{RRD}	-0.01	-0.01	-0.02	-0.02	-0.002	-0.0003	0.11	0.05
\overline{SC}	16.58	10.67	8.37	10.79	23.7	15.88	-47.68	30.23
\overline{P}	0.01		-0.01		-0.01		0.11***	
\overline{SU}	32.03*	35.6*	30.74**	29.51**	57.77***	45.18***	14.34	30.22
\overline{SG}	7.4	7.89	-31.35*	-29.03*	-44.86**	-32.33**	218.59***	13.56
\overline{GT}_{700}	9.98**	13.32***	12.08***	12.39***	7.18**	9.17***	30.12***	36.07***
\overline{HB}	-0.15		-0.08		-0.19*		-0.9***	
$\overline{I2L}$	0.7***		-0.17		0.08		0.58	
ρ	0.28**	0.19*	0.002	-0.02	-0.11	-0.16	0.19	0.13
Наблюдения	78	78	75	75	53	53	25	25
\overline{LR}	5.43**	2.48	0.0002	0.02	0.36	0.72	1	0.31
\overline{Wald}	6.19**	2.81*	0.0003	0.03	0.5	1	1.17	0.36
\overline{JB}	140***	190***	15***	13***	7.4**	2.1	1.1	3.4*

Таблица 6

Результаты оценивания модели пространственных ошибок на выборке регионов без выбросов по СФП

Переменная	Без выбросов по СФП	
	21	22
Константа	33.67**	19.49*
\overline{SE}	59.42***	55.69***
\overline{RLD}	0.03	0.02
\overline{C}	3.02	
\overline{E}	-0.36	-0.26
\overline{RND}_r	0.1	0.09
\overline{RRD}	-0.02	-0.02
\overline{SC}	18.67	17.16
\overline{P}	-0.01	
\overline{SU}	28.82**	29.58**
\overline{SG}	-33.34**	-29.13*
\overline{GT}_{700}	13.29***	13***
\overline{HB}	-0.11	
$\overline{I2L}$	-0.19	
λ	0.3**	0.15
Наблюдения	75	75
\overline{LR}	1.79	0.42
\overline{Wald}	4.4**	0.91
\overline{JB}	13***	13**

ошибок на выборке без СФП означают возможность наличия каких-то иных механизмов пространственного взаимодействия российских

регионов, кроме непосредственных «переливов» СФП. Ввиду этого на следующем этапе исследования мы проверяем наличие переменной чувствительности регионов к пространственным взаимодействиям, используя для этого модель (6). Похожее исследование [14] на панельных данных по ВРП показало, что чувствительность ВРП региона к пространственным взаимодействиям положительно зависит от степени урбанизации и плотности населения региона. Однако на основе кросс-секционных данных нам не удалось обнаружить аналогичного влияния плотности занятости и урбанизации на пространственную чувствительность СФП региона (результаты оценивания модели не приводятся).

Мы также проверили возможность влияния других переменных на чувствительность СФП региона к пространственным взаимодействиям. В частности, мы проверили влияние со стороны плотности дорожной сети и степени развития предпринимательства — результаты оценивания этих моделей в работе не приводятся, поскольку они также оказались незначимы.

Напротив, для переменных \overline{GT}_{700} (отнесение административного центра региона к числу городов с населением более 700 тыс. чел.) и \overline{SC} (кредиты организациям и индивидуальным предпринимателям как доля ВРП) удалось

Результаты оценивания моделей с переменным коэффициентом при пространственной матрице

