ВЛИЯНИЕ ПРЯМЫХ ИНОСТРАННЫХ ИНВЕСТИЦИЙ НА РАЗЛИЧИЯ РЕГИОНОВ РФ ПО УРОВНЮ ПРОИЗВОДСТВА И ДИНАМИКУ МЕЖРЕГИОНАЛЬНОГО НЕРАВЕНСТВА

М.Ю. Малкина

Малкина Марина Юрьевна – доктор экономических наук, профессор. Нижегородский государственный университет им. Н.И. Лобачевского, пер. Университетский, 7, Нижний Новгород, Россия, 603000. E-mail: mmuri@yandex.ru.
ORCID: 0000-0002-2387-7097

Аннотация. В статье исследуется вклад прямых иностранных инвестиций (ПИИ) в: 1) производство регионов РФ, 2) межрегиональное неравенство по уровню среднедушевого реального ВРП в 2005–2015 гг. В качестве методов исследования используются расчет индексов неравномерности, построение пятифакторных производственных функций типа Кобба – Дугласа, включающих ПИИ, техника декомпозиции неравенства А. Шоррокса в версии Дж. Мордуха – Т. Сикюляра для моделей регрессионного типа, а также пропорциональный метод факторного анализа. В результате исследования получены: отрицательная динамика межрегионального неравенства по среднедушевым ПИИ вплоть до 2012 г.; низкие, однако растущие до 2011 г. показатели эластичности ВРП по ПИИ; незначительный вклад ПИИ в снижение межрегионального неравенства в рассматриваемом периоде. Полученные результаты применимы при оценке эффективности ПИИ в стране и ее регионах.

Ключевые слова: прямые иностранные инвестиции, неравномерность, развитие, производственная функция, декомпозиция неравенства, регион, Россия

Для цитирования: Малкина М.Ю. Влияние прямых иностранных инвестиций на различия регионов РФ по уровню производства и динамику межрегионального неравенства // Пространственная экономика. 2017. № 4. С. 59–80. DOI: [10.14530/se.2017.4.059-080](https://doi.org/10.14530/se.2017.4.059-080).

For citation: Malkina M. Yu. Impact of Foreign Direct Investment on the Russian Regions Disparities in the Level of Production and Dynamics of Interregional Inequality. *Prostranstvennaya Ekonomika = Spatial Economics*, 2017, no. 4, pp. 59–80. DOI: [10.14530/se.2017.4.059-080](https://doi.org/10.14530/se.2017.4.059-080). (In Russian)

ПОСТАНОВКА ПРОБЛЕМЫ И ОБЗОР ЛИТЕРАТУРЫ

Прямые иностранные инвестиции являются важной составляющей открытости национальной экономики, ее готовности взаимодействия на мировых рынках капитала, технологий, собственности и бизнеса. Сама по себе открытость экономики вносит определенный вклад в развитие национальных экономик, а при большой дифференциации ее регионов по уровню развития и отраслевой структуре может стать фактором, значительно влияющим на динамику межрегионального неравенства. Данные эффекты значимы и для российской экономики и ее регионов, прошедших период поступательного роста иностранных инвестиций до кризиса 2008–2009 гг., посткризисного восстановления (особенно в 2013 г.¹), а также последующего отката, связанного с введением санкций в 2014 г. и сменой курса экономической политики государства. За период роста иностранных инвестиций изменилась их отраслевая структура, в частности, увеличилась доля высокотехнологичного сектора и сократилась доля первичного сырья (Могилат, 2015).

Исследователей прямых иностранных инвестиций интересуют, прежде всего, мотивы взаимодействующих сторон. В работе, посвященной российской экономике, с использованием методологии Хэкмана показано, что на микроуровне основными факторами привлечения иностранных инвестиций являются чистая рентабельность активов и отношение валовой задолженности компании к ее суммарным активам; на отраслевом уровне – рентабельность активов, уровень налоговой нагрузки и темпы роста выпуска в отрасли; на макроуровне – темпы роста реальных располагаемых доходов населения (Могилат, 2015, с. 41).

Авторами рассматриваются как положительные, так и отрицательные последствия увеличения открытости экономики в целом и роста прямых иностранных инвестиций, в частности, для развития регионов и динамики межрегиональных различий (Krugman, Elizondo, 1996; Helpman, Itzhoki, Redding, 2010).

Исследование конкретных национальных экономик обнаруживает зависимость данных эффектов как от особенностей пространственного размещения производства в стране (Zhang, Fan, 2002), так и от качества институциональной среды (Ledyeva и др., 2013), региональной инвестиционной политики, нацеленности региональных лидеров и бизнес-элит на внешнее взаимодействие, создание особого новостного фона как элемента маркетинга территории, повышающего ее привлекательность для иностранных инве-

¹ Уже в 2013 г. по чистому притоку ПИИ Россия занимала 6-е место в мире после Нидерландов, Китая, США, Британских Виргинских островов и Гонконга (The World Bank. URL: <http://databank.worldbank.org/data/reports.aspx?source=2&series=BX.KLT.DINV.CD.WD&country=#> (дата обращения: сентябрь 2017)).

сторов (Федорова и др., 2016); федеральной политики (Таганов, Идрисов, 2016); эффекта соседства (Кузнецов, 2008; Кузнецова, 2016b).

В исследованиях, посвященных пространственному размещению ПИИ, часто используются модели гравитационного типа (Драпкин и др., 2015; Mariev и др., 2016), учитывающие масштабы экономик и пространственные параметры.

Отдельные исследователи отмечают наличие не только прямых, но и косвенных эффектов (так называемых спilloвер-эффектов) от привлечения ПИИ, распространяющихся по линии горизонтальных и вертикальных связей предприятия, которые по направленности могут быть как положительными, так и отрицательными (Федорова и др., 2015). Причем, по расчетам (Федорова, Барихина, 2015), для некоторых производственных отраслей отрицательные обратные вертикальные эффекты перекрывают положительные прямые эффекты, что позволяет по-другому взглянуть на роль иностранных инвестиций в развитии национальной экономики.

Особое место в работе отечественных исследователей занимает проблема влияния санкций на объем и структуру ПИИ в российскую экономику (Кадочников и др., 2016; Могилат, 2015).

В ряде работ предпринимались попытки оценки вклада ПИИ в развитие российских регионов, которые ограничиваются недостатком официальной информации (Кузнецова, 2016b).

Также отметим ряд работ, посвященных исследованию особых факторов, влияющих на ПИИ в российские регионы, осуществляемые конкретными странами, в частности Китаем (Малкина и др., 2017; Горбунова и др., 2016), Турцией (Кузнецова, 2016a).

В заключение обратим внимание на отсутствие регулярного анализа регионального размещения ПИИ в РФ. Исключением являются два аналитических обзора Национального рейтингового агентства, представившего подробное исследование факторов, масштабов, структуры ПИИ в регионы РФ в 2012 и 2013 гг.¹

Целью настоящего исследования являются оценка и анализ межрегиональной неравномерности размещения ПИИ в регионах РФ, вклада ПИИ в производство регионов РФ, а также их влияния на изменение межрегионального неравенства по уровню среднедушевого реального ВРП в динамике за 2005–2015 гг.

