

В. Л. Бабурин Московский государственный университет имени М. В. Ломоносова, г. Москва, Российская Федерация, Балтийский федеральный университет имени И. Канта, г. Калининград, Российская Федерация

К. В. Ростислав Московский государственный университет имени М. В. Ломоносова, Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ, г. Москва, Российская Федерация

Изменение совокупной производительности факторов российских регионов в 2008–2016 гг.

Аннотация. Статья посвящена оценке изменений в совокупности производительности факторов регионов России за 2008–2016 гг. Методологическую основу исследования составляют макроэкономическая теория и теория экономического роста. Методом оценки производительности были расчеты индекса Фере–Примона и его разложение на меры сдвига границы производственных возможностей и приближения (удаления) регионов от этой границы. Для проверки гипотез при расчете индекса изменения производительности использовался бутстреп со сглаживанием. Наглядное представление оценок обеспечивалось методом картограмм. Выявлено, что за 2009–2016 гг. производительность в большей части регионов России сократилась, причем в 2016 г. показатели у большинства субъектов были хуже, чем в кризисном 2009 г. При этом почти все регионы приблизились к границе производственных возможностей. Особенно снизилась производительность в нефтяных субъектах Федерации и на Чукотке – в регионах, которые быстрее других накапливали основные средства. Выяснилось также, что изменение именно производительности, а не агрегатных затрат объясняет большую часть различий в динамике ВРП. Такая тенденция прослеживается как между регионами в отдельные годы, так и для отдельных регионов в разные годы. Это имеет практическую значимость при разработке политики регионального развития. В ходе исследования обнаружена отрицательная связь между изменениями производительности и затрат, что противоречит известным моделям экономического роста, а потому представляет теоретическую ценность.

Ключевые слова: региональное экономическое развитие; совокупная факторная производительность; индекс производительности Фере–Примона, учет развития; DEA.

Благодарности: Статья подготовлена при поддержке РФФИ: проект 18-05-01106 А «Устойчивость специализации регионов и индустриальных центров России к циклам конъюнктуры». Данное исследование поддержано в рамках реализации Программы повышения конкурентоспособности 5-100 БФУ имени И. Канта»

Для цитирования: Бабурин В. Л., Ростислав К. В. Изменение совокупной производительности факторов российских регионов в 2008–2016 гг. // Journal of New Economy. 2019. Т. 20, № 3. С. 5–22. DOI: 10.29141/2658-5081-2019-20-3-1

Дата поступления: 28 марта 2019 г.

Введение

Экономический рост возникает из двух источников. Во-первых, увеличиваются затраты труда (например благодаря росту народонаселения или эмансипации женщин) и количество основных средств производства (за счет отложенного ранее потребления

внутри страны или в других государствах). Во-вторых, повышается совокупная производительность факторов, с которой общество использует в производстве труд и капитал. Так как рост производительности дает новые знания, а их производству, как показывает история, не свойствен отрицательный эффект масштаба, именно рост общей производительности, а не затрат становится условием продолжительного экономического роста.

Объект работы — экономика регионов России в 2008–2016 гг.

Цель – выяснить, как в 2008–2016 гг. изменялась совокупная производительность факторов субъектов Российской Федерации, что было источником этих изменений и в какой мере изменение производительности объясняет различия в экономическом росте между регионами России и в разные годы.

Сравнительная оценка вклада в экономический рост разных источников особенно актуальна для России, так как в силу неблагоприятных внешних условий экстенсивный путь развития, основой которого является накопление капитала, сложно осуществить. Россия – страна огромная с весьма непохожими субъектами, поэтому выводы, основанные только на общенациональных показателях и не учитывающие региональных различий, не могут быть хорошим руководством для экономической политики.

Теоретическая часть исследования

В ранее представленных исследованиях ученые соглашались с тем, что и между странами, и между регионами различия в уровне благосостояния и в скорости экономического роста зависят в большей мере от общей производительности, чем от количества производительных сил [Abramovitz, 1956; Klenow, Rodríguez-Clare, 1997; Easterly, Levine, 2001; Beugelsdijk, Klasing, Milionis, 2018].

В перечисленных работах, однако, не участвовали показатели современной России. По оценкам И. Воскобойникова [2003], рост факторов производства определял динамику выпуска России в 1961–1994 гг., но в 1995–2001 гг. именно производительность стала главным двигателем российской экономики. Она же стала причиной застоя в российской экономике после кризиса 2009 г. [Voskoboynikov, 2017].

Различия в уровне производительности между регионами России с помощью остаточных мер из функции Кобба–Дугласа оценивались отдельно для 2009, 2010 и 2011 гг. [Макаров и др., 2014], а также для 2000–2014 гг. и для неопределенного отрезка до 2015 г. [Мясников, 2016]. В первых двух работах использовались показатели наличия основных средств в смешанных ценах. В статье А. А. Мясникова [2018] источники показателей для расчета производительности, а равно и временной охват оценок не раскрыты, что делает результаты невоспроизводимыми. Неясно, какие показатели использовались в качестве меры для капитала при оценке производительности российских регионов в 1996–2011 гг. [Iwasaki, Suganuma, 2015].

Известные нам работы о производительности российских регионов сосредоточивались на уровне производительности, а не ее изменении. К. Ростислав дал оценки производительности для 76 российских регионов в 2008–2016 гг. относительно одной многолетней границы, но использованный им метод не позволяет соотнести вклад затрат и производительности в динамику выпуска, а также разделить изменение производительности на сдвиг самой границы производственных возможностей и движение регионов к ней или от нее [Ростислав, 2018].

Кроме показателя общей производительности в региональных исследованиях часто используют частные меры производительности: индексы производительности труда и фондоотдачи. Такому подходу к сравнительной оценке восточно- и западноевропейских

стран следовали, например, П. Дружинин