Переменная	Вся выборка, $Z = \overline{GT}_{700}$		Без выбросов по СФП, $Z = \overline{GT}_{700}$		Вся выборка, $Z = \overline{SC}$		Без выбросов по СФП, $Z = \overline{SC}$	
	23	24	25	26	27	28	29	30
Константа	9.78	7.67	30.81**	26.13**	21.31	12.72	46.07**	44.69**
\overline{SE}	80.17***	111.16***	63.63***	61.99***	75.97***	105.37***	62.97***	64.24***
\overline{RLD}	0.01**	0.01*	0.02	0.02	0.01**	0.01	0.02	0.02
\overline{C}	7.61*		1.17		7.68*		1.19	
\overline{E}	-0.25	0.07	-0.24	-0.23	-0.25	0.07	-0.18	-0.13
\overline{RND}_r	-0.04	-0.07	0.12	0.1	-0.05	-0.09	0.12	0.09
\overline{RRD}	-0.01	-0.01	-0.02	-0.02	-0.01	-0.01	-0.02	-0.02*
\overline{SC}	11.9	5.62	11.2	12.44	-58.6	-44.35	-98.69	-102.75*
\overline{P}	0.01		-0.01		0.004		-0.01	
\overline{SU}	28.8*	34.75**	32.75**	31.62**	23.02	28.8	24.35*	23.37*
\overline{SG}	1	4.75	-35.51**	-32.34**	-0.9	3.12	-32.99**	-29.63**
\overline{GT}_{700}	-23.23**	-16.01	-10.11	-11.96	8.6	12.4***	11.94***	11.81***
\overline{HB}	-0.12		-0.05		-0.15		-0.03	
$\overline{I2L}$	0.79***		-0.11		0.75***		-0.01	
ρ_0	0.01	-0.04	-0.17	-0.21	-0.09	-0.08	-0.6	-0.65*
ρ_1	0.74***	0.66***	0.57*	0.62**	2.09	1.51	3.19*	3.29**
Наблюдения	78	78	75	75	78	78	75	75
LR (rel. to basic lag)	10.73***	7.39***	3.41*	4.2**	2.12	0.97	2.61	3.76*
$Wald$ (ρ_0)	0.01	0.1	0.97	1.56	0.11	0.07	2.32	3.51*
$Wald$ (ρ_1)	11.48***	7.76***	3.51*	4.34**	2.21	0.99	2.71*	3.9**
JB	240***	250***	27***	28***	210***	250***	18***	17***

установить значимую положительную связь с пространственной чувствительностью СФП (см. табл. 7, модели 23–30). Необходимо обратить внимание на то, что в моделях 23–26 коэффициент при регрессоре \overline{GT}_{700} становится отрицательным, хотя его значимость при этом сохраняется только в полной спецификации на всей выборке регионов (модель 23). Потерю значимости регрессора \overline{GT}_{700} на выборке без выбросов по СФП можно интерпретировать как отсутствие однозначного прямого влияния величины административного центра региона на СФП в случае, когда мы учитываем ее косвенное влияние через чувствительность к пространственным взаимодействиям. Иными словами, можно предположить, что регионы с крупными (>700 000 жителей) административными центрами более восприимчивы к всплескам СФП в соседних регионах, однако на формирование собственных всплесков СФП за счет внутрирегиональных процессов величина административного центра сама по себе не оказывает однозначного влияния.

В условиях переходной российской экономики такое явление может быть связано с тем,

что благодаря большим объемам рынков в более крупных административных центрах создаются благоприятные условия для ускоренного развития бизнеса, так что фирмы из таких крупных административных центров раньше начинают экспансию в соседние регионы, чем аналогичные фирмы из соседних регионов с более мелкими административными центрами. Соответственно, в этом случае фирмы из регионов с крупными административными центрами начинают получать выгоды от роста СФП соседних регионов, что отражается и в СФП домашних регионов. Незначимость величины административного центра региона для внутрирегионального развития СФП может быть отражением сравнительного равномерного размещения производительных сил в советское время.

Из моделей 29–30 следует, что степень проникновения кредита в экономику региона-реципиента положительно влияет на интенсивность «переливов» в него СФП из соседних регионов. Вероятно, это связано с тем, что кредиты облегчают внедрение новых идей и технологий в регионах-реципиентах.

Выводы

В работе проанализированы факторы, влияющие на СФП российских регионов. Было установлено, что в долгосрочном периоде пространственная чувствительность СФП региона не зависит от плотности занятости региона, уровня его урбанизации, а также от плотности автомобильных дорог и количества предприятий и организаций на 1000 чел. В то же время, удалось установить значимую положительную связь пространственной чувствительности СФП региона с величиной административного центра и со степенью проникновения кредита: российские регионы, чьи «столицы» имеют население более 700 тыс. чел., а также регионы с высокими долями кредита в ВРП проявляют более высокую восприимчивость к переливам СФП из соседних регионов.