¹ Прямые иностранные инвестиции в России: региональный аспект / Национальное рейтинговое агентство. 2013. URL: <http://www.ra-national.ru/sites/default/files/other/12.pdf> (дата обращения: сентябрь 2017); Прямые иностранные инвестиции в России: региональный аспект. Итоги 2013 года / Национальное рейтинговое агентство. 2013. URL: <http://www.ra-national.ru/sites/default/files/other/14.pdf> (дата обращения: сентябрь 2017).

МЕТОДОЛОГИЯ ИССЛЕДОВАНИЯ

В качестве информационной базы исследования использовались данные Федеральной службы государственной статистики о накопленных прямых иностранных инвестициях в регионах РФ в 2005–2013 гг. и данные о сальдо ПИИ в 2014–2015 гг. Последние позволили оценить накопленные ПИИ за два замыкающих года, для которых отсутствовала официальная информация о накопленных ПИИ. Для приведения временных значений накопленных ПИИ к единому масштабу цен были рассчитаны региональные индексы-дефляторы нарастающим итогом начиная с 1999 г. Годовые индексы-дефляторы определялись как отношение индексов роста ВРП региона в текущих ценах к индексам физического объема производства в регионе. Далее в расчетах использовались панельные данные о накопленных ПИИ в реальном выражении. Последующие вычисления представлены в виде алгоритма действий.

1. *Межрегиональная неравномерность накопленных прямых иностранных инвестиций* определялась на основе их размещения относительно населения регионов и относительно регионального ВРП. Подробное обоснование такого рода показателей неравномерности было представлено в нашей работе (Малкина, 2016). В расчете использовались удельные показатели двух типов: накопленные ПИИ на душу населения и отношение накопленных ПИИ к ВРП региона. Для оценки степени неравномерности удельных ПИИ использовались три взвешенных индекса: коэффициент вариации, коэффициент Джини и индекс Тейла. Для двух указанных выше удельных показателей в качестве весов использовались соответственно доли регионов в населении страны и доли регионов в общем ВРП страны.

Коэффициент вариации рассчитывался по формуле:

$$CV = \sigma / \mu = \sqrt{\sum_{i=1}^m \eta_i (x_i - \mu)^2} / \mu, \quad (1)$$

где x_i – удельные ПИИ (в отношении к населению или ВРП) в i -м регионе, $i = 1, \overrightarrow{m}$, η_i – доля i -го региона в населении или ВРП страны, $\mu = \sum_{i=1}^m \eta_i x_i$ – среднее значение удельных ПИИ в стране, σ – межрегиональное среднее квадратическое отклонение для удельных ПИИ.

Коэффициент Джини:

$$G = 1 - \sum_{i=1}^m \eta_i (X_{i-1} + X_i), \quad (2)$$

где $X_i = \sum_{i=1}^i \eta_i x_i / \sum_{i=1}^m \eta_i x_i$ – накопленная доля регионов от 1-го до i -го вклю-

чительно в суммарных ПИИ, при условии, что регионы ранжированы в порядке увеличения показателя x_i .

Индекс Тейла:

$$Th = \sum_{i=1}^m \eta_i \frac{x_i}{\mu} \cdot \ln \left(\frac{x_i}{\mu} \right). \quad (3)$$

2. Для оценки вклада ПИИ в ВРП регионов использовалось построение производственных функций типа Кобба – Дугласа. С учетом требований к качеству моделей (значимости регрессий и их коэффициентов по критериям Фишера и Стьюдента) были выбраны пять производственных факторов функции: 1) L – среднегодовая занятость в регионе (тыс. чел.); 2) K – среднегодовая стоимость основных фондов в реальном выражении (приведенная на основе региональных индексов-дефляторов ВРП к ценам 1998 г.); 3) N – площадь сельскохозяйственных угодий, га. Данный показатель использовался в качестве первой прокси переменной «земля» в части «ресурсы сельскохозяйственного назначения»; 4) M – валовая добавленная стоимость раздела ВЭД «Добыча полезных ископаемых» в реальном выражении (в ценах 1998 г.). Данный показатель использовался в качестве второй прокси переменной «земля» в части «минеральные ресурсы»; 5) I – накопленные ПИИ в реальном выражении (в ценах 1998 г., предварительно конвертированные из долларов США в рубли по среднегодовому курсу национальной валюты). Представление всех факторов и ВРП в расчете на душу населения (y) позволило в значительной степени устранить мультиколлинеарность и повысить качество моделей. В конечном счете производственная функция Кобба – Дугласа приобрела вид:

$$y = e^{a_0} L^{\alpha_1} K^{\alpha_2} N^{\alpha_3} M^{\alpha_4} I^{\alpha_5}. \quad (4)$$

Для оценки ее коэффициентов методом наименьших квадратов была проведена процедура линеаризации функции посредством логарифмирования:

$$\ln y = a_0 + \alpha_1 \ln L + \alpha_2 \ln K + \alpha_3 \ln N + \alpha_4 \ln M + \alpha_5 \ln I + \varepsilon. \quad (5)$$

Заметим, что оцененные коэффициенты функции $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5$ в модели (5) представляют собой эластичности среднедушевого ВРП по среднедушевым значениям соответствующих производственных факторов. Они показывают, на сколько процентов в среднем увеличится ВРП на душу населения в регионах РФ при увеличении соответствующего фактора на 1%.

Нами строились три типа таких функций:

а) основанные на панельной выборке регионов для каждого анализируемого года по отдельности без использования технологии взвешивания и оцененные на основе стандартного метода наименьших квадратов (МНК);

б) основанные на той же самой выборке с использованием технологии взвешивания (в качестве весов использовались данные о доле населения региона) и оцененные на основе взвешенного метода наименьших квадратов (ВМНК);

в) основанные на всей панельно-временной выборке с устранением фиксированного годового эффекта, что осуществлялось путем замены фактических значений зависимой и объясняющих переменных модели (5) их отклонениями от годовых среднерегionalных значений для всех исследуемых годов. Данные модели также оценивались на основе МНК и ВМНК.

Поскольку логарифмы отрицательных и нулевых величин не исчисляются, для соответствующих регионов исходные данные о накопленных ПИИ заменялись на 1. Так как число регионов с отрицательными ПИИ в 2014 и особенно в 2015 г. достаточно ощутимое, оценки оказались искаженными, и от данных 2015 г. в конечном счете пришлось отказаться. Кроме того, резкое изменение валютного курса в 2014–2015 гг., хотя и не повлияло на межрегиональные различия в пределах одного года (потому что для всех регионов использовался единый курс конвертации), но усложнило работу с общей панельной совокупностью, включающей эти годы.

