JEL: O30, O47, R11, I23
УДК 332.1

<https://dx.doi.org/10.14530/se.2020.3.109-138>

Эмпирический анализ публикационной активности: конвергенция российских регионов?

Д.С. Терещенко

Терещенко Дмитрий Сергеевич
старший преподаватель

Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», ул. Кантемировская, 3, корп. 1, лит. А, Санкт-Петербург, 194100, Российская Федерация
E-mail: dtereshchenko@hse.ru
ORCID: 0000-0002-8973-542X

Аннотация. Научная деятельность является одним из широко признанных источников экономического роста. При этом в современных условиях научная деятельность все больше сосредотачивается в университетах. Однако государственные меры, принимаемые для стимулирования науки в российских университетах в 2000–2010-х гг., и их последствия сложно трактовать однозначно положительно или отрицательно. С одной стороны, государственная политика была направлена на поддержку университетов, с другой стороны, эту поддержку получали только лучшие вузы, что привело в том числе к расслоению российских регионов по уровню развития университетской науки. Решение этой проблемы представляет серьезный интерес с точки зрения расстановки приоритетов государственной политики в области поддержки научной деятельности и ее критериев, однако до сих пор данные вопросы не получили достаточного освещения в исследованиях, включающих подробное эмпирическое обоснование. В статье представлены результаты эмпирического исследования конвергенции российских регионов по уровню научного развития. Для измерения научного развития использованы агрегированные на региональном уровне показатели публикационной активности университетов за период 2006–2015 гг. Эмпирическая оценка конвергенции осуществлена на основе адаптированной методологии анализа экономической конвергенции, включая оценку динамических и пространственных моделей панельных данных системным обобщенным методом моментов. Полученные результаты в целом позволяют сделать вывод о наличии процессов научной конвергенции российских регионов, за исключением отдельных подпериодов.

Ключевые слова: публикационная активность, университеты, регионы России, бета-конвергенция, сигма-конвергенция

Для цитирования: Терещенко Д.С. Эмпирический анализ публикационной активности: конвергенция российских регионов? // Пространственная экономика. 2020. Т. 16. № 3. С. 109–138. <https://dx.doi.org/10.14530/se.2020.3.109-138>

Empirical Analysis of Publication Activity: Is There a Convergence of Russian Regions?

Dmitriy Sergeevich Tereshchenko

Senior Lecturer

National Research University Higher School of Economics, 3 Kantemirovskaya St., Building 1A,
St. Petersburg, 194100, Russian Federation

E-mail: dtereshchenko@hse.ru

ORCID: 0000-0002-8973-542X

Abstract. Scientific activity is one of the widely recognized sources of economic growth. Currently research is increasingly concentrating in universities. However, federal government policies were aimed at promoting science in Russian universities between the 2000s and 2010s and their consequences are difficult to interpret unambiguously, either positively or negatively. On the one hand, state policies were aimed at supporting universities; on the other hand, only the best universities received this support, which led, among other things, to a stratification of Russian regions in terms of the level of university science development. The solution to this problem is of great interest in terms of prioritizing public policy in support of research and its criteria, but so far these issues have not been sufficiently addressed in studies that include detailed empirical evidence. This article presents the results of an empirical study of the convergence of Russian regions in terms of the level of scientific development. Indicators of publication activity of universities for the period 2006-2015 aggregated at the regional level have been used to measure scientific development. The empirical estimation of convergence has been made on the basis of adapted methodology of economic convergence analysis, including the estimation of dynamic and spatial models of panel data by the system generalized method of moments. In general, the results obtained led to the conclusion that there are processes of scientific convergence of Russian regions except for some sub-periods.

Keywords: publication activity; universities; Russian regions; beta-convergence; sigma-convergence

For citation: Tereshchenko D.S. Empirical Analysis of Publication Activity: Is There Convergence of Russian Regions? *Prostranstvennaya Ekonomika = Spatial Economics*, 2020, vol. 16, no. 3, pp. 109–138. <https://dx.doi.org/10.14530/se.2020.3.109-138> (In Russian).

ВВЕДЕНИЕ

Во все времена ученых-экономистов интересовали вопросы о причинах богатства или бедности стран, регионов, городов. При этом многими исследователями экономический рост связывается с научно-техническим прогрессом (см., например, Jones, Williams, 1998; Hall et al., 2010). Поэтому понимание процесса развития и распространения научных знаний может стать ключом к решению проблем благосостояния общества или, по крайней мере, еще одним шагом на пути к нему.

Российская научная система прошла через множество преобразований в своем развитии. В советский период в явном виде существовало разделе-

ние между деятельностью университетов, которые занимались прежде всего преподаванием, и активностью институтов РАН, в рамках которых была сосредоточена научно-исследовательская работа. Это в определенной степени противоречило современным моделям, сформировавшимся в развитых странах, где научная работа сосредоточилась в рамках университетов. В 1990-е гг. такое разделение труда в достаточной степени сохранялось, но примерно с начала 2000-х гг. стало очевидным, что исследовательская деятельность является одним из ключевых факторов конкурентоспособности университетов, особенно на международном уровне. Это привело к принятию целого ряда нормативно-правовых актов, устанавливающих перечень требований и критериев оценки эффективности научной деятельности¹. С учетом взятого правительством курса на усиление роли университетской науки, принятия в последующем целого ряда программ по поддержке отечественных вузов и их подразделений, именно наука, осуществляемая в университетах, и ее отклик на государственную политику в данной области представляет особый интерес.

Многие из принятых в 2000–2010-х гг. критериев эффективности университетов предполагают оценку научной деятельности на основании показателей публикационной активности, что неудивительно, ведь такие индикаторы являются непосредственной составляющей многих международных рейтингов университетов. Применение библиометрических показателей признано действенным методом для оценки деятельности ученых в развитых странах (Гохберг, Сагиева, 2007), а следовательно, может быть рекомендовано для использования в странах, находящихся в позиции догоняющих. Однако в российской научной среде сложилось неоднозначное отношение к требованиям по публикационной активности профессорско-преподавательского состава². В любом случае необходимо признать, что практики применения такой оценки на сегодняшний день являются неотъемлемой составляющей исследовательской деятельности.

Несмотря на то, что оценка деятельности отдельного преподавателя или университета на основании библиометрических показателей стала вполне привычным и устоявшимся явлением, агрегирование таких показателей на уровне города, региона или страны является более дискуссионным вопросом. Тем не менее в ряде исследований проблемы научной продуктивности и публикационной активности рассматриваются на локальном (Демьянен-

¹ Примеры нормативно-правовых актов можно найти в статьях (Терещенко, Щербаков, 2019а; Дежина, 2020).

² Обсуждение разных точек зрения на этот счет представлено в статье (Терещенко, Щербаков, 2019b); подробный обзор литературы и анализ преимуществ и недостатков – в работе (Калгин и др., 2019).

ко, Демьяненко, 2014), региональном (Hu et al., 2012; Московкин, Лю Явэй, 2018) и национальном уровнях (Teodorescu, 2000; Кириллова, Солошенко, 2012). Помимо этого, необходимо отметить, что агрегирование показателей на одном из этих трех уровней позволяет сопоставлять научные результаты с иными показателями, например, такими как затраты на НИОКР, валовым региональным продуктом и проч. С учетом того, что Россия характеризуется значительной дифференциацией своих регионов по многим параметрам экономического развития, региональный уровень анализа может считаться вполне обоснованным. Это в некоторой степени касается и научных показателей. Несмотря на то, что большинство программ поддержки и финансирования науки осуществляются за счет федеральных средств, эти средства на конкурсной основе неравномерно распределяются по вузам в различных субъектах РФ. Следовательно, определенная дифференциация регионов по научному развитию существует, что поднимает ряд вопросов.

«Элитарный» характер государственного финансирования науки в российских университетах в период с середины 2000-х гг. отмечается в статьях (Дежина, 2010, 2020). Поддержку, как правило, получают передовые вузы, зачастую участвующие не в одной программе, а также уже изначально имеющие серьезный научный задел. Остальные университеты, не имеющие возможностей соперничать с более продвинутыми конкурентами, отстают еще больше. Как результат, нарастающее расслоение российских университетов неизбежно приводит к разделению вузов на «хорошие» и «плохие», а регионов — на «передовые» и «отсталые». Эмпирические доказательства данных утверждений на примере вузов, участвующих в программе «5–100», приводятся в статье (Польдин и др., 2017).

Независимо от нормативных рассуждений о том, хорошо это или плохо, вопрос о выявлении процессов конвергенции или дивергенции российских регионов по научному развитию представляет интерес с точки зрения расстановки приоритетов государственной политики в области поддержки научной деятельности и ее критериев.