Помимо этого, мы также подтвердили более ранний результат, согласно которому ключевым параметром, определяющим СФП российских регионов, является доля добывающих отраслей в ВРП. Причем эта доля перестает быть значимой в определении уровня СФП региона в случаях, когда на продукцию добывающих отраслей приходится менее 5 % ВРП (судя по всему, точная граница находится между 5 и 10 %).

Плотность занятости оказывается устойчиво значимым фактором, влияющим на СФП, за исключением регионов с долей добывающих отраслей более 5 % и азиатских регионов страны. Влияние плотности занятости на СФП положительное, что подтверждает наличие агломерационных эффектов в российской экономике. Еще одна переменная, имеющая отношение к агломерационным эффектам, а именно степень урбанизации региона, также имеет положительный знак и значима на всех выборках, кроме азиатских регионов и регионов с долей добывающих отраслей более 5 % от ВВП (для регионов с долей добычи менее 5 % она почти значима). Поскольку пространственные модели с переменным коэффициентом при пространственной матрице, зависящим от плотности занятости и степени урбанизации региона, оказались незначимыми, приходится предположить, что агломерационные эффекты в основном связаны с более интенсивной генерацией новых идей и технологий внутри регионов, а не с их «переливами» от соседей.

Степень проникновения кредита оказалась значимой только в моделях с переменными коэффициентами пространственной чувствительности — мы предполагаем, что она способствует росту СФП через финансовое обеспе-

чение заимствований технологий из соседних регионов.

Несколько удивляет отсутствие почти во всех спецификациях связи между плотностью автомобильных дорог и региональными СФП. Причем при построении моделей на более коротких промежутках времени (результаты не приведены в статье) плотность автомобильных дорог становилась значимой с отрицательным знаком. Можно предположить, что причина этого явления в том, что в существенной степени российская дорожная сеть сложилась еще в советское время, когда инфраструктура строилась не всегда в соответствии с рыночным экономическим потенциалом территорий.

Зафиксированная нами отрицательная зависимость между долей государственных расходов в ВРП и СФП европейских регионов может означать сравнительную неэффективность государственных расходов или политику государственной поддержки сравнительно отсталых территорий. Не имея панельных данных по СФП, достаточно сложно определить, какое из обстоятельств имеет место. Тем не менее, сам факт отрицательного знака при доле государственных расходов хорошо соотносится с результатом исследования [8], проведенного на материале итальянских регионов, авторы которого также установили значимую обратную зависимость между степенью вмешательства государства в экономику региона и его СФП.

Такие важные с теоретической точки зрения переменные, как уровень экономической преступности, инновационно-исследовательская активность предприятий и изобретательская активность граждан, оказываются незначимыми в определении СФП регионов в большинстве спецификаций и на большинстве выборок. Однако этот результат хорошо соотносится с выводами работы [14]; вслед за авторами этой работы мы склонны предположить сравнительно низкую эффективность инновационной и изобретательской деятельности в российских условиях. Что же касается инвестиционной активности российских предприятий, то ее влияние на СФП теряет значимость, как только из выборки удаляются Москва, Тюменская область и Чукотский автономный округ. Это заставляет высказать неутешительное предположение о том, что инвестиционная деятельность в других регионах России в среднем также неэффективна.

С позиций нормативного анализа необходимо отметить, что, несмотря на выделение в нашем исследовании нескольких групп

регионов, проблемы и пути их разрешения для регионов из разных групп весьма схожи. Установленное нами отсутствие значимого влияния инвестиций в капитал и исследовательско-изобретательской активности на совокупную факторную производительность говорит о низкой эффективности этих видов деятельности в российских регионах. Сохранение высокой зависимости СФП российских регионов от добывающих отраслей промышленности несет в себе существенные риски, которые будут проявляться при любом ухудшении конъюнктуры соответствующих сырьевых

рынков. В этой связи для успешного развития российской экономики крайне важной является отраслевая диверсификация не только на национальном, но и на региональном уровне. Для преодоления этих слабых сторон российской экономики требуется радикальное улучшение инвестиционного климата и существенное реальное (а не номинальное) повышение уровня конкуренции. Лишь при таких условиях можно надеяться на ускорение роста совокупной факторной производительности как в отдельных регионах России, так и в целом по стране.