3. Для оценки *вклада производственных факторов в межрегиональные различия* по уровню среднедушевого ВРП к построенным производственным функциям была применена методология А. Шоррокса (Shorrocks, 1982). Изначально декомпозиция неравенства по источникам доходов была предложена автором для случая полного аддитивного разложения доходов. В последующем Мордух и Сикуляр (Morduch, Sicular, 2002) показали возможность и целесообразность ее использования в регрессионном анализе, когда результативный показатель также представлен в виде аддитивного разложения влияния объясняющих факторов (не обязательно являющихся непосредственными источниками доходов) и остатков регрессии. Авторы продемонстрировали возможность использования данного метода для полной декомпозиции любого показателя неравенства (квадрата коэффициента вариации, коэффициента Джини, индексов Тейла и Аткинсона), в котором есть часть, представляющая собой аддитивное разложение удельного показателя по источникам: $y_i = \sum_{k=1}^K y_i^k$.

В нашем случае, когда в регрессии используются логарифмы дохода и объясняющих переменных, адекватным является процесс декомпозиции квадрата коэффициента вариации для логарифма дохода, который также считается одним из показателей неравномерности.

Относительный вклад каждого k -го фактора в неравномерность рассчитывался по формуле:

$$S_k = \frac{COV(y, \alpha_k y^k)}{\sigma_y^2} = \alpha_k \frac{COV(y, y^k)}{\sigma_y^2} = \alpha_k \frac{\sum_{i=1}^m \eta_i (y_i^k - y^k)(y_i - \mu)}{\sum_{i=1}^m \eta_i (y_i - \mu)^2}. \quad (6)$$

Как видно из формулы, этот вклад зависит от ковариации данного фактора с результативным показателем – $COV(y, y^k)$, дисперсии результативного показателя – σ_y^2 и эластичности результативного показателя по данному фактору – α_k . Для остатков (ε) влияние рассчитывается аналогично при условии, что эластичность равна 1. Заметим, в нашей формуле используется взвешенный (с учетом численности населения регионов) подход к декомпозиции неравномерности, что нашло свое отражение в расчете средних значений, ковариаций и дисперсий. Взвешенный подход позволяет получить полное аддитивное разложение влияния всех факторов: $\sum_{k=1}^K S_k = 1$, при этом сохранив реальные значения среднедушевых показателей по стране, что отличает его от невзвешенного подхода.

В конечном счете получаем разложение квадрата коэффициента вариации, оцененного на основе формулы (1) для логарифма среднедушевого ВРП, на влияние каждого анализируемого фактора производственной функции (4)–(5):

$$CV_k^2 = S_k \cdot CV^2, \quad (7)$$

где CV_k^2 – вклад k -го фактора в квадрат коэффициента вариации для логарифма среднедушевого реального дохода.

4. Для оценки вклада производственных факторов в изменение межрегиональной неравномерности в динамике использовалась технология пропорционального факторного анализа.

РЕЗУЛЬТАТЫ ИССЛЕДОВАНИЯ И ИХ ИНТЕРПРЕТАЦИЯ

Пространственное размещение ПИИ в РФ

Прежде всего, опишем ситуацию в целом по стране с пространственным размещением прямых иностранных инвестиций. Обычно авторы представляют данные о распределении валовых *поточковых* инвестиций между субъектами Российской Федерации в динамике. Мы использовали данные о *накопленных* ПИИ в динамике за 2005–2015 гг. в номинальном и реальном выражении. Эти данные также подтверждают, что львиная доля накопленных инвестиций во все исследуемые годы приходилась на г. Москву. Так, в последнем благополучном 2013 г., когда еще не произошел структурный

разлом, доля столицы в накопленных ПИИ составляла 24,7%. В 2015 г. она равнялась 21,1%, а ее максимальное значение пришлось на 2008 г., когда эта доля составляла 31,5%. Однако в реальном выражении (с учетом накопленной с 1999 г. инфляции) доля Москвы в ПИИ была гораздо скромнее – 19,5% в 2008 г. и 15,1% – в 2015 г.

В числе лидеров по валовым накопленным инвестициям следует также назвать Сахалинскую область, доля которой в ПИИ в номинальном выражении сначала снизилась с 23,3% в 2005 г. до 9,1% в 2012 г., но впоследствии по причине масштабных проектов в газовой отрасли с привлечением иностранных инвесторов выросла, составив 15,5% в 2015 г. В реальном выражении она так же, как и для столицы, оказалась ниже.

Масштабные инвестиции в рассматриваемом периоде характерны также для Тюменской (с округами) и Липецкой областей. Причем доля Тюменской области в общероссийских ПИИ значительно возросла в последние два исследуемых года, составив 14,1% в 2015 г. В Липецкой области, центре российской черной металлургии, наоборот: значительный прирост иностранных инвестиций наблюдался в 2007 и 2010 гг., когда доли области в накопленных ПИИ в номинальном выражении выросли до 17,9 и 16,9% соответственно. В реальном выражении они составили еще больше – 36,6% в 2007 г. и 31,2% в 2010 г., что существенно выше показателя Москвы в эти годы, а сама область оказалась абсолютным лидером. Однако после 2010 г. наблюдается уменьшение доли Липецкой области в накопленных ПИИ, и в 2015 г. эта доля уже составляет только 6,7% в номинальном выражении и 12,9% в реальном выражении.

Кроме лидеров следует обратить внимание на аутсайдеров. Это республики Чечня, Ингушетия и Кабардино-Балкария. В 2013 г. накопленные ПИИ в них равнялись нулю. Такая же ситуация отмечается в Республике Тыва до 2007 г. включительно.

Отток иностранных инвестиций в 2014–2016 гг. наиболее ощутимо сказался на состоянии данной сферы в развитых промышленных регионах: Пермском крае, г. Санкт-Петербурге и Самарской области. Сальдо ПИИ (по данным платежного баланса РФ, учитывающего участие в капитале, реинвестирование доходов и долговые инструменты) оказалось отрицательным в 2014 г. в 32 из 80 исследуемых субъектов РФ, в 2015 г. – в 29 регионах, в 2016 г. – в 26 регионах. Следует отметить начавшееся еще раньше сокращение ПИИ в Кемеровской, Ярославской и Ленинградской областях. В то же время в 2014–2015 гг. накопленные ПИИ в рублевом эквиваленте увеличились в 67 регионах РФ, однако в 16 из них – исключительно за счет увеличения среднего курса доллара, что сказалось на денежной оценке инвестиций, но не на их физическом объеме.

Учитывая разные масштабы экономик регионов РФ, не менее показательными являются данные не о валовых, а об удельных инвестициях. На рисунке 1 представлена карта регионов РФ по среднедушевым ПИИ в последнем благополучном 2013 г. (для которого пока еще имеется статистика о накопленных ПИИ). В данном случае состав лидеров иной. Среди них оказываются нефтегазовые регионы: Сахалинская область (превышение среднероссийского уровня в 19,2 раза), Ненецкий АО (17 раз), Ямало-Ненецкий АО (16,5 раза), Ханты-Мансийский АО (4,6 раза), а также Липецкая область с ее гигантом черной металлургии – НЛМК (11,7 раза). Москва выглядит уже гораздо скромнее, ее уровень превышает среднероссийский лишь на 23%, и она уступает по среднедушевым ПИИ в реальном выражении 8 регионам РФ: кроме указанных выше регионов, также Калужской, Московской и Новгородской областям.