При этом если проблема экономической конвергенции (по доходам или валовому продукту) подробнейшим образом изучена в отечественной и мировой литературе как на национальном, так и региональном уровнях, то процессы научной конвергенции пока не были объектом пристального внимания научного сообщества. В уже упоминавшихся статьях (Дежина, 2010, 2020) констатируется и обосновывается различными примерами постепенная дивергенция российских вузов, правда, без строгого эмпирического анализа. В статье (Польдин и др., 2017) показано эконометрическое подтверждение такого «расслоения» на примере вузов, участвующих в программе «5–100»: публикационная активность организаций-участников дан-

ной программы росла опережающими темпами по сравнению с остальными университетами. В работе (Langfeldt et al., 2015), наоборот, говорится об определенной конвергенции на примере двенадцати научных центров¹ четырех стран (Дании, Норвегии, Финляндии и Швеции): научные коллективы, получавшие финансирование, демонстрировали меньшие темпы увеличения цитирований своих работ, если у них до этого был существенный научный задел.

В настоящей статье представлены результаты количественного анализа зависимости темпов роста публикационной активности от ее первоначального уровня при контролировании на ряд важных переменных, таких как доля внутренних затрат на научные исследования и разработки в валовом региональном продукте, а также количество образовательных организаций высшего образования в расчете на миллион жителей региона. Основной вклад исследования в данную научную область заключается в проведении анализа показателей публикационной активности на региональном уровне за счет адаптации методологии анализа экономической конвергенции, применения и оценки динамических и пространственных моделей панельных данных.

В дальнейшем статья построена следующим образом. Второй раздел описывает методы, используемые для анализа, делая акцент на адаптации эмпирических стратегий оценки экономической конвергенции для целей текущего исследования. В третьем разделе представлены собранные данные и процедура их получения, а также их описательные статистики. В четвертом разделе представляются результаты применения описанных методов оценки конвергенции к собранным данным. В пятом разделе подводятся итоги и проводится обсуждение результатов.

МЕТОДЫ

В условиях отсутствия исследований, напрямую посвященных анализу процессов конвергенции в научной деятельности, данный пробел может быть восполнен богатым опытом, накопленным в исследованиях экономической конвергенции. Эта тема имеет богатую историю изучения как на национальном, так и на региональном уровне, причем во многих странах, поэтому приведение полного обзора литературы является весьма сложной задачей, но не относится напрямую к теме данного исследования. Поэто-

¹ При этом десять из двенадцати научных центров располагались на базе различных университетов, таких как: University of Copenhagen (два центра), Technical University of Denmark, University of Helsinki, Aalto University, University of Oslo, University of Bergen, Lund University (два центра), Chalmers University of Technology.

му методический аппарат и способы эмпирической оценки будут описаны ниже в сжатой форме с акцентом на исследования российских регионов¹.

Как правило, в исследованиях осуществляется оценка сигма-конвергенции и бета-конвергенции. Оценка сигма-конвергенции предполагает расчет для каждого отдельного периода (чаще всего года) коэффициентов вариации по изучаемому признаку (в данном исследовании таким признаком является число публикаций в расчете на одного автора). Если со временем коэффициент вариации снижается, имеет место конвергенция (сходимость) по этому признаку, то есть объекты со временем становятся более похожими. Если же коэффициент увеличивается, имеет смысл говорить о дивергенции.

Оценка бета-конвергенции основывается на поиске взаимосвязи между средними темпами прироста исследуемого показателя и его изначальным значением путем регрессионного анализа. Для этого в современных исследованиях весь промежуток времени делят на подпериоды, для каждого из которых определяется начальный уровень показателя и его темпы прироста в среднем за подпериод (более точно – среднегодовые темпы прироста внутри конкретного подпериода). Адаптированная эконометрическая модель для оценки научной конвергенции методом наименьших квадратов на получившихся панельных данных представлена в формуле 1:

$$\eta_{it} = \alpha + \beta \ln pub_{i,t-1} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

где i, t – индексы для обозначения региона и временного периода; η_{it} – средние темпы прироста показателя в регионе i за подпериод t ; $\eta_{it} = \ln\left(\frac{pub_{it}}{pub_{i,t-1}}\right) / T$; T – длина подпериода; pub_{it} – средний уровень публикационной активности в регионе i для подпериода t ; α, β – неизвестные коэффициенты, которые предстоит оценить; ε_{it} – ошибка.

О конвергенции можно говорить, если подтверждается обратная связь между двумя переменными из формулы 1 (оценка коэффициента β , называемого коэффициентом конвергенции, статистически значима и меньше нуля, $\hat{\beta} < 0$). На основе полученной оценки могут быть рассчитаны годовые темпы конвергенции, а также время, за которое конвергенция будет завершена наполовину (см., например, работу (Guriev, Vakulenko, 2012).

Интерпретация такой оценки исходит из неоклассической теории роста и основывается на том, что существует феномен «догоняющего развития» или «низкого старта»: бедные страны (или регионы), имея более низкие стартовые позиции, растут быстрее богатых и постепенно их догоняют.

¹ Ознакомиться с наиболее актуальной повесткой дня в данной области можно в работе (Lehmann et al., 2020); в более ранней работе (Глущенко, 2012) представлен критический обзор исследований экономической конвергенции.

Аналогично, если говорить о научном развитии, можно предположить, что университеты или регионы с низкими показателями публикационной активности имеют существенный потенциал для улучшения, в то время как университеты и регионы с высокими показателями, возможно, уже достигли устойчивого долгосрочного («стационарного») состояния или подошли очень близко к нему, так что потенциал для дальнейшего улучшения невелик. В результате ожидается, что со временем все регионы будут равны по уровню своего научного развития.

Тем не менее при оценке бета-конвергенции необходимо иметь в виду несколько важных проблем.

Корректность применения метода в чистом виде (оценка так называемой безусловной бета-конвергенции) определяется его соответствием предпосылкам неоклассической модели экономического роста, в рамках которой все объекты сходятся к единому стационарному состоянию. Часто в реальности справедливость этой предпосылки ставится под сомнение, так как, например, страны являются очевидно различными по многим параметрам. Однако при изучении публикационной активности на уровне субъектов РФ есть определенные основания считать, что предпосылка не нарушается, так как регионы являются частью одной страны, вузы во всех субъектах РФ в большинстве своем государственные и находятся в федеральной собственности, а следовательно, подвержены влиянию единой государственной политики, должны соответствовать одним и тем же критериям, но при этом не зависят от политики в регионах и т. д.

Сходимость российских регионов к разным стационарным состояниям, в случае ее наличия, можно проконтролировать, используя модель с фиксированными региональными эффектами. Так как стационарное состояние, к которому регион движется, предполагается неизменным во времени, введение в модель фиксированных региональных эффектов поможет учесть эту индивидуальную особенность каждого региона.

С другой стороны, несмотря на общие тенденции развития регионов и их предполагаемую сходимость к единому стационарному состоянию (или движение каждого региона к собственному стационарному состоянию), возникает другая проблема, связанная с тем, что стационарное состояние само может меняться с течением времени (Guriev, Vakulenko, 2012; Yemtsov, 2005). Например, если говорить о научном развитии российских регионов, то, как отмечалось во введении, государственная политика в области критериев оценивания и поддержки университетов претерпевала существенные изменения в 2000–2010-х гг. Более того, вузы во всех регионах были одинаково подвержены влиянию различных макроэкономических шоков, таких как мировой финансово-экономический кризис 2008–2009 гг., обострение

геополитической обстановки для России в 2014–2015 гг. Такие и подобные им тенденции можно учесть, добавив в модель фиксированные временные эффекты (дамми-переменную для каждого подпериода). Более сложная модель может включать в себя также кросс-произведения дамми для подпериодов с основными регрессорами, в частности, с начальным уровнем публикационной активности, что позволит оценить коэффициенты конвергенции для нескольких подпериодов, если есть основания полагать, что они различаются.

Таким образом, если считать, что стационарное состояние может меняться во времени, но при этом в каждый подпериод одинаково для всех регионов, его можно «поймать» за счет использования фиксированных временных эффектов. А если предполагать, что стационарное состояние неизменно во времени, но уникально для каждого отдельного региона, оно может быть учтено при помощи фиксированных региональных эффектов. Комбинация двух типов эффектов позволяет решить обе эти проблемы, однако не в самом сложном случае, когда стационарное состояние уникально для каждого региона и при этом еще меняется во времени. В этом случае имеет смысл добавлять в модель переменные, которые могут быть связаны со стационарным состоянием, чтобы учесть его различия по регионам и подпериодам. В исследованиях экономической бета-конвергенции существуют определенные традиции по выбору таких переменных, однако в том, что касается научной или публикационной конвергенции, пока не существует достаточного опыта эмпирического анализа, чтобы составить полный и окончательный список контрольных переменных, тем более на субнациональном уровне. Очевидно важным представляется включение в модель переменной, связанной с региональными расходами на науку, в частности, можно предположить, что рост расходов на науку должен приводить к увеличению темпов роста научных результатов и числа публикаций. Еще одной переменной, которая может представлять важность, является число университетов, располагающихся в регионе. Увеличение количества вузов в рамках одного территориального образования может способствовать росту публикационной активности по нескольким причинам. Во-первых, это может происходить за счет эффекта «разделения труда», когда на территории региона располагаются университеты разной специализации, что позволяет каждому из них быть эффективным в конкретной области или группе областей науки. Во-вторых, может оказывать влияние и эффект агломерации: университеты могут сотрудничать друг с другом, реализовывать совместные проекты, делиться опытом и т. п.