Список источников

1. *Solow R. M.* A Contribution to the Theory of Economic Growth // *Quarterly Journal of Economics*. — 1956. — Т. 70, № 1. — С. 65–94 [Электронный ресурс]. URL: <http://doi.org/10.2307/1884513>.
2. *Swan T. W.* Economic growth and capital accumulation // *Economic Record*. — 1956. — Т. 32, № 2. — С. 334–361 [Электронный ресурс]. URL: <http://doi.org/10.1111/j.1475-4932.1956.tb00434.x>.
3. *Bils M., Klenow P. J.* Does schooling cause growth? // *American Economic Review*. — 2000. — Т. 90, № 5. — С. 1160–1183 [Электронный ресурс]. URL: <http://doi.org/10.1257/aer.90.5.1160>.
4. Human capital and regional development / *Gennaioli N., La Porta R., Lopez-de-Silanes F., Schleifer A.* // *Quarterly Journal of Economics*. — 2013. — Т. 128, № 1. — С. 105–164.
5. *Hsieh C., Klenow P. J.* Development Accounting // *American Economic Journal: Macroeconomics*. — 2010. — Т. 2, № 1. — С. 207–223 [Электронный ресурс]. URL: <http://doi.org/10.1257>.
6. *Hall R. E., Jones C. I.* Why do some countries produce so much more output per worker than others? // *Quarterly Journal of Economics*. — 1999. — Т. 114, № 1. — С. 83–116 [Электронный ресурс]. URL: <http://doi.org/10.1017/S009781107415324.004>.
7. *Воскобойников И. Б.* Оценка совокупной факторной производительности российской экономики в период 1961–2001 гг. с учетом корректировки динамики основных фондов. Препринт WP2/2003/03 — М.: ГУ ВШЭ, 2003. — 40 с.
8. *Aiello F., Scoppa V.* Uneven regional development in Italy: explaining differences in productivity levels // *Giornale Degli Economisti E Annali Di Economia*. — 2000. — Т. 60, № 2. — С. 270–298.
9. *Ciccone A., Hall R. E.* Productivity and the Density of Economic Activity // *American Economic Review*. — 1996. — Т. 86, № 1. — С. 54–70.
10. *Dell M., Jones B. F., Olken B. A.* Temperature and income: Reconciling new cross-sectional and panel estimates // *American Economic Review*. — 2009. — Т. 99, № 2. — С. 198–204 [Электронный ресурс]. URL: <http://doi.org/10.1257/aer.99.2.198>.
11. *Basile R.* Regional economic growth in Europe: A semiparametric spatial dependence approach // *Papers in Regional Science*. — 2008. — Т. 87, № 4. — С. 527–544 [Электронный ресурс]. URL: <http://doi.org/10.1111/j.1435-5957.2008.00175.x>.
12. *Коломак Е. А.* Изменение межрегионального неравенства в России. Анализ разных аспектов // *Вестник НГУ*. — 2010. — Т. 10, № 1. — С. 78–85. — (Социально-экономический анализ).
13. *Исаев А. Г.* Распределение финансовых ресурсов в бюджетной системе РФ и экономический рост российских регионов // *Пространственная экономика*. — 2016. — № 4. — С. 61–74.
14. *Демидова О. А., Иванов Д. С.* Модели экономического роста с неоднородными пространственными эффектами. На примере российских регионов // *Экономический журнал ВШЭ*. — 2016. — Т. 20, № 1. — С. 52–75.
15. *Demidova O., Marelli E., Signorelli M.* Spatial effects on the youth unemployment rate // *Eastern European Economics*. — 2013. — Т. 51. — № 5. — С. 94–124 [Электронный ресурс]. URL: <http://doi.org/10.2753/EEE0012-8775510504>.
16. *Демидова О. А.* Пространственно-авторегрессионная модель для двух групп взаимосвязанных регионов. На примере восточной и западной части России // *Прикладная эконометрика*. — 2014. — № 2. — С. 19–35.
17. *Коломак Е. А.* Пространственные экстерналии как ресурс экономического роста // *Регион. Экономика и социология*. — 2010. — № 4. — С. 73–87.
18. *Иванова В. И.* Региональная конвергенция доходов населения. Пространственный анализ // *Пространственная экономика*. — 2014. — № 4. — С. 100–119.
19. *Buccellato T.* Convergence Across Russian Regions: A Spatial Econometrics Approach / Centre for the Study of Economic and Social Change in Europe, SSEES, UCL // *Economics Working Papers*. London. — 2007. — № 72. — 29 с.