Рис. 1. Карта интенсивности ПИИ в регионах РФ
(по данным о дефлированных среднедушевых показателях в 2013 г.)

Примечание. Числами обозначены административные коды регионов. Интенсивность цвета соответствует средним значениям показателя, указанным на шкале. При нормировании показателей использовалась шкала логарифмического типа $y = 1n(x + 1)$.

Источник: авторская разработка.

Оценка межрегиональной неравномерности размещения ПИИ

Результаты расчетов индексов неравномерности пространственного размещения ПИИ относительно населения и ВРП субъектов РФ (проведенных

согласно п. 1 алгоритма исследования, представленного в методологической части работы) отражены на рисунках 2 и 3.

Рис. 2. Динамика межрегиональной неравномерности размещения накопленных ПИИ относительно населения регионов РФ

Рис. 3. Динамика межрегиональной неравномерности размещения накопленных ПИИ относительно ВРП регионов РФ

Все три измерителя неравномерности (коэффициент вариации, коэффициент Джини и индекс Тейла) демонстрируют снижение межрегиональных различий в пространственном размещении ПИИ вплоть до 2013 г., после чего отмечается их рост. Кроме того, все коэффициенты показывают рост межрегиональных различий в ПИИ в 2007 и 2010 гг. Всплеск неравенства в 2007 г. объясняется значительным увеличением ПИИ в Липецкой области и существенным – в Сахалинской области. Всплеск 2010 г. также обязан этим двум регионам, в данном случае – значительному росту накопленных

ПИИ в Липецкой области и их существенному сокращению в Сахалинской области. Помимо этих областей, большое влияние на изменение межрегиональных различий в ПИИ с 2010 г. оказывает Чукотский автономный округ, ставший также крупным реципиентом зарубежных инвестиций.

Далее отметим, что межрегиональные различия по среднему душевому ПИИ превосходят межрегиональные различия по показателю ПИИ/ВРП. Это объясняется тем, что в регионах с большим ВРП на душу населения в среднем выше иностранные инвестиции на душу населения (хотя это не является общим правилом, и корреляция данных показателей в целом слабая). Однако в результате ПИИ оказываются размещенными несколько более равномерно относительно ВРП по сравнению с их размещением относительно населения субъектов РФ.

Наконец, следует признать высокую степень неравномерности ПИИ. Значения коэффициента Джини на уровне 0,6–0,8 свидетельствуют о значительных межрегиональных различиях. Это также наглядно демонстрируют две кривые Лоренца, построенные для переломного 2013 г. (рис. 4).

Рис. 4. Кривые Лоренца для распределения ПИИ в 2013 г.

Оценка производственных функций

Результаты оценки производственных функций с использованием алгоритма, изложенного в п. 2 методологической части работы, представлены в таблицах 1–3. Прежде всего, в случае с МНК и ВМНК наблюдается ухудшение

качества моделей для 2014 и 2015 гг., снижается значимость коэффициента перед ПИИ. Напомним, что для этих лет отрицательные значения ПИИ были заменены на единицы, что привело к искажению оценок. Поэтому мы не стали отражать результаты по этим годам в таблицах. Отметим лишь, что для 2014 г. модель, оцененная на основе ВМНК, продемонстрировала значимость коэффициента при ПИИ на уровне $\rho = 0,081$, но для оценок других регрессоров и в целом оказалась качественной, $R^2 = 0,794$, нормированный $R^2 = 0,780$. В 2015 г. оба метода (МНК и ВМНК) показали незначимость коэффициента при ПИИ. Поскольку именно в 2014 г. происходит разлом в производственной функции, прямые иностранные инвестиции перестают играть роль фактора, определяющего уровень различий регионов по ВРП на душу населения. И именно в этом году начался отток иностранных инвестиций из российской экономики.

Что касается периода 2005–2013 гг., оба метода позволили получить модели высокого качества. Исключение составляет лишь взвешенная функция для 2006 г., когда оценка влияния ПИИ оказалась значимой на уровне $\rho = 0,179$. Анализ таблиц 1 и 2 позволяет заключить, что оценки, полученные на основе ВМНК, в среднем оказались лучше, чем оценки, полученные на основе МНК. Коэффициент детерминации в первом случае выше для всех лет. Кроме того, факторы модели объясняют изменение результативной переменной на 76–86%, правда, доля объясненной функции имеет тенденцию к сокращению.

Анализ полученных коэффициентов эластичности позволяет заключить, что в наибольшей степени на прирост ВРП оказывал влияние рост уровня занятости в регионе. Прирост уровня занятости в регионе на 1% вызывал прирост ВРП на душу населения в среднем на 0,9–1%. Этот вывод также ранее нами получен для других комбинаций производственной функции и объясняется высокой трудоемкостью национального дохода в РФ (Малкина, 2015). Вероятно, уровень занятости в регионе отражает в целом состояние экономики региона. В связи с этим вызывает тревогу рост эластичности объемов производства по труду начиная с 2011 г. Особенно тревожным он выглядит на фоне уменьшающейся эластичности выпуска по капиталу. Эластичность среднедушевого ВРП к среднедушевой добыче оказалась на уровне 0,1 и продемонстрировала меньшее снижение (чем эластичность ВРП по основным фондам), начавшееся после 2009 г. Правда, ВМНК, учитывающий численность регионов, дает более умеренные оценки и даже демонстрирует рост эластичности в 2012–2013 гг. Однако модели 2014 и 2015 гг., не представленные в таблице, уже явно свидетельствуют об уменьшении влияния фактора добычи на региональное производство. Отрицательное влияние фактора «земля сельскохозяйственного назначения» на производство вполне объяснимо, с учетом состояния отечественного сельского хозяйства.