Таким образом, включение в модель фиксированных эффектов региона и времени, а также контрольных переменных помогает получить менее

смещенные оценки коэффициента конвергенции. С учетом всего вышеперечисленного эконометрическая модель для оценки бета-конвергенции принимает следующий вид (формула 2):

$$\eta_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln pub_{i,t-1} + \beta_2 RD_{i,t-1} + \beta_3 Univ_{i,t-1} + v_t + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

где α_i – неизменный во времени региональный эффект; RD_{it} – средний показатель расходов на науку в регионе i за подпериод t ; $Univ_{it}$ – средний показатель числа университетов в регионе i за подпериод t ; v_t – одинаковый для всех регионов временной эффект; $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ – оцениваемые коэффициенты.

Стоит отметить, что так как в любых вариациях модели, представленной в формуле 2, присутствуют и оцениваются дополнительные факторы (фиксированные эффекты региона и времени, расходы на науку, число университетов), речь уже идет об условной, а не о безусловной конвергенции, что накладывает некоторые ограничения на интерпретацию результатов. Получение отрицательных оценок коэффициента конвергенции ($\hat{\beta}_1$) будет означать, что регионы в среднем при прочих равных условиях замедляют темпы роста по мере приближения каждый к собственному стационарному состоянию, что совсем не означает того, что регионы реально сближаются друг с другом по научному развитию (подробное обоснование можно найти в статье (Глущенко, 2012)). Однако такую оценку можно интерпретировать в том ключе, что регионы сближаются (или сближались бы) друг с другом при одинаковых значениях всех контрольных переменных.

Тем не менее уравнение, представленное в формуле 2, все еще не свободно от недостатков. В частности, оценки коэффициентов при анализе такой модели могут быть все еще смещенными из-за пропуска важных переменных – лагов зависимой переменной: временных и пространственных. Использование моделей с лагами зависимой переменной является привычной практикой в современных исследованиях экономической конвергенции. Распространены и признаны методы пространственной эконометрики при оценке бета-конвергенции, а также оценка динамических панелей, включающих временной лаг зависимой переменной (Kholodilin et al., 2012; Lehmann et al., 2020; Vakulenko, 2016; Иванова, 2013).

Временной лаг зависимой переменной представляет собой ее значение за предыдущий временной промежуток. В данном исследовании под ним будут пониматься среднегодовые темпы прироста числа публикаций на одного автора в конкретном регионе за предыдущий подпериод – $\eta_{i,t-1}$. Пространственный лаг зависимой переменной в исследовании представляет собой темпы прироста публикационной активности других регионов, взвешенные в зависимости от степени их географической близости к кон-

кретному субъекту РФ в данный подпериод – $\sum_{j=1}^n w_{ij} \eta_{jt}$ (j – порядковые номера других регионов, w_{ij} – весовой коэффициент, отражающий близость региона j к региону i). Весовые коэффициенты могут быть подобраны различными способами, наиболее распространенными из которых является подбор весов исходя из наличия общих границ у регионов (коэффициент принимает значение 1, если общая граница есть, и 0 в обратном случае), а также исходя из расстояний между регионами (коэффициентами в данном случае выступают обратные расстояния между регионами, а мерой расстояния выступают расстояния между региональными центрами). При этом полученные коэффициенты, как правило, нормируются, так что для каждого субъекта РФ сумма весов всех остальных регионов была равна единице.

Добавление лагов зависимой переменной меняет оцениваемое уравнение конвергенции, как это показано в формуле 3:

$$\eta_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln pub_{i,t-1} + \beta_2 RD_{i,t-1} + \beta_3 Univ_{i,t-1} + \rho_1 \eta_{i,t-1} + \rho_2 \sum_{j=1}^n w_{ij} \eta_{jt} + v_t + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

где ρ_1, ρ_2 – авторегрессионный и пространственный авторегрессионный коэффициенты соответственно, их предстоит оценить.

Данную модель можно условно назвать «полной», и на практике могут рассматриваться и оцениваться усеченные формы этой модели, включающие одно или несколько слагаемых из всего перечня.

Как правило, включение в модель фиксированных временных эффектов исследователями не оспаривается по причинам, обозначенным выше. Использование фиксированных региональных эффектов также является практически неизбежной традицией при анализе конвергенции. В работе (Islam, 1995) показано, что неучет в уравнении конвергенции фиксированных региональных эффектов приводит к получению смещенных вверх оценок коэффициента конвергенции, что означает недооценку темпов сходимости. Однако включение в уравнение фиксированных региональных (или страновых) эффектов приводит к возникновению ряда других проблем, как показано в работе (Barro, 2015). Добавление фиксированных региональных эффектов не позволяет включить в модель региональные характеристики, не меняющиеся во времени (например, какие-либо природно-географические или исторические особенности региона). Более того, если контрольные переменные, включаемые в модель, имеют небольшую вариацию во времени, они также будут тесно связаны с фиксированными эффектами региона, что приводит к проблемам оценки, связанным с возникшей мультиколлинеарностью (полученные оценки коэффициентов могут иметь контринтуитив-

ные значения и завышенные стандартные ошибки). Более того, включение фиксированных региональных эффектов в модель приводит к смещению оценок в другую сторону, что означает переоценку темпов конвергенции, как показано в работе (Nickell, 1981).

Проблема заключается в том, что оценка таких моделей методом наименьших квадратов, как с включением фиксированных региональных эффектов, так и без него, дает смещенные оценки коэффициентов из-за проблемы эндогенности, вызванной наличием модели временных и пространственных лагов зависимой переменной. Однако так как ясно, что одна из таких оценок предполагает занижение темпов сходимости, а вторая – их завышение, можно сделать вывод, что истинное значение находится между ними.

В качестве способа, который, как принято считать, дает наиболее несмещенные оценки коэффициентов в динамических панелях, современными исследователями конвергенции признается двухшаговый системный обобщенный метод моментов, описанный в работе (Blundell, Bond, 1998), возникший в качестве развития разработанного ранее разностного обобщенного метода моментов (Arellano, Bond, 1991). В рамках двух данных методов основное уравнение преобразовывается путем расчета первых разностей всех его переменных, а затем лаги переменных, а также лаги разностей переменных используются в качестве инструментов для преодоления эндогенности. В пространственной эконометрике модели также оцениваются либо обобщенным методом моментов, либо методом квази-максимального правдоподобия. В самом общем случае можно оценить модель, включающую в себя как временные, так и пространственные лаги зависимой переменной, используя временные лаги пространственных лагов в уровнях и разностях в качестве инструментальной переменной.

Для получения полной картины можно использовать различные модели, методы и их сочетания, а затем сопоставить полученные оценки.

ДАННЫЕ

Для анализа в исследовании был вручную собран набор данных о публикационной активности в российских регионах. Статистические характеристики датасета и возможности его использования для дифференциации субъектов РФ без анализа конвергенции и пространственной структуры данных были описаны в ряде предыдущих статей (Терещенко, Щербаков, 2019a; Терещенко, Щербаков, 2019b).

Сбор данных осуществлялся на основе следующих принципов. Рассматривались публикации только авторов, аффилированных с органи-

зациями высшего образования, что обеспечило соответствие принятым процедурам измерения в западных исследованиях¹. Для обеспечения обоснованности списка университетов предварительно извлекался перечень вузов, опубликованный на портале «Национальный центр по мониторингу инновационной инфраструктуры научно-технической деятельности и региональных инновационных систем» (НИАЦ МИИРИС). Для каждого университета из полученного перечня собирались данные обо всех типах публикаций, доступных на сайте Научной электронной библиотеки eLIBRARY.ru (НЭБ), за период 2006–2015 гг. Количественные данные о публикациях и авторах агрегировались на уровне субъекта РФ путем простого суммирования.

Выбор периода анализа обусловлен рядом причин. Во-первых, как отмечалось выше, именно рубеж 2000–2010-х гг. можно считать переломным моментом в развитии требований к российской науке, и рассмотрение десятилетнего периода позволит осуществить сравнительную характеристику различных подпериодов, что обеспечит большую робастность результатов. Во-вторых, обновление базы данных в настоящий момент связано со сложностью воспроизведения источников. Методика включения изданий в РИНЦ существенно поменялась после 2015 г., и при этом все данные eLIBRARY обновились «задним числом». Новые данные представляют собой в среднем более качественные издания, однако также являются и менее показательными с точки зрения репрезентации поведения ученых, которые в ходе своей деятельности ориентировались на действующие в тот момент перечни изданий. Вдобавок сайт НИАЦ МИИРИС перестал работать, что затрудняет обновление списков университетов, включенных в региональные инновационные системы.