20. Kholodilin K., Oshchepkov A., Siliverstovs B. The Russian Regional Convergence Process: Where Does It Go? // DIW Berlin Discussion Papers. — 2009. — № 861. — 35 с. [Электронный ресурс]. URL: <http://doi.org/10.1111/j.1468-0319.1984.tb00555.x>.
21. Meinen G., Verbiest P., Wolf P.P. de. Perpetual Inventory Method. Service lives, Discard patterns and Depreciation methods. — CBS Statistics Netherlands, 1998. — 55 с.
22. Бессонов В. А. О динамике совокупной факторной производительности в российской переходной экономике // Экономический журнал ВШЭ. — 2004. — № 4. — С. 542–587.
23. Мясников А. А. Совокупная факторная производительность в российских регионах в 2000–2014 гг. // Экономика и предпринимательство. — 2016. — № 12–4 (77–4). — С. 657–664.
24. Breinlich H., Ottaviano G. I. P., Temple J.R. W. Regional Growth and Regional Decline / Handbook of Economic Growth. — Vol. 2. — Elsevier B. V., 2014. — С. 683–779 [Электронный ресурс]. URL: <http://doi.org/10.1016/B978-0-444-53540-5.00004-5>.
25. Fedorov L. Regional inequality and regional polarization in Russia, 1990–99 // World Development. — 2002. — Т. 30, № 3. — С. 443–456 [Электронный ресурс]. URL: [http://doi.org/10.1016/S0305-750X\(01\)00124-3](http://doi.org/10.1016/S0305-750X(01)00124-3).
26. Beck T., Levine R., Loayza N. Finance and the sources of growth // Journal of Financial Economics. — 2000. — Т. 58, № 1–2. — С. 261–300 [Электронный ресурс]. URL: [http://doi.org/10.1016/S0304-405X\(00\)00072-6](http://doi.org/10.1016/S0304-405X(00)00072-6).
27. Elhorst J.P. Spatial panel data models / Handbook of applied spatial analysis. — Springer, 2009. — С. 377–407 [Электронный ресурс]. URL: <http://doi.org/10.1007/978-3-642-03647-7>.
28. Anselin L. Spatial econometrics: methods and models. — Kluwer Academic Publishers, 1988. — 284 с.

Информация об авторе

Мясников Александр Алексеевич — кандидат экономических наук, доцент, Российский экономический университет им. Г. В. Плеханова; ORCID: orcid.org/0000-0001-8513-366X; Researcher ID: R-9597-2017 (Российская Федерация, 115054, г. Москва, ул. Зацепа, 43, 502; e-mail: alexandremyasnikov@gmail.com).

For citation: Myasnikov. A. A. (2018). Analysis of the Determinants of Total Factor Productivity in Russian Regions. *Ekonomika regiona* [Economy of Region], 14(4), 1168-1180

A. A. Myasnikov

Plekhanov Russian University of Economics (Moscow, Russian Federation; e-mail: alexandremyasnikov@gmail.com)

Analysis of the Determinants of Total Factor Productivity in Russian Regions

The article investigates the major determinants of total factor productivity of Russian regions, in particular, the role of spillovers and agglomeration effects. Agglomeration effects are found to be important in regions located in the European part of Russia and in regions with low shares of extraction in the gross regional product (GRP): employment density in such regions turns out to be a significant factor determining total factor productivity. At the same time, neither employment density nor the degree of urbanization affects regions' sensitivities to spillovers of total factor productivity from other regions — instead, these sensitivities depend only on the sizes of regional capitals and on shares of credit in GRP. This suggests that firms from regions with large capitals and high shares of credit in GRP are more actively expanding into neighboring regions: through their linkages with local firms in host regions, they may create positive correlations between total factor productivities in such host regions and their home regions. The analysis is based on methods of spatial econometrics — namely, the spatial lag and spatial error models with constant and variable spatial coefficients. The estimation is performed with maximum likelihood.