Таблица 1

Оценка невзвешенных производственных функций,
включающих ПИИ, на основе МНК

Параметры модели	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
α_0	3,490*** (0,422)	3,479*** (0,407)	3,712*** (0,434)	3,745*** (0,421)	3,635*** (0,433)	3,662*** (0,439)	3,762*** (0,465)	3,929*** (0,484)	4,025*** (0,474)
$\alpha_1(\ln L)$	0,992*** (0,192)	1,029*** (0,195)	1,105*** (0,232)	1,070*** (0,240)	1,040*** (0,253)	1,044*** (0,262)	1,015*** (0,284)	1,086*** (0,303)	1,150*** (0,301)
$\alpha_2(\ln K)$	0,232*** (0,078)	0,247*** (0,076)	0,212*** (0,076)	0,197*** (0,069)	0,207*** (0,069)	0,211*** (0,069)	0,192*** (0,072)	0,168** (0,074)	0,157*** (0,071)
$\alpha_4(\ln N)$	-0,106*** (0,020)	-0,098*** (0,020)	-0,094*** (0,020)	-0,095*** (0,020)	-0,092*** (0,019)	-0,088*** (0,019)	-0,081*** (0,020)	-0,106*** (0,025)	-0,097*** (0,025)
$\alpha_3(\ln M)$	0,100*** (0,014)	0,100*** (0,014)	0,103*** (0,014)	0,100*** (0,015)	0,101*** (0,014)	0,092*** (0,014)	0,085*** (0,015)	0,085*** (0,016)	0,088*** (0,016)
$\alpha_3(\ln I)$	0,048*** (0,014)	0,033** (0,015)	0,036** (0,014)	0,036** (0,015)	0,034** (0,015)	0,048** (0,017)	0,062*** (0,019)	0,048** (0,020)	0,040** (0,019)
Среднее $\ln \bar{y}$ (стандартная ошибка модели)	3,610 (0,252)	3,688 (0,255)	3,779 (0,252)	3,831 (0,255)	3,783 (0,254)	3,825 (0,251)	3,883 (0,264)	3,917 (0,278)	3,934 (0,282)
R^2	0,838	0,832	0,830	0,825	0,831	0,836	0,817	0,792	0,782
R^2 – нор- мирован- ный	0,827	0,820	0,818	0,813	0,820	0,825	0,805	0,777	0,767
Коли- чество наблюде- ний	80	80	80	80	80	80	80	80	80

Примечание. Значимость коэффициентов при регрессорах, при уровнях значимости: *** – $p \leq 0,01$; ** – $p \leq 0,05$. В скобках указана стандартная ошибка.

Источник: расчеты автора.

Эластичность ВРП по прямым иностранным инвестициям оказалась положительной, но чрезвычайно малой. Правда, до 2011 г., согласно моделям обоих типов, она росла. Потом снижалась. Согласно невзвешенной производственной функции, увеличение среднедушевых ПИИ на 1% в 2011 г. вызывало прибавку к ВРП на душу населения в регионах над среднероссийским уровнем только 0,062%. Согласно взвешенной функции – 0,073%. В 2014 г. эластичность среднедушевого ВРП по среднедушевому ПИИ была уже 0,016 (на основе оценок МНК) и 0,028 (на основе оценок ВМНК).

Таблица 2

Оценка взвешенных производственных функций, включающих ПИИ, на основе ВМНК

Пара- метры модели	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
α_0	3,082*** (0,463)	3,100*** (0,435)	3,330*** (0,478)	3,458*** (0,458)	3,490*** (0,475)	3,577*** (0,464)	3,533*** (0,473)	3,759*** (0,488)	3,829*** (0,496)
$\alpha_1(L)$	0,956*** (0,232)	0,968*** (0,226)	1,020*** (0,281)	0,921*** (0,296)	0,904*** (0,314)	0,945*** (0,313)	0,836*** (0,326)	0,930*** (0,352)	0,939*** (0,364)
$\alpha_2(K)$	0,335*** (0,086)	0,339*** (0,081)	0,305*** (0,081)	0,255*** (0,072)	0,231*** (0,072)	0,223*** (0,069)	0,224*** (0,069)	0,188*** (0,070)	0,173*** (0,070)
$\alpha_4(N)$	-0,129*** (0,012)	-0,103*** (0,012)	-0,086*** (0,012)	-0,082*** (0,011)	-0,077*** (0,011)	-0,073*** (0,011)	-0,066*** (0,011)	-0,102*** (0,016)	-0,084*** (0,017)
$\alpha_3(M)$	0,109*** (0,014)	0,111*** (0,014)	0,109*** (0,014)	0,109*** (0,014)	0,106*** (0,014)	0,104*** (0,014)	0,100*** (0,015)	0,104*** (0,016)	0,108*** (0,016)
$\alpha_5(I)$	0,040** (0,016)	0,022 (0,016) $\rho =$ 0,179	0,037** (0,018)	0,045** (0,019)	0,045** (0,019)	0,058*** (0,020)	0,073*** (0,020)	0,058*** (0,022)	0,054** (0,023)
Средне- взвешен- ное $\ln \bar{y}$ (стан- дартная ошибка модели)	3,799 (0,027)	3,883 (0,027)	3,975 (0,026)	4,032 (0,026)	3,965 (0,027)	4,012 (0,027)	4,073 (0,027)	4,108 (0,029)	4,128 (0,030)
R^2	0,864	0,864	0,863	0,860	0,847	0,851	0,837	0,818	0,804
R^2 – нор- мирован- ный	0,855	0,855	0,854	0,851	0,837	0,841	0,827	0,806	0,790
Коли- чество наблюде- ний	80	80	80	80	80	80	80	80	80

Примечание. Значимость коэффициентов при регрессорах, при уровнях значимости: *** – $\rho \leq 0,01$; ** – $\rho \leq 0,05$. В скобках указана стандартная ошибка.

Источник: расчеты автора.

В таблице 3 представлены результаты оценивания модели методами МНК и ВМНК для всей панельной совокупности с фиксированными годовыми эффектами. При этом 2015 г. был исключен, потому что уже на уровне пространственной выборки он давал неудовлетворительные результаты. Полученные модели соответствуют всем критериям качества. Значимость всех коэффициентов при регрессорах и независимой переменной по критерию Стьюдента оценивается на уровне $\rho \leq 0,01$. Модели также значимы по критерию Фишера. Мультиколлинеарность отсутствует. Полученные результаты подтверждают, что в среднем эластичность выпуска по ПИИ в рассматриваемом промежутке времени (10 лет) была невысокой и составляла

0,038–0,044. Следует также отметить, что поскольку модели строились на панельных данных с устранением влияния годовых эффектов, они в полной мере отражают межрегиональные различия по уровню среднедушевого ВРП и влияние разных производственных факторов на эти различия.

Таблица 3

Оценка производственных функций с фиксированными годовыми эффектами для панельной совокупности 2005–2014 гг. на основе МНК и ВМНК

Параметры модели	МНК	ВМНК
α_0	–	–
$\alpha_1(L)$	1,099*** (0,076)	1,027*** (0,092)
$\alpha_2(K)$	0,190*** (0,022)	0,220*** (0,022)
$\alpha_4(N)$	–0,095*** (0,07)	–0,087*** (0,004)
$\alpha_3(M)$	0,095*** (0,05)	0,105*** (0,005)
$\alpha_5(I)$	0,038*** (0,05)	0,044*** (0,006)
Среднее (стандартная ошибка модели)	0 (0,257)	0 (0,027)
R^2	0,812	0,833
R^2 – нормированный	0,811	0,832
Количество наблюдений	800	800

Примечание. Значимость коэффициентов при регрессорах, при уровнях значимости: *** – $\rho \leq 0,01$; ** – $\rho \leq 0,05$. В скобках указана стандартная ошибка.

Источник: расчеты автора.

Вклад ПИИ в межрегиональные различия по уровню среднедушевого реального ВРП

Оценки вклада различных производственных факторов в межрегиональные различия субъектов РФ по среднедушевому реальному ВРП представлены на рисунках 5 и 6. Декомпозиция квадрата коэффициента вариации осуществлена согласно п. 3 алгоритма, представленного в методологической части работы. Для сравнения представлены оценки на основе взвешенного и невзвешенного подходов. Взвешенные оценки демонстрируют относительно больший вклад в неравенство фактора «земля». Невзвешенный подход дает большие оценки влиянию уровня занятости, а также для него больше необъясненные остатки.