Из полученных данных базовым индикатором для анализа научной конвергенции стал показатель «Число статей в журналах, входящих в Web of Science или Scopus»². На портале eLIBRARY есть данные и о других публикациях отечественных ученых, например, о монографиях, статьях, опубликованных в журналах из перечня ВАК, и т. д. Выбранный индикатор обусловлен тем, что в международных изданиях, как правило, в среднем

¹ В России исследователи могут иметь двойную или даже тройную аффилиацию, в том числе наряду с преподаванием работать в организациях РАН, поэтому университетскую науку в чистом виде выделить сложно. Но так как на eLIBRARY автор при регистрации может выбирать аффилиацию только с одной организацией, данная проблема частично нивелируется, если предположить, что все авторы корректно указывают основное место работы.

² Данный показатель определяется на eLIBRARY как «количество статей, опубликованных в журналах, индексируемых в Web of Science Core Collection и / или Scopus, описания которых есть в РИНЦ». Более полный перечень статей может быть получен при поиске напрямую в базах Scopus и Web of Science, однако при таком подходе многократно возрастут издержки, связанные с корректным установлением аффилиации авторов.

более высокие требования к качеству принимаемых в печать работ, поэтому публикации в журналах, индексируемых в Web of Science или Scopus, в большей мере отражают результаты реальной научной деятельности. Для оценки публикационной активности суммарное число публикаций делится на показатель «общее число авторов» для конкретного региона за год. Для расчетов используется натуральный логарифм данного показателя. Темпы прироста публикационной активности рассчитываются как разница натуральных логарифмов числа публикаций на одного автора в текущем и предыдущем году.

Для измерения контрольных переменных использовались данные Росстата, в частности, выпуски сборника «Регионы России» за разные годы. На основе собранных данных были сформированы две переменных в соответствии с описанной выше моделью: доля внутренних затрат на научные исследования и разработки в валовом региональном продукте¹, а также количество образовательных организаций высшего образования в расчете на миллион жителей региона.

Для оценки моделей конвергенции был сформирован панельный набор данных, включающий пять двухлетних подпериодов: 2006–2007, 2008–2009, 2010–2011, 2012–2013 и 2014–2015 гг. Выделение подпериодов с последующим усреднением рассматриваемых показателей для каждого из них является распространенной практикой в исследованиях экономической конвергенции (Barro, 2015; Lehmann et al., 2020; Vakulenko, 2016). Длина подпериода короче, чем те, которые, как правило, применялись при анализе экономической конвергенции (встречаются трехлетние, пятилетние, десятилетние периоды и даже больше), но ее выбор обусловлен ограниченным количеством лет в собранных данных. При этом малая длина подпериода не должна сказаться на результатах, по крайней мере, при выполнении предпосылки о неизменности темпов конвергенции для всего рассматриваемого периода (Islam, 1995; Barro, 2015). Для каждого подпериода рассчитываются средние значения всех рассматриваемых переменных. Таким образом, в качестве зависимой переменной используются средние темпы прироста числа публикаций на одного автора за двухлетний период (годовые темпы прироста в среднем за двухлетний период). В качестве регрессоров исполь-

¹ Показатель внутренних затрат на научные исследования и разработки включает в себя не только затраты в секторе высшего образования, но и затраты государственного и предпринимательского сектора, однако на региональном уровне дезагрегированные по секторам данные в открытом доступе отсутствуют. Поэтому приходится использовать общий по трем секторам индикатор, который, тем не менее, можно считать достаточно корректным, так как затраты на науку в государственном и предпринимательском секторах могут стимулировать и университетские исследования за счет участия сотрудников вузов в реализации совместных проектов, грантов и т. п.

зуются первые лаги переменных из модели в формулах 2, 3 (то есть средние значения за предыдущий двухлетний подпериод). Лаг переменной публикационной активности необходим для измерения ее начального уровня, и его использование является вполне традиционным в исследованиях конвергенции. Лаги контрольных переменных необходимо использовать для обеспечения их экзогенности.

В исследовании не удалось охватить всю совокупность из 85 регионов России. Работа с пропущенными или аномальными значениями проводилась с целью сохранения сбалансированности панели и сопоставимости результатов во все периоды времени. Поэтому если по какому-либо региону отсутствовали данные за отдельные годы или подпериоды, он полностью исключался из рассмотрения.

Республика Крым и город федерального значения Севастополь включены в состав субъектов РФ только в 2014 г., что делает невозможным сопоставление данных публикационной активности по ним. В связи с недостатком данных о публикационной активности исключены из рассмотрения еще четыре региона. Согласно данным портала НИАЦ МИИРИС, в Ленинградской области и Ямало-Ненецком автономном округе отсутствуют организации высшего образования, а данные по публикациям организаций высшего образования в Ненецком автономном округе и Чукотском автономном округе не представлены в НЭБ.

С сожалением приходится констатировать, что в результате ошибок при сборе информации оказалось невозможным включить в анализ еще два региона: Краснодарский край и Красноярский край. Особенность сайта НЭБ заключается в том, что на нем доступна статистика за предыдущие десять лет. Основной процесс сбора информации происходил в декабре 2016 г., когда были доступны данные за 2006–2015 гг., которые и легли в основу текущего исследования. В результате допущенных ошибок данные пришлось обновлять, однако статистика за 2006 г. в 2017 г. была уже недоступна, а значит стал невозможен анализ конвергенции для этих регионов для подпериода 2006–2007 гг. из-за отсутствия данных о стартовом значении показателя публикационной активности. Так как допущенные ошибки носят случайный характер, исключение этих двух регионов из анализа не должно привести к смещенности полученных результатов.

Также частично недоступны данные о внутренних затратах на научные исследования и разработки. В сборнике «Регионы России» в целях обеспечения конфиденциальности первичных статистических данных не представлена информация по этому индикатору для Магаданской области (2014–2015 гг.), Еврейской автономной области (2013–2015 гг.), Чукотскому автономному округу (2013–2015 гг.).

Для дальнейшей работы с данными необходимо было избавиться от выбросов, то есть наблюдений, которые значительно выбиваются из общих тенденций развития, а значит, могут исказить результаты регрессионного анализа. Карачаево-Черкесская Республика характеризуется отсутствием публикаций уровня Scopus и Web of Science в 2006, 2007, 2008, 2010, 2011, 2013 гг., что делает математически невозможным расчет основного показателя – темпов прироста числа публикаций на одного автора. К выбросам можно отнести и другие субъекты РФ с нулевыми или слишком низкими стартовыми значениями числа публикаций на одного автора. Помимо упомянутой республики, к таким регионам относятся: Псковская область (0 публикаций в 2006, 2007, 2009 гг.), Республика Адыгея (0,003 публикации на одного автора в 2006 г.), Республика Ингушетия (0 публикаций в 2006 г.), Сахалинская область (0 публикаций в 2009 г.).

Таким образом, после исключения выбросов дальнейший эмпирический анализ будет вестись на данных 70 российских регионов, по которым есть в наличии полные данные по публикационной активности и экономическим индикаторам за весь период 2006–2015 гг. С учетом пяти выделенных подпериодов, итоговый набор данных состоит из 350 наблюдений. Так как оцениваемая модель предполагает использование лаговой составляющей, а также ввиду того, что темпы прироста уровня публикационной активности для первого подпериода рассчитать нельзя, анализ модели методом наименьших квадратов возможен для 280 наблюдений. В случае же применения обобщенного метода моментов, для которого необходимо использовать лаги уже лагированных переменных и их разностей, количество наблюдений может сократиться до 210 или 140, в зависимости от количества используемых лагов. Во всех случаях используемый набор данных представляет собой сбалансированную панель.

В таблице 1 представлены описательные статистики используемых переменных для каждого подпериода. Как видно, во все периоды присутствовали регионы как с отрицательными, так и с положительными темпами прироста. В среднем во все периоды наблюдалась отрицательная динамика, и только в период 2014–2015 гг. произошел перелом в сторону положительных темпов прироста. Показатель доли затрат на исследования и разработки в ВРП в среднем почти не меняется во времени и составляет менее 1%. Показатель числа университетов также демонстрирует низкую волатильность во времени до определенного периода, в то время как начиная с 2012 г. видна явная тенденция к сокращению количества университетов в расчете на миллион жителей региона.

Описательные статистики переменных по подпериодам

Таблица 1

Table 1

Descriptive statistics of variables by subperiod

Переменная	Подпериод	Среднее значение	Стандартное отклонение	Минимум	Максимум
Темпы прироста числа публикаций на одного автора	2008–2009	–0,041	0,161	–0,280	0,701
	2010–2011	–0,026	0,132	–0,318	0,327
	2012–2013	–0,080	0,140	–0,451	0,299
	2014–2015	0,100	0,152	–0,182	0,611
Число публикаций на одного автора	2006–2007	0,152	0,101	0,021	0,514
	2008–2009	0,139	0,082	0,018	0,452
	2010–2011	0,124	0,083	0,030	0,509
	2012–2013	0,114	0,088	0,023	0,574
	2014–2015	0,128	0,094	0,024	0,535
Доля затрат на исследования и разработки в ВРП, %	2006–2007	0,865	0,940	0,032	4,362
	2008–2009	0,875	0,937	0,031	4,218
	2010–2011	0,853	0,979	0,033	4,754
	2012–2013	0,870	0,994	0,052	4,982
	2014–2015	0,860	1,014	0,054	5,867
Число организаций высшего образования на 1 млн жителей региона	2006–2007	6,433	3,513	1,519	22,122
	2008–2009	6,472	3,549	1,549	23,932
	2010–2011	6,407	3,471	1,578	22,748
	2012–2013	5,845	2,985	1,597	19,662
	2014–2015	5,278	2,720	1,616	17,616

Примечание. Все переменные усреднены для двухлетних подпериодов.