Keywords: regional economics, economic growth, total factor productivity, spatial econometrics, agglomeration effects, employment density, degree of urbanization, gross regional product, technological spillovers, financial infrastructure, social infrastructure

References

1. Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65–94. DOI: <http://doi.org/10.2307/1884513>.
2. Swan, T. W. (1956). Economic growth and capital accumulation. *Economic Record*, 32(2), 334–361. DOI: <http://doi.org/10.1111/j.1475-4932.1956.tb00434.x>.
3. Bills, M., & Klenow, P. J. (2000). Does schooling cause growth? *American Economic Review*, 90(5), 1160–1183. DOI: <http://doi.org/10.1257/aer.90.5.1160>.
4. Gennaioli, N., La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F. & Schleifer, A. (2013). Human capital and regional development. *Quarterly Journal of Economics*, 128(1), 105–164.
5. Hsieh, C. & Klenow, P. J. (2010). Development Accounting. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(1), 207–223. DOI: <http://doi.org/10.1257>.
6. Hall, R. E. & Jones, C. I. (1999). Why do some countries produce so much more output per worker than others? *Quarterly Journal of Economics*, 114(1), 83–116. DOI: <http://doi.org/10.1017/CBO9781107415324.004>.
7. Voskoboynikov, I. B. (2003). *Otsenka sovokupnoy faktornoy proizvoditelnosti rossiyskoy ekonomiki v period 1961–2001 gg. s uchytom korrektyrovki dinamiki osnovnykh fondov* [Total factor productivity growth in Russia in 1961–2001 in terms of the fixed assets stock correction model. Preprint WP2/2003/03]. Preprint WP2/2003/03. Moscow: SU HSE Publ., 40. (In Russ.)