Что касается интересующего нас фактора прямых иностранных инвестиций, их доля в межрегиональных различиях в среднем колеблется в пределах 8–14% в разные годы. Согласно обоим подходам, максимальный вклад данного фактора в неравенство регионов отмечался в 2011 г., когда он достиг 14% (согласно невзвешенному подходу) и 12,9% – согласно взвешенному подходу. Однако после этого он снижался, особенно резко начиная с 2014 г., когда достиг 3,6 и 5,2%, согласно двум подходам соответственно.

Рис. 5. Декомпозиция межрегионального неравенства в уровне реального ВРП на душу населения по производственным факторам (невзвешенный подход)

Источник: расчеты автора.

Рис. 6. Декомпозиция межрегионального неравенства в уровне реального ВРП на душу населения по производственным факторам (взвешенный подход)

Источник: расчеты автора.

Использование метода пропорционального факторного анализа позволило также провести декомпозицию изменения межрегионального неравенства в среднедушевом ВРП по производственным факторам нарастающим итогом с начала 2005 г. (табл. 4). Два альтернативных подхода обнаружили нечто общее и в то же время значительные различия в этих оценках.

Таблица 4

Вклад ПИИ в конвергенцию регионов по уровню реального ВРП на душу населения (нарастающим итогом с начала 2005 г.), %

Показатель	2006/ 2005	2007/ 2005	2008/ 2005	2009/ 2005	2010/ 2005	2011/ 2005	2012/ 2005	2013/ 2005	2014/ 2005
Невзвешенный подход									
Конвергенция регионов по реальному ВРП на душу населения	-5,04	-13,08	-15,80	-10,93	-12,22	-16,11	-19,46	-21,52	-22,60
Вклад ПИИ	-4,44	-4,73	-5,41	-5,18	-2,75	-0,36	-3,29	-5,23	-9,36
Взвешенный подход									
Конвергенция регионов по реальному ВРП на душу населения	-4,83	-12,82	-15,93	-16,35	-18,06	-22,64	-25,36	-27,38	-29,93
Вклад ПИИ	-4,18	-2,46	-1,40	-1,79	-0,57	1,49	-0,56	-1,54	-4,91

Источник: расчеты автора.

Общим является динамика вклада ПИИ в конвергенцию. Его максимальные значения достигаются в 2008–2009 гг., потом наблюдается обратная тенденция, и к 2011 г. вклад ПИИ в снижение межрегиональных различий по среднему душевому реальному ВРП оказывается минимальным. После этого снова наблюдается рост влияния накопленных ПИИ на снижение межрегиональных различий.

Различия заключаются в масштабах оценок вклада ПИИ в конвергенцию. Невзвешенный подход демонстрирует в среднем ощутимо большее влияние ПИИ на снижение межрегиональных различий, чем взвешенный подход. Например, в период 2005–2009 гг. ПИИ обеспечили 47,4% конвергенции – согласно невзвешенному подходу и только 10,9% – согласно взвешенному подходу. Обратим внимание: когда производственные функции строятся на основе удельных показателей, именно использование взвешенного подхода возвращает к общему распределению валовых показателей, что представляется более верным, чем использование в данном случае невзвешенного подхода. Поэтому оценки на основе взвешенного подхода представляются нам более корректными.

Заметим также, нами дополнительно предпринимались попытки построения производственных функций с использованием валовых, а не удельных показателей. В целом они дают достаточно хорошие оценки, для них характерен более высокий R^2 (для 2005–2013 гг. он составляет 0,95–0,96). Однако в данном случае наблюдается высокая корреляция между значениями факторов, и возникает проблема мультиколлинеарности. Между тем, в получае-
мых производственных функциях эластичности по валовым показателям

оказываются вполне сопоставимыми с эластичностями, определяемыми в функциях, основанных на удельных показателях. Валовой подход дает совершенно другое распределение источников неравенства, в частности, вклад факторов «занятые» и «основные производственные фонды» оказывается выше, фактора «добыча полезных ископаемых» – меньше, фактора «земля» – слабо отрицательным, а ПИИ – положительным, но значимо ниже, в пределах 5–9%. Причем максимум его влияния на межрегиональное неравенство также приходится на 2011 г. – 8,8%. Вклад ПИИ в конвергенцию регионов по валовому реальному ВРП за период 2005–2014 гг. оказывается –4,54%, тогда как сама конвергенция практически отсутствует. Иными словами, другие факторы, способствующие дивергенции, нейтрализуют его действие.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В результате проведенного анализа межрегиональной неравномерности ПИИ в российской экономике и их связи с неравномерностью развития регионов России установлена большая, однако снижающаяся вплоть до 2012 г. дифференциация регионов РФ по показателю удельных ПИИ в реальном выражении относительно населения и ВРП регионов. На основе построения производственных функций типа Кобба – Дугласа для пространственно-временной выборки российских регионов за 2005–2015 гг. выяснено, что эластичность выпуска по накопленным ПИИ в реальном выражении в 2005–2015 гг. была чрезвычайно малой, однако показывала тенденцию к увеличению вплоть до 2011 г. Декомпозиция межрегионального неравенства в уровне реального ВРП на душу населения по производственным факторам, проведенная на основе оцененных производственных функций с использованием методик Шоррокса и Мордуха – Сикуляра, также продемонстрировала небольшой положительный вклад ПИИ в межрегиональное неравенство. И снова максимум влияния отмечался в 2011 г. Наконец, ПИИ внесли умеренный, однако меняющийся по годам, вклад в конвергенцию российских регионов по среднедушевому реальному ВРП, причем максимум их положительного влияния в рассматриваемом периоде достигнут в 2008–2009 гг., а новый всплеск – в 2013 г. В 2014 г. из-за оттока капитала произошел структурный разлом во всех функциях.

Незначительный вклад ПИИ в рост региональных экономик и сокращение межрегиональных различий в России (две положительные функции, которые они могли бы выполнить) можно объяснить рядом обстоятельств: во-первых, фрагментарностью и бессистемностью ПИИ в российской экономике, что не позволило в полной мере получить эффекты масштаба, сопряженности и пр.; во-вторых, отраслевой структурой, где большая доля ПИИ приходится

на динамично развивающиеся топливно-энергетический комплекс России, металлургию и связь, и ПИИ получают регионы, где локализованы данные отрасли; в-третьих, страновым происхождением, мотивациями вложений, а также структурой самих инвестиций в реальном выражении; в-четвертых, временным лагом; в-пятых, зависимостью производства от параметров спроса, уровня дохода и степени его дифференциации (Malkina, 2017).

Также важную роль играют и другие причины, в частности, качество институциональной среды, мировая конъюнктура (цены на нефть, газ и прочие энергоносители), перераспределительная политика государства. Включение их в качестве контрольных переменных в данные функции может несколько скорректировать роль ПИИ в развитии регионов.