Источник: расчеты автора.

РЕЗУЛЬТАТЫ

Дескриптивный анализ безусловной конвергенции

На рисунке 1 представлены диаграммы рассеяния, иллюстрирующие безусловную бета-конвергенцию для четырех рассматриваемых подпериодов. Каждая точка на графике означает отдельный регион, а пунктирная линия определяется уравнением парной регрессии, оцененным методом наименьших квадратов. Даже без формальной оценки коэффициентов регрессии для уравнения конвергенции видно, что темпы сходимости разнятся для четырех подпериодов. Наиболее сильная конвергенция наблюдается в периоды 2008–2009 и 2014–2015 гг. В период 2010–2011 гг. конвергенция существенно замедлилась, а 2012–2013 гг. характеризуются обратным процессом – научной дивергенцией.

Рис. 1. Диаграммы рассеяния, иллюстрирующие бета-конвергенцию для четырех подпериодов

Fig. 1. Scatter plots illustrating beta-convergence for four subperiods

Источник: расчеты автора.

Рис. 2. График изменения коэффициента вариации российских регионов по уровню публикационной активности для анализа сигма-конвергенции

Fig. 2. Changes in the coefficient of variation of Russian regions by the level of publication activity for the analysis of sigma-convergence

Источник: расчеты автора.

Представленные выше результаты подтверждаются анализом сигма-конвергенции. На рисунке 2 показана динамика изменения коэффициента вариации, рассчитанного для каждого года рассматриваемого периода. В целом за весь период 2006–2015 гг. коэффициент вариации регионов по публикационной активности снизился, хотя и совсем немного (с 0,73 в 2006 г. до 0,71 в 2015 г.), однако внутри периода наблюдались существенные колебания. Наибольшее снижение вариации регионов по показателю публикационной активности наблюдалось в периоды 2007–2008 и 2014–2015 гг. Наибольший рост коэффициента вариации наблюдался в 2010, 2012 и 2013 гг.

Таким образом, описательный анализ безусловной бета-конвергенции и сигма-конвергенции позволяет, по крайней мере, не отвергать гипотезу о сходимости российских регионов по уровню публикационной активности в период 2006–2015 гг., однако необходимо принимать во внимание и различия в этом процессе в пределах различных подпериодов. Также необходимо отметить, что даже значимая безусловная конвергенция может быть обусловлена различными региональными характеристиками, например, такими, как расходы на науку в регионе и т. п. В таком случае речь не может идти о сходимости в чистом виде. Для решения этой проблемы необходимо рассмотреть модель условной конвергенции, которая позволит проконтролировать различные важные региональные характеристики.

Условная бета-конвергенция

В таблице 2 представлены результаты оценки бета-конвергенции субъектов РФ по числу публикаций на одного автора, полученные методом наименьших квадратов на панельных данных. Модели (1), (2) оценены без включения фиксированных региональных эффектов, а модели (3), (4) со-

держат их. Все модели включают фиксированные временные эффекты, а также кросс-произведения подпериодных дамми и переменной интереса (во всех этих и последующих моделях базовым подпериодом являются 2014–2015 гг.). В четырех представленных в таблице моделях оцененные коэффициенты конвергенции отрицательные и значимо отличаются от нуля (для базового подпериода).

Таблица 2

Результаты оценки уравнений бета-конвергенции российских регионов на панельных данных методом наименьших квадратов для периода 2006–2015 гг. (зависимая переменная – средние темпы прироста числа публикаций на одного автора за двухлетний подпериод)

Table 2

OLS estimation of beta-convergence equations based on panel data on Russian regions for 2006–2015 (dependent variable – average growth rate of the number of publications per author for a two-year subperiod)

Регрессоры	(1)	(2)	(3)	(4)
Начальное число публикаций на одного автора, $\ln$	–0,072** (0,033)	–0,084** (0,034)	–0,405*** (0,057)	–0,414*** (0,051)
Кросс-произведения начального уровня публикационной активности с дамми на подпериоды:				
2008–2009	–0,019 (0,061)	–0,017 (0,061)	0,023 (0,053)	0,024 (0,050)
2010–2011	0,051 (0,040)	0,052 (0,040)	0,055 (0,044)	0,060 (0,046)
2012–2013	0,098* (0,053)	0,098* (0,053)	0,074 (0,048)	0,073 (0,045)
Доля затрат на исследования и разработки в ВРП, %		0,016** (0,007)		–0,048 (0,043)
Число организаций высшего образования на 1 млн жителей региона		0,001 (0,001)		–0,046*** (0,014)
Фиксированные региональные эффекты	Нет	Нет	Да	Да
Фиксированные временные эффекты	Да	Да	Да	Да
Число наблюдений	280	280	280	280
Скорректированный R^2	0,214	0,216	0,395	0,424

Примечание. Все переменные усреднены для двухлетних подпериодов, регрессоры берутся с лагом в один подпериод. В скобках даны стандартные ошибки, устойчивые к гетероскедастичности и кластеризации. Уровни значимости: * – 10%; ** – 5%; *** – 1%. Константы и фиксированные эффекты не показываются для краткости.

Источник: расчеты автора.

В регрессиях (1), (2) положительным и значимым оказался коэффициент для произведения начального уровня публикационной активности и дамми-переменной для подпериода 2012–2013 гг. Более того, по модулю оценка данного коэффициента превышает оценку для базового подпериода. Это оз-

начает, что данный подпериод характеризовался не конвергенцией, а дивергенцией регионов по публикациям на одного автора. Однако при добавлении в модель фиксированных региональных эффектов значимость данных различий исчезает.

По абсолютному значению оценки коэффициентов конвергенции существенно выше в моделях с фиксированными эффектами. Это может быть вызвано тем, что стационарные состояния регионов действительно существенно отличаются, и ненаблюдаемые, не меняющиеся во времени характеристики регионов во многом способствуют их дивергенции. То есть можно предположить, что каждый регион довольно быстрыми темпами приближается к своему стационарному состоянию, которое стабильно во времени (модели 3 и 4), но в целом по стране регионы сближаются медленно (модели 1 и 2). Добавление контрольных переменных в модели увеличивает оценку коэффициента при начальном уровне публикационной активности по модулю. Это может означать, что факторы, учтенные в модели в качестве контрольных, замедляют научную конвергенцию регионов или даже способствуют их дивергенции. В таком случае неучет их в модели приводит к заниженным оценкам темпов сходимости, так как коэффициент конвергенции будет содержать в себе и их контрвлияние. С другой стороны, коэффициенты при контрольных переменных можно интерпретировать в терминах стационарного состояния. Положительная и значимая оценка коэффициента при первой из контрольных переменных в модели (2) может говорить о том, что стационарное состояние характеризуется в среднем более высокой долей затрат на исследования и разработки в ВРП. Аналогично отрицательная и значимая оценка коэффициента при второй из контрольных переменных в модели (4) может говорить о том, что стационарное состояние региона предполагает в среднем более низкое число университетов в расчете на миллион населения. Включение фиксированных региональных эффектов ожидаемо повысило стандартные ошибки в регрессиях (3) и (4) по сравнению с регрессиями (1) и (2). При этом затраты на науку перестали быть статистически значимыми. Это может быть связано с низкой вариативностью во времени этого показателя, из-за чего фиксированные региональные эффекты вобрали в себя значительную часть влияния данного фактора.

Среди моделей, представленных в таблице 2, наиболее полной можно считать модель (4), которая не только характеризуется самым высоким значением скорректированного коэффициента R^2 , но и в наибольшей степени соответствует интуиции, лежащей в основе анализа региональной конвергенции. Однако эта модель все еще несвободна от некоторых недостатков. В частности, пропущенные важные факторы, такие как лаги зависимой переменной, могут приводить к смещенности полученных оценок коэффициентов.

Таблица 3 представляет результаты оценивания научной бета-конвергенции российских регионов для динамических моделей панельных данных, то есть содержащих временной лаг зависимой переменной в правой части уравнения.