8. Aiello, F. & Scoppa, V. (2000). Uneven regional development in Italy: explaining differences in productivity levels. *Giornale Degli Economisti E Annali Di Economia*, 60(2), 270–298.
9. Ciccone, A. & Hall, R. E. (1996). Productivity and the Density of Economic Activity. *American Economic Review*, 86(1), 54–70.
10. Dell, M., Jones, B. F., & Olken, B. A. (2009). Temperature and income: Reconciling new cross-sectional and panel estimates. *American Economic Review*, 99(2), 198–204. DOI: <http://doi.org/10.1257/aer.99.2.198>.
11. Basile, R. (2008). Regional economic growth in Europe: A semiparametric spatial dependence approach. *Papers in Regional Science*, 87(4), 527–544. DOI: <http://doi.org/10.1111/j.1435-5957.2008.00175.x>.
12. Kolomak, E. A. (2010). Izmenenie mezhhregionalnogo neravenstva v Rossii. Analiz raznykh aspektov [Dynamics of interregional disparities in Russia: analysis of different aspects]. *Vestnik NGU [World of economics and management]*, 10(1), 78–85. (In Russ.)
13. Isaev, A. G. (2016). Raspredelenie finansovykh resursov v byudzhetnoy sisteme RF i ekonomicheskiiy rost rossiyskikh regionov [Distribution of financial resources within the budget system of the Russian federation and regions' economic growth]. *Prostranstvennaya ekonomika [Spatial Economics]*, 4, 61–74. (In Russ.)
14. Demidova, O. A. & Ivanov, D. S. (2016). Modeli ekonomicheskogo rosta s neodnorodnymi prostranstvennymi effektami. Na primere rossiyskikh regionov [Models of Economic Growth with Heterogenous Spatial Effects: The Case of Russian Regions]. *Ekonomicheskiiy zhurnal VSHE [The HSE Economic Journal]*, 20(1), 52–75. (In Russ.)
15. Demidova, O., Marelli, E. & Signorelli, M. (2013). Spatial effects on the youth unemployment rate. *Eastern European Economics*, 51(5), 94–124. DOI: <http://doi.org/10.2753/EEE0012-8775510504>.
16. Demidova, O. A. (2014). Prostranstvenno-avtoregressionnaya model dlya dvukh grupp vzaimosvyazannykh regionov. Na primere vostochnoy i zapadnoy chasti Rossii [Spatial-autoregressive model for the two groups of related regions (eastern and western parts of Russia)]. *Prikladnaya ekonometrika [Applied Econometrics]*, 2, 19–35. (In Russ.)
17. Kolomak, E. A. (2010). Prostranstvennyye eksternalii kak resurs ekonomicheskogo rosta [Spatial externalities as a source of economic growth.]. *Region. Ekonomika i sotsiologiya [Regional Research of Russia]*, 4, 73–87. (In Russ.)
18. Ivanova, V. I. (2014). Regionalnaya konvergentsiya dokhodov naseleniya. Prostranstvennyy analiz [Regional Convergence of Income: Spatial Analysis]. *Prostranstvennaya ekonomika [Spatial Economics]*, 4, 100–119. (In Russ.)
19. Buccellato, T. (2007). Convergence Across Russian Regions: A Spatial Econometrics Approach. Centre for the Study of Economic and Social Change in Europe, SSEES, UCL. *Economics Working Papers. London*, 72, 29.
20. Kholodilin, K., Oshchepkov, A. & Siliverstovs, B. (2009). The Russian Regional Convergence Process: Where Does It Go? *DIW Berlin Discussion Papers*, 861, 35. DOI: <http://doi.org/10.1111/j.1468-0319.1984.tb00555.x>.
21. Meinen, G., Verbiest, P., Wolf, P. P. de. (1998). *Perpetual Inventory Method. Service lives, Discard patterns and Depreciation methods*. CBS Statistics Netherlands, 55.
22. Bessonov, V. A. (2004). O dinamike sovokupnoy faktornoy proizvoditelnosti v rossiyskoy perekhodnoy ekonomike [On the dynamics of total factor productivity in the transitional Russian economy]. *Ekonomicheskiiy zhurnal VSHE [The HSE Economic Journal]*, 4, 542–587. (In Russ.)
23. Myasnikov, A. A. (2016). Sovokupnaya faktornaya proizvoditelnost v rossiyskikh regionakh v 2000 — 2014 gg. [Total factor productivity in Russian regions in 2000–2014]. *Ekonomika i predprinimatelstvo [Journal of Economy and Entrepreneurship]*, 12–4 (77), 657–664. (In Russ.)
24. Breinlich, H., Ottaviano, G. I. P. & Temple, J. R. W. (2014). Regional Growth and Regional Decline. *Handbook of Economic Growth*, 2. Elsevier B. V., 683–779. DOI: <http://doi.org/10.1016/B978-0-444-53540-5.00004-5>.
25. Fedorov, L. Regional inequality and regional polarization in Russia, 1990–99. *World Development*, 30(3), 443–456. DOI: [http://doi.org/10.1016/S0305-750X\(01\)00124-3](http://doi.org/10.1016/S0305-750X(01)00124-3).
26. Beck, T., Levine, R. & Loayza, N. (2000). Finance and the sources of growth. *Journal of Financial Economics*, 58(2), 261–300. DOI: [http://doi.org/10.1016/S0304-405X\(00\)00072-6](http://doi.org/10.1016/S0304-405X(00)00072-6).
27. Elhorst, J. P. (2009). Spatial panel data models. *Handbook of applied spatial analysis*. Springer, 377–407. DOI: <http://doi.org/10.1007/978-3-642-03647-7>.
28. Anselin, L. (1998). *Spatial econometrics: methods and models*. Kluwer Academic Publishers, 284.

Author

Aleksandr Alekseevich Myasnikov — PhD in Economics, Associate Professor, Plekhanov Russian University of Economics; ORCID: orcid.org/0000-0001-8513-366X; Researcher ID: R-9597-2017 (43, Zatsëpa St., Moscow, 115054, Russian Federation; e-mail: alexandremyasnikov@gmail.com).