И, наконец, что может быть не менее важно. Не исключено, что кроме положительных эффектов, ПИИ несут в себе отрицательные эффекты для развития региональных экономик, оказывая влияние на уровень конкуренции в сопряженных отраслях (Федорова, Барихина, 2015).

В эпоху санкций рекомендации какого-то более эффективного управления потоками прямых инвестиций в российскую экономику выглядели бы утопичными. Однако представленный в работе инструментарий позволяет комплексно оценивать, по крайней мере, два значимых эффекта ПИИ: их влияние на экономический рост и межрегиональное неравенство, что может пригодиться в будущем как исследователям, так и управленцам.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Горбунова М.Л., Пчелинцев А.Д., Овчинников В.Н. О некоторых особенностях поведения иностранных партнеров при инвестировании в экономику регионов Российской Федерации // Региональная экономика: теория и практика. 2016. № 3 (426). С. 28–38.
- Драпкин И.М., Мариев О.С., Чукавина К.В. Количественная оценка потенциала импорта и экспорта прямых зарубежных инвестиций в российской экономике на основе гравитационного подхода // Журнал новой экономической ассоциации. 2015. № 4 (28). С. 75–95.
- Кадочников П.А., Кнобель А.Ю., Синельников-Мурылев С.Г. Открытость российской экономики как источник экономического роста // Вопросы экономики. 2016. № 12. С. 26–42.
- Кузнецов А. Прямые иностранные инвестиции: «эффект соседства» // Мировая экономика и международные отношения. 2008. № 9. С. 40–47.
- Кузнецова О.В. Прямые иностранные инвестиции в российских регионах в условиях санкций // Международные процессы. 2016а. Т. 14. № 3. С. 132–142. DOI: 10.17994/IT.2016.14.3.46.9.
- Кузнецова О.В. Роль иностранного капитала в экономике российских регионов: возможности оценки и межрегиональные различия // Проблемы прогнозирования. 2016б. № 3. С. 59–70.

- Малкина М.Ю. К вопросу о необходимости взвешивания в межрегиональных исследованиях (ответ на статью К.П. Глущенко) // *Пространственная экономика*. 2016. № 1. С. 163–184. DOI: 10.14530/se.2016.1.163-184.
- Малкина М.Ю. Факторы экономического роста в регионах Российской Федерации // *Общество и экономика*. 2015. № 7. С. 139–160.
- Малкина М.Ю., Овчинников В.Н., Горбунова М.Л. Взаимодействие Китая с российскими регионами в сфере прямых инвестиций и во внешней торговле // *Terra Economicus*. 2017. Т. 15. № 2. С. 93–108. DOI: 10.23683/2073-6606-2017-15-2-93-108.
- Могилат А. Прямые иностранные инвестиции в реальный сектор российской экономики: взгляд с микроуровня и прогноз до 2017 года // *Вопросы экономики*. 2015. № 6. С. 25–44.
- Таганов Б.В., Идрисов Г.И. Инвестиционные эффекты ПТС: качество соглашений имеет значение // *Журнал новой экономической ассоциации*. 2016. № 3 (31). С. 40–65.
- Федорова Е., Барихина Ю. Оценка горизонтальных и вертикальных спилловер-эффектов от прямых иностранных инвестиций в России // *Вопросы экономики*. 2015. № 3. С. 46–60.
- Федорова Е., Лавров К., Николаев А. Прямые иностранные инвестиции и проблема санкций // *Общество и экономика*. 2015. № 7. С. 45–57.
- Федорова Е.А., Федоров Ф.Ю., Толкачев А.В. Взаимосвязь новостного фона и притока прямых иностранных инвестиций в регионы России // *Пространственная экономика*. 2016. № 4. С. 75–92. DOI: 10.14530/se.2016.4.075-092.
- Helpman E., Itskhoki O., Redding S. Inequality and Unemployment in a Global Economy // *Econometrica*. 2010. Vol. 78 (4). Pp. 1239–1283. DOI: 10.3982/ECTA8640.
- Krugman P., Elizondo R.L. Trade Policy and the Third World Metropolis // *Journal of Development Economics*. 1996. Vol. 49 (1). Pp. 137–150. DOI: 10.1016/0304-3878(95)00055-0.
- Ledyeva S., Karhunen P., Kosonen R. Birds of a Feather: Evidence on Commonality of Corruption and Democracy in the Origin and Location of Foreign Investment in Russian Regions // *European Journal of Political Economy*. 2013. Vol. 32. Pp. 1–25. DOI: 10.1016/j.ejpoleco.2013.06.003.
- Malkina M. Relationship Between Normal and Excessive Personal Income Differentiation and Regional Economic Performance Indicators // *Regional Research of Russia*. 2017. Vol. 7. Issue 2. Pp. 153–161. DOI: 10.1134/S2079970517020058.
- Mariev O., Drapkin I., Chukavina K. Is Russia Successful in Attracting Foreign Direct Investment? Evidence Based on Gravity Model Estimation // *Review of Economic Perspectives. Národohospodárskýobzor*. 2016. Vol. 16. Issue 3. Pp. 245–267. DOI: 10.1515/revecp-2016-0015.
- Mariev O.S., Drapkin I.M., Chukavina K.V., Rachinger H. Determinants of FDI Inflows: The Case of Russian Regions // *Ekonomika Regiona [Economy of Region]*. 2016. Vol. 12. Issue 4. Pp. 1244–1252. DOI: 10.17059/2016-4-24.
- Morduch J., Sicular T. Rethinking Inequality Decomposition, with Evidence from Rural China // *The Economic Journal*. 2002. Vol. 112. Pp. 93–106. DOI: 10.1111/1468-0297.0j674.
- Shorrocks A.F. Inequality Decomposition by Factor Components // *Econometrica*. 1982. Vol. 50 (1). Pp. 193–211. DOI: 10.2307/1912537.
- Zhang X., Fan S. Infrastructure, Openness, and Regional Inequality In India // *American Agricultural Economics Association Annual Meeting at Long Beach, CA*. 2002. July 28–31. URL: <http://ageconsearch.umn.edu/record/19902/files/sp02zh01.pdf> (дата обращения: август 2017).

IMPACT OF FOREIGN DIRECT INVESTMENT ON THE RUSSIAN REGIONS DISPARITIES IN THE LEVEL OF PRODUCTION AND DYNAMICS OF INTERREGIONAL INEQUALITY

M. Yu. Malkina

Marina Yurievna Malkina – Doctor of Economics, Professor. Lobachevsky State University of Nizhni Novgorod, 7 Universitetskoye, Nizhni Novgorod, Russia, 603000. E-mail: mmuri@yandex.ru.