Таблица 3

Результаты оценки уравнений бета-конвергенции российских регионов для динамических моделей панельных данных (зависимая переменная – средние темпы прироста числа публикаций на одного автора за двухлетний период)

Table 3

Results of estimation of beta-convergence equations of Russian regions for dynamic panel data models (dependent variable – average growth rate of the number of publications per author for a two-year subperiod)

Регрессоры	(5)	(6)	(7)	(8)
Начальное число публикаций на одного автора, $\ln$	-0,067** (0,034)	-0,314*** (0,089)	-0,090*** (0,029)	-0,089** (0,041)
Кросс-произведения начального уровня публикационной активности с дамми на подпериоды:				
2010–2011	0,027 (0,043)	0,054 (0,050)	0,052 (0,037)	0,058 (0,046)
2012–2013	0,086* (0,047)	0,077** (0,035)	0,126*** (0,041)	0,121** (0,052)
Доля затрат на исследования и разработки в ВРП, %	0,018** (0,007)	-0,079 (0,061)	0,014** (0,007)	0,005 (0,021)
Число организаций высшего образования на 1 млн жителей региона	0,002 (0,002)	-0,047** (0,020)	0,001 (0,002)	0,009 (0,011)
Темпы прироста числа публикаций на одного автора	-0,253*** (0,071)	-0,346*** (0,079)	-0,190** (0,082)	-0,168* (0,101)
Фиксированные региональные эффекты	Нет	Да	Нет	Нет
Фиксированные временные эффекты	Да	Да	Да	Да
Число наблюдений	210	210	210	210
Скорректированный R^2	0,293	0,513		
Число инструментов			19	33
Тест Хансена на совместную допустимость инструментов – статистика χ^2 (степени свободы)			3,86 (6)	22,78 (20)

Примечание. Все переменные усреднены для двухлетних подпериодов, регрессоры берутся с лагом в один подпериод. В скобках даны стандартные ошибки, устойчивые к гетероскедастичности и кластеризации. Уровни значимости: * – 10%; ** – 5%; *** – 1%. Константы и фиксированные эффекты не показываются для краткости.

Источник: расчеты автора.

Регрессии (5) и (6) осуществлены методом наименьших квадратов без включения и с включением фиксированных региональных эффектов соответственно. Представленные в них оценки являются заведомо смещенными, так как никак не борются с возникшей эндогенностью. Тем не менее знать их полезно: как было указано выше, оценка конвергенции, полученная мето-

дом наименьших квадратов без включения фиксированных эффектов, недооценивает скорость конвергенции, а оценка с фиксированными эффектами – переоценивает. Значит, истинное значение коэффициента конвергенции находится где-то между $-0,314$ и $-0,067$ для базового подпериода.

Регрессии (7), (8) оценены двухшаговым системным обобщенным методом моментов, который борется с эндогенностью путем использования в качестве инструментов лагов переменных, а также их разностей. В регрессии (7) в качестве эндогенных переменных рассматриваются лаг зависимой переменной, а также начальный уровень публикационной активности и все его кросс-произведения с подпериодными дамми. В регрессии (8) в качестве эндогенных принимаются все регрессоры, за исключением подпериодных дамми, которые при этом входят в регрессию в качестве инструментов только в уровнях (все остальные переменные – в уровнях и в разностях). В обеих регрессиях тест Хансена не отвергает гипотезу о совместной допустимости инструментов.

Полученные оценки коэффициента конвергенции представляются вполне адекватными, так как, во-первых, попадают в обозначенный выше диапазон, во-вторых, близки друг к другу ($-0,09$ и $-0,089$), то есть устойчивы к некоторым изменениям модели. То же самое можно сказать про оценку коэффициента для произведения начального уровня публикационной активности и дамми-переменной для подпериода 2012–2013 гг. В регрессиях (8) и (9) она оказалась положительной, значимо отличной от нуля и превосходящей по модулю оценку коэффициента конвергенции, тем самым подтвердив вывод о наличии дивергенции регионов по научному развитию в эти годы.

Оценка коэффициента при лаге темпов прироста публикационной активности значима и имеет отрицательный знак, что говорит о наличии отрицательной автокорреляции. Интерпретация остальных коэффициентов может быть осуществлена аналогично интерпретации регрессии (2), с оговоркой, что при оценке регрессии (8) коэффициент при доле затрат на исследования и разработки в ВРП оказался незначимым.

В исследованиях часто принято также проверять устойчивость оценок к различному числу лагов, используемых в качестве инструментов, однако так как в данном случае панель является достаточно короткой, вариантов для такой проверки немного.

Оценкам коэффициентов в регрессиях (7), (8) можно доверять в той степени, в какой системный обобщенный метод моментов решает проблему эндогенности. По крайней мере, среди представленных выше восьми регрессий данные оценки можно считать наименее смещенными и наиболее близкими к истинным значениям коэффициентов. Однако и в данных регрессиях может наблюдаться смещенность, связанная с невключением в модель пространственных лагов зависимой переменной, если они значимы.

Таблица 4 представляет результаты оценивания научной бета-конвергенции российских регионов для пространственных моделей панельных данных, то есть содержащих пространственный лаг зависимой переменной в правой части уравнения.

Таблица 4

Результаты оценки уравнений бета-конвергенции российских регионов для пространственных и пространственно-динамических моделей панельных данных (зависимая переменная – средние темпы прироста числа публикаций на одного автора за двухлетний период)

Table 4

Results of estimation of beta-convergence equations of Russian regions for spatial and spatial-dynamic panel data models (dependent variable – average growth rate of the number of publications per author for a two-year subperiod)

Регрессоры	(9)	(10)	(11)	(12)
Начальное число публикаций на одного автора, ln	–0,417*** (0,052)	–0,423*** (0,051)	–0,104*** (0,038)	–0,126*** (0,040)
Кросс-произведения начального уровня публикационной активности с дамми на подпериоды:				
2008–2009	0,025 (0,049)	0,027 (0,050)		
2010–2011	0,061 (0,045)	0,065 (0,045)	0,065 (0,043)	0,078* (0,040)
2012–2013	0,074* (0,044)	0,081* (0,044)	0,117** (0,045)	0,165*** (0,053)
Доля затрат на исследования и разработки в ВРП, %	–0,050 (0,043)	–0,061 (0,044)	0,015 (0,016)	0,009 (0,017)
Число организаций высшего образования на 1 млн жителей региона	–0,046*** (0,014)	–0,044*** (0,014)	0,008 (0,008)	0,014 (0,009)
Темпы прироста числа публикаций на одного автора			–0,143* (0,083)	–0,145* (0,080)
Пространственный лаг темпов прироста числа публикаций на одного автора	–0,045 (0,051)	–0,512*** (0,190)	–0,265* (0,146)	–3,209** (1,223)
Фиксированные региональные эффекты	Да	Да	Нет	Нет
Фиксированные временные эффекты	Да	Да	Да	Да
Число наблюдений	280	280	210	210
Число инструментов			41	41
Тест Хансена на совместную допустимость инструментов – статистика χ^2 (степени свободы)			28,81 (27)	29,07 (27)

Примечание. Все переменные усреднены для двухлетних подпериодов, регрессоры берутся с лагом в один подпериод (за исключением пространственного лага зависимой переменной, который берется за тот же подпериод). В скобках даны стандартные ошибки, устойчивые к гетероскедастичности и кластеризации. Уровни значимости: * – 10%; ** – 5%; *** – 1%. Константы и фиксированные эффекты не показываются для краткости.

Источник: расчеты автора.

В регрессиях (9), (10) методом максимального правдоподобия оценены модели с фиксированными региональными эффектами и пространственным лагом темпов прироста числа публикаций на одного автора в регионе. Регрессии (11), (12) включают в качестве объясняющих переменных как временные, так и пространственные лаги темпов прироста публикационной активности и оценены двухшаговым системным обобщенным методом моментов по аналогии с регрессией (8), но с добавлением в качестве инструментов значений пространственных лагов за предыдущие подпериоды. При этом для расчета пространственного лага используются различные типы пространственных весов: основанные на соседстве – общей границе регионов (регрессии 9, 11) и основанные на обратных расстояниях между географическими центроидами регионов (регрессии 10, 12). В обоих случаях весовые коэффициенты нормированы для каждого региона. В регрессиях (11), (12) тест Хансена не отвергает гипотезу о совместной допустимости инструментов.

Во всех четырех регрессиях с пространственными лагами оценки коэффициентов конвергенции отрицательные и значимо отличные от нуля (для базового подпериода), что также подтверждает гипотезу о научной сходимости субъектов РФ. Однако в регрессиях (9), (10) эти оценки имеют аномально высокие (по модулю) значения, которые выходят за пределы предполагаемого диапазона, определенного выше. Оценки коэффициентов конвергенции в регрессиях (11), (12) кажутся более реалистичными.

Также во всех четырех регрессиях из таблицы 4, как и во многих регрессиях, описанных выше, оцененный коэффициент для произведения начального уровня публикационной активности и дамми-переменной для подпериода 2012–2013 гг. положителен и значимо отличается от нуля. А в регрессиях (11), (12) данная оценка превышает по модулю оценку коэффициента конвергенции, что подтверждает полученные ранее результаты, свидетельствующие о наличии научной дивергенции российских регионов.