ORCID: 0000-0002-2387-7097

Abstract. The article examines the contribution of foreign direct investment to the production of Russian regions and to the interregional inequality in GRP per capita in real terms for the period of 2005–2015. The methods used embrace calculation of the inequality indices, construction of the Cobb – Douglas type five-factor production functions including FDI, the Shorrocks technique of inequality decomposition modified by J. Morduch and T. Sicular for regression-type models, and the proportional method of factor analysis. We found the negative dynamics of interregional inequality in FDI per capita up to 2012; low level growing up to 2011 the GRP elasticity with respect to FDI; small contribution of FDI to the reduction of interregional inequality in Russian economy in the period under review. The results obtained are applicable for assessment of the FDI efficiency in a country and its regions.

Keywords: foreign direct investment, region, unevenness, development, production function, decomposition of inequality

REFERENCES

- Gorbunova M.L., Pchelintsev A.D., Ovchinnikov V.N. Some Features of the Behavior of Foreign Partners when Investing in the Economy of the Regions of the Russian Federation. *Regionalnaya Ekonomika: Teoriya i Praktika Regional = Economics: Theory and Practice*, 2016, no. 3 (426), pp. 28–38. (In Russian).
- Drapkin I.M., Mariev O.S., Chukavina K.V. Inflow and Outflow Potentials of Foreign Direct Investment in the Russian Economy: Numerical Estimation Based on the Gravity Approach. *Zhurnal Novoy Ekonomicheskoy Assotsiatsii = The Journal of the New Economic Association*, 2015, no. 4 (28), pp. 75–95. (In Russian).
- Kadochnikov P.A., Knobel A.Yu., Sinelnikov-Murylev S.G. Openness of the Russian Economy as a Source of Economic Growth. *Voprosy Ekonomiki = Problems of Economic Transition*, 2016, no. 12, pp. 26–42. (In Russian).
- Kuznetsov A. FDI: ‘Neighborhood Effect’. *Mirovaya Ekonomika i Mezhdunarodnye Otnosheniya = World Economy and International Relations*, 2008, no. 9, pp. 40–47. (In Russian).
- Kuznetsova O.V. Foreign Direct Investments in Russian Provinces Under Economic Sanctions. *Mezhdunarodnye Protssessy = International Trends*, 2016a, vol. 14, no. 3, pp. 132–142. DOI: 10.17994/IT.2016.14.3.46.9. (In Russian).
- Kuznetsova O.V. The Role of Foreign Capital in the Economies of Regions of Russia: Possibilities of Assessments and Interregional Differences. *Problemy Prognozirovaniya = Studies on Russian Economic Development*, 2016b, no. 3, pp. 59–70. (In Russian).

The reported study was funded by RFBR according to the research project No. 15-02-00638 ‘The relationship between income inequality and economic development in the regions of the Russian Federation’.

- Malkina M.Yu. On the Issue of Weighting in Interregional Studies (in Response to K.P. Gluschenko). *Prostranstvennaya Ekonomika = Spatial Economics*, 2016, no. 1, pp. 163–184. DOI: 10.14530/se.2016.1.163-184. (In Russian).
- Malkina M.Yu. Factors of Economic Growth in Russian Federation Regions. *Obshchestvo i Ekonomika = Society and Economics*, 2015, no. 7, pp. 139–160. (In Russian).
- Mailkina M.Yu., Ovchinnikov V.N., Gorbunova M.L. Interaction between China and the Russian Regions in the Area of Direct Investment and Foreign Trade. *Terra Economicus = Terra Economicus*, 2017, vol. 15, no. 2, pp. 93–108. DOI: 10.23683/2073-6606-2017-15-2-93-108. (In Russian).
- Mogilat A. FDI Inflows into Russian Real Sector: Microeconomic Foundations and Forecasting. *Voprosy Ekonomiki = Problems of Economic Transition*, 2015, no. 6, pp. 25–44. (In Russian).
- Taganov B.V., Idrisov G.I. Investment Effects of Preferential Trade Agreements: Quality Matters. *Zhurnal Novoy Ekonomicheskoy Assotsiatsii = The Journal of the New Economic Association*, 2016, no. 3 (31), pp. 40–65. (In Russian).
- Fedorova E., Barikhina Yu. Assessing Horizontal and Vertical Spillover Effects from Foreign Direct Investment in Russia. *Voprosy Ekonomiki = Problems of Economic Transition*, 2015, no. 3, pp. 46–60. (In Russian).
- Fedorova E., Lavrov K., Nikolaev A. FDI and the Problem of Sanctions. *Obshchestvo i Ekonomika = Society and Economics*, 2015, no. 7, pp. 45–57. (In Russian).
- Fedorova E.A., Fedorov F.Yu., Tolkachev A.V. Correlation Between News Background and Fdi Inflows in Russian Regions. *Prostranstvennaya Ekonomika = Spatial Economics*, 2016, no. 4, pp. 75–92. DOI: 10.14530/se.2016.4.075-092. (In Russian).
- Helpman E., Itskhoki O., Redding S. Inequality and Unemployment in a Global Economy. *Econometrica*, 2010, vol. 78 (4), pp. 1239–1283. DOI: 10.3982/ECTA8640.
- Krugman P., Elizondo R.L. Trade Policy and the Third World Metropolis. *Journal of Development Economics*, 1996, vol. 49 (1), pp. 137–150. DOI: 10.1016/0304-3878(95)00055-0.
- Ledyaeva S., Karhunen P., Kosonen R. Birds of a Feather: Evidence on Commonality of Corruption and Democracy in the Origin and Location of Foreign Investment in Russian Regions. *European Journal of Political Economy*, 2013, vol. 32, pp. 1–25. DOI: 10.1016/j.ejpolco.2013.06.003.
- Malkina M. Relationship Between Normal and Excessive Personal Income Differentiation and Regional Economic Performance Indicators. *Regional Research of Russia*, 2017, vol. 7, issue 2, pp. 153–161. DOI: 10.1134/S2079970517020058.
- Mariev O., Drapkin I., Chukavina K. Is Russia Successful in Attracting Foreign Direct Investment? Evidence Based on Gravity Model Estimation. *Review of Economic Perspectives. Národohospodárskýobzor*, 2016, vol. 16, issue 3, pp. 245–267. DOI: 10.1515/revecp-2016-0015.
- Mariev O.S., Drapkin I.M., Chukavina K.V., Rachinger H. Determinants of FDI Inflows: The Case of Russian Regions. *Ekonomika Regiona [Economy of Region]*, 2016, vol. 12, issue 4, pp. 1244–1252. DOI: 10.17059/2016-4-24.
- Morduch J., Sicular T. Rethinking Inequality Decomposition, with Evidence from Rural China. *The Economic Journal*, 2002, vol. 112, pp. 93–106. DOI: 10.1111/1468-0297.0j674.
- Shorrocks A.F. Inequality Decomposition by Factor Components. *Econometrica*, 1982, vol. 50 (1), pp. 193–211. DOI: 10.2307/1912537.
- Zhang X., Fan S. Infrastructure, Openness, and Regional Inequality In India. *American Agricultural Economics Association Annual Meeting at Long Beach, CA*. 2002, July 28–31. Available at: <http://ageconsearch.umn.edu/record/19902/files/sp02zh01.pdf> (accessed August 2017).