Оценка коэффициента при временном лаге темпов прироста публикационной активности осталась значимой и отрицательной. Оценка коэффициента при пространственном лаге темпов прироста также является отрицательной и значимой для всех регрессий, кроме (9), что может говорить о наличии отрицательной пространственной автокорреляции. Интерпретация остальных коэффициентов может быть осуществлена аналогично предыдущим регрессиям.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Данное исследование представляет первую попытку эмпирического анализа научной конвергенции регионов России. Результаты исследования под-

тверждают гипотезу о наличии сходимости субъектов РФ по уровню публикационной активности в период 2006–2015 гг. Эти результаты устойчивы к выбору метода оценивания и спецификации модели. В том числе значимые оценки получены с использованием двухшагового системного обобщенного метода моментов для динамических моделей панельных данных с добавлением пространственного лага зависимой переменной, что, как сейчас широко признано, позволяет получить наименее смещенные оценки коэффициентов.

Выбивается из общей картины период 2012–2013 гг. В большинстве регрессий оцененный коэффициент конвергенции для данного подпериода оказывался положительным и статистически значимым, что говорит о существовании дивергенции регионов по уровню публикационной активности на этом временном промежутке.

Существование конвергенции регионов по научному развитию университетов (измеряемому показателями публикационной активности) в целом за период может быть объяснено эффектом «низкого старта». 2006 г. считается стартовой точкой для череды государственных программ, направленных на стимулирование вузовской исследовательской деятельности, как показано в работе (Дежина, 2020). В соответствии с логикой исследования (Langfeldt et al., 2015) более развитые научные центры, получая финансирование, растут медленнее. В то же время дивергенция, наблюдаемая в отдельных подпериодах, может говорить о специфическом влиянии принимаемых в России программ поддержки и критериев оценки университетов. Как показано в работе (Терещенко, Щербаков, 2019а), рубеж 2000–2010-х гг. характеризуется принятием целого ряда нормативно-правовых актов, регулирующих и стимулирующих исследовательскую деятельность. Дивергенция в период 2012–2013 гг. может объясняться различной скоростью адаптации вузов к новым требованиям, а также неравномерным распределением финансирования, при котором поддержку прежде всего получали наиболее сильные университеты.

Это подтверждается и анализом контрольных переменных, характеризующих научно-образовательную среду в регионе (доля внутренних затрат на научные исследования и разработки в валовом региональном продукте, количество образовательных организаций высшего образования в расчете на миллион жителей региона). Добавление их в базовые регрессии увеличивало по модулю оценку коэффициента конвергенции. Иными словами, различия регионов с точки зрения данных факторов способствуют расслоению (дивергенции) регионов по уровню публикационной активности. Контрольные переменные сохраняют свою значимость не во всех рассмотренных спецификациях модели, однако некоторые обобщения сделать можно. Оце-

ненный коэффициент при доле внутренних затрат на научные исследования и разработки в валовом региональном продукте чаще положителен, но теряет свою значимость при включении в модель фиксированных региональных эффектов, что может говорить о его низкой вариативности по времени внутри регионов. Оценка коэффициента при количестве образовательных организаций высшего образования в расчете на миллион жителей региона чаще отрицательная. В терминологии теории конвергенции это означает, что стационарное состояние каждого региона, к которому он стремится, характеризуется в среднем большей долей затрат на науку в ВРП и меньшим числом университетов на 1 млн населения субъекта РФ.

Интерпретация полученных результатов в определенной мере ограничена принятыми в исследовании предположениями. В частности, в качестве базового индикатора для оценки публикационной активности используется число статей в журналах, входящих в Web of Science или Scopus с портала Научной электронной библиотеки eLIBRARY.ru. При этом отбирались статьи тех авторов, кто указывал на портале свою аффилиацию с организацией высшего образования. Однако в силу того, что многие авторы могут иметь двойную или тройную аффилиацию, а также того, что на eLIBRARY представлены не все публикации в международных изданиях, интерпретировать полученные результаты с точки зрения конвергенции регионов по уровню развития университетской науки в чистом виде нельзя.

В то же время сопоставление с аналогичными работами в области экономической конвергенции возможно лишь опосредованно. Например, полученные оценки коэффициентов конвергенции для большинства подпериодов существенно выше по модулю, чем те, которые соответствуют «золотому правилу конвергенции», то есть научная конвергенция российских регионов, по всей видимости, происходит значительно быстрее, чем аналогичный процесс в экономическом развитии. Отличием данного исследования от большинства работ, посвященных экономической конвергенции, является допущение (и последующее подтверждение) различия темпов конвергенции для различных подпериодов.

В качестве потенциальных направлений развития в данной предметной области можно назвать сбор дополнительных данных для расширения рассматриваемого периода, поиск альтернативных источников данных о научной деятельности российских университетов, осуществление эмпирического анализа не на региональном, а на микроуровне, поиск дополнительных контрольных переменных для формирования более полной модели.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Глуценко К.П. Мифы о бета-конвергенции // Журнал Новой экономической ассоциации. 2012. Т. 4. № 16. С. 26–44.
- Гохберг Л.М., Сагиева Г.С. Российская наука: библиометрические индикаторы // Форсайт. 2007. Т. 1. № 1. С. 44–52. <https://doi.org/10.17323/1995-459x.2007.1.44.53>
- Дежина И.Г. Российская научная политика в условиях кризиса // Социология науки и технологий. 2010. Т. 1. № 1. С. 67–87.
- Дежина И.Г. Научные центры превосходства в российских университетах: смена моделей // ЭКО. 2020. Т. 50. № 4. С. 87–109. <https://doi.org/10.30680/eco0131-7652-2020-4-87-109>
- Демьяненко А.Н., Демьяненко Н.А. О географии экономической науки в Азиатской России // Пространственная экономика. 2014. № 4. С. 120–147. <https://doi.org/10.14530/se.2014.4.120-147>
- Иванова В.И. О динамике пространственного взаимодействия российских регионов // Экономика и география / науч. ред. А.П. Заостровцев, Л.Э. Лимонов. СПб.: Международный центр социально-экономических исследований «Леонтьевский центр», 2013. С. 96–102.
- Калгин А.С., Калгина О.В., Лебедева А.А. Оценка публикационной активности как способ измерения результативности труда ученых и ее связь с мотивацией // Вопросы образования. 2019. № 1. С. 44–86. <https://doi.org/10.17323/1814-9545-2019-1-44-86>
- Кириллова О.В., Солошенко Н.С. Сравнительный анализ России и стран Восточной Европы по публикационной активности и цитированию // Вопросы образования. 2012. № 1. С. 148–175. <https://doi.org/10.17323/1814-9545-2012-1-148-175>
- Московкин В.М., Лю Явэй. К оценке региональной университетской конкурентоспособности // Научный результат. Экономические исследования. 2018. Т. 4. № 1. С. 35–52.
- Польдин О.В., Матвеева Н.Н., Стерлигов И.А., Юдкевич М.М. Публикационная активность вузов: эффект проекта 5-100 // Вопросы образования. 2017. № 2. С. 10–35. <https://doi.org/10.17323/1814-9545-2017-2-10-35>
- Тереженко Д.С., Щербаков В.С. Агрегирование наукометрических показателей университетов на региональном уровне // Региональная экономика: теория и практика. 2019а. Т. 17. № 9. С. 1788–1804.
- Тереженко Д.С., Щербаков В.С. Статистический анализ дифференциации российских регионов по уровню публикационной активности // ЭКО. 2019б. № 9. С. 132–154. <https://doi.org/10.30680/eco0131-7652-2019-9-132-154>
- Arellano M., Bond S. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence And an Application to Employment Equations // The Review of Economic Studies. 1991. Vol. 58. Issue 2. Pp. 277–297. <https://doi.org/10.2307/2297968>
- Barro R.J. Convergence and Modernisation // The Economic Journal. 2015. Vol. 125. Issue 585. Pp. 911–942. <https://doi.org/10.1111/eoj.12247>
- Blundell R., Bond S. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models // Journal of Econometrics. 1998. Vol. 87. No. 1. Pp. 115–143. <https://doi.org/10.1920/wp.ifs.1995.9517>
- Guriev S., Vakulenko E. Convergence Among Russian Regions / Center for Economic and Financial Research (CEFIR) Working Papers No. w0180. 2012. 82 p. URL: <https://www.nes.ru/files/Preprints-resn/WP180.pdf> (дата обращения: июль 2020).
- Hall B.H., Mairesse J., Mohnen P. Measuring the Returns to R&D // Handbook of the Economics of Innovation. 2010. Vol. 2. Pp. 1033–1082.

- Hu G., Carley S., Tang L. Visualizing Nanotechnology Research in Canada: Evidence from Publication Activities, 1990–2009 // *The Journal of Technology Transfer*. 2012. Vol. 37. No. 4. Pp. 550–562. <https://doi.org/10.1007/s10961-011-9238-3>
- Islam N. Growth Empirics: A Panel Data Approach // *The Quarterly Journal of Economics*. 1995. Vol. 110. Issue 4. Pp. 1127–1170. <https://doi.org/10.2307/2946651>
- Jones C.I., Williams J.C. Measuring the Social Return to R&D // *The Quarterly Journal of Economics*. 1998. Vol. 113. Issue 4. Pp. 1119–1135. <https://doi.org/10.1162/0033553985555856>
- Kholodilin K.A., Oshchepkov A., Siliverstovs B. The Russian Regional Convergence Process: Where Is It Leading? // *Eastern European Economics*. 2012. Vol. 50. Issue 3. Pp. 5–26. <https://doi.org/10.2753/eee0012-8775500301>
- Langfeldt L., Benner M., Sivertsen G., Kristiansen E.H., Aksnes D.W., Borlaug S.B., Hansen H.F., Kallerud E., Pelkonen A. Excellence and Growth Dynamics: A Comparative Study of the Matthew Effect // *Science and Public Policy*. 2015. Vol. 42. No. 5. Pp. 661–675. <https://doi.org/10.1093/scipol/scu083>
- Lehmann H., Oshchepkov A., Silvagni M.G. Regional Convergence in Russia: Estimating a Neoclassical Growth Model / IZA Discussion Papers No. 13039. 2020. 44 p. URL: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/216351/1/dp13039.pdf> (дата обращения: июль 2020).
- Nickell S. Biases in Dynamic Models with Fixed Effects // *Econometrica*. 1981. Vol. 49. No. 6. Pp. 1417–1426. <https://doi.org/10.2307/1911408>
- Teodorescu D. Correlates of Faculty Publication Productivity: A Cross-National Analysis // *Higher Education*. 2000. Vol. 39. No. 2. Pp. 201–222.
- Vakulenko E. Does Migration Lead to Regional Convergence in Russia? // *International Journal of Economic Policy in Emerging Economies*. 2016. Vol. 9. No. 1. Pp. 1–25. <https://doi.org/10.1504/ijepee.2016.074943>
- Yemtsov R. Quo Vadis? Inequality and Poverty Dynamics Across Russian Regions // *Spatial Inequality and Development* / Edited by R. Kanbur, A.J. Venables. Oxford University Press, 2005. Pp. 348–408. <https://doi.org/10.1093/0199278636.003.0014>

REFERENCES

- Arellano M., Bond S. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 1991, vol. 58, issue 2, pp. 277–297. <https://doi.org/10.2307/2297968>
- Barro R.J. Convergence and Modernisation. *The Economic Journal*, 2015, vol. 125, issue 585, pp. 911–942. <https://doi.org/10.1111/econj.12247>
- Blundell R., Bond S. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, 1998, vol. 87, no. 1, pp. 115–143. <https://doi.org/10.1920/wp.ifs.1995.9517>
- Demyanenko A.N., Demyanenko N.A. About the Geographic Distribution of Economic Science in Asian Russia. *Prostranstvennaya Ekonomika = Spatial Economics*, 2014, no. 4, pp. 120–147. <https://doi.org/10.14530/se.2014.4.120-147> (In Russian).
- Dezhina I.G. Russian Science Policy in Crisis. *Sotsiologiya Nauki i Tekhnologii = Sociology of Science and Technology*, 2010, vol. 1, no. 1, pp. 67–87. (In Russian).
- Dezhina I.G. Scientific ‘Centers of Excellence’ In Russian Universities: Changing Models. *EKO = ECO Journal*, 2020, vol. 50, no. 4, pp. 87–109. <https://doi.org/10.30680/eo0131-7652-2020-4-87-109> (In Russian).
- Gluschenko K.P. Myths about Beta-Convergence. *Zhurnal Novoy Ekonomicheskoy Assot-*

- siatsii = *Journal of the New Economic Association*, 2012, vol. 4, no. 16, pp. 26–44. (In Russian).
- Gokhberg L.M., Sagieva G.S. Russian Science: Bibliometric Indicators. *Forsait = Foresight and STI Governance*, 2007, vol. 1, no. 1, pp. 44–52. <https://doi.org/10.17323/1995-459x.2007.1.44.53> (In Russian).
- Guriev S., Vakulenko E. *Convergence Among Russian Regions*. Center for Economic and Financial Research (CEFIR) Working Papers No. w0180, 2012, 82 p. Available at: <https://www.nes.ru/files/Preprints-resn/WP180.pdf> (accessed July 2020).
- Hall B.H., Mairesse J., Mohnen P. Measuring the Returns to R&D. *Handbook of the Economics of Innovation*, 2010, vol. 2, pp. 1033–1082.
- Hu G., Carley S., Tang L. Visualizing Nanotechnology Research in Canada: Evidence from Publication Activities, 1990–2009. *The Journal of Technology Transfer*, 2012, vol. 37, no. 4, pp. 550–562. <https://doi.org/10.1007/s10961-011-9238-3>
- Islam N. Growth Empirics: A Panel Data Approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 1995, vol. 110, issue 4, pp. 1127–1170. <https://doi.org/10.2307/2946651>
- Ivanova V.I. On the Dynamics of Spatial Interaction of Russian Regions. *Economy and Geography*. Edited by A.P. Zaostrovtshev, L.E. Limonov. Saint Petersburg, 2013, pp. 96–102. (In Russian).
- Jones C.I., Williams J.C. Measuring the Social Return to R&D. *The Quarterly Journal of Economics*, 1998, vol. 113, issue 4, pp. 1119–1135. <https://doi.org/10.1162/003355398555856>
- Kalgin A.S., Kalgina O.V., Lebedeva A.A. Publication Metrics as a Tool for Measuring Research Productivity and Their Relation to Motivation. *Voprosy Obrazovaniya = Educational Studies*. Moscow, 2019, no. 1, pp. 44–86. <https://doi.org/10.17323/1814-9545-2019-1-44-86> (In Russian).
- Kholodilin K.A., Oshchepkov A., Siliverstovs B. The Russian Regional Convergence Process: Where Is It Leading? *Eastern European Economics*, 2012, vol. 50, issue 3, pp. 5–26. <https://doi.org/10.2753/eee0012-8775500301>
- Kirillova O.V., Soloshenko N.S. Comparative Analysis of Publication Activity and Citation Indexes in Russia and Eastern Europe. *Voprosy Obrazovaniya = Educational Studies*. Moscow, 2012, no. 1, pp. 148–175. <https://doi.org/10.17323/1814-9545-2012-1-148-175> (In Russian).
- Langfeldt L., Benner M., Sivertsen G., Kristiansen E.H., Aksnes D.W., Borlaug S.B., Hansen H.F., Kallerud E., Pelkonen A. Excellence and Growth Dynamics: A Comparative Study of the Matthew Effect. *Science and Public Policy*, 2015, vol. 42, no. 5, pp. 661–675. <https://doi.org/10.1093/scipol/scu083>
- Lehmann H., Oshchepkov A., Silvagni M. G. *Regional Convergence in Russia: Estimating a Neoclassical Growth Model*. IZA Discussion Papers No. 13039, 2020, 44 p. Available at: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/216351/1/dp13039.pdf> (accessed July 2020).
- Moskovkin V.M., Liu Yawei. On the Evaluation of the Regional University Competitiveness. *Nauchny Rezultat. Ekonomicheskie Issledovaniya = Research Result. Economic Research*, 2018, vol. 4, no. 1, pp. 35–52. (In Russian).
- Nickell S. Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. *Econometrica*, 1981, vol. 49, no. 6, pp. 1417–1426. <https://doi.org/10.2307/1911408>
- Poldin O.V., Matveeva N.N., Sterligov I.A., Yudkevich M.M. Publication Activities of Russian Universities: The Effects of Project 5–100. *Voprosy Obrazovaniya = Educational Studies*. Moscow. 2017. No. 2. Pp. 10–35. <https://doi.org/10.17323/1814-9545-2017-2-10-35> (In Russian).

- Teodorescu D. Correlates of Faculty Publication Productivity: A Cross-National Analysis. *Higher Education*, 2000, vol. 39, no. 2, pp. 201–222.
- Tereshchenko D.S, Shcherbakov V.S. University Scientometric Indicators Aggregation at the Regional Level. *Regionalnaya Ekonomika: Teoriya i Praktika = Regional Economics: Theory and Practice*, 2019a, vol. 17, no. 9, pp. 1788–1804. (In Russian).
- Tereshchenko D.S, Shcherbakov V.S. Statistical Analysis of Differentiation Between Russian Regions by Level of Publications. *EKO = ECO Journal*, 2019b, no. 9, pp. 132–154. <https://doi.org/10.30680/eco0131-7652-2019-9-132-154> (In Russian).
- Vakulenko E. Does Migration Lead to Regional Convergence in Russia? *International Journal of Economic Policy in Emerging Economies*, 2016, vol. 9, no. 1, pp. 1–25. <https://doi.org/10.1504/ijepee.2016.074943>
- Yemtsov R. Quo Vadis? Inequality and Poverty Dynamics Across Russian Regions. *Spatial Inequality and Development*. Edited by R. Kanbur, A.J. Venables. Oxford University Press, 2005, pp. 348–408. <https://doi.org/10.1093/0199278636.003.0014>

Поступила в редакцию / Submitted: 12.08.2020

Принята к публикации / Revised: 31.08.2020

Опубликована online / Published online: 30.09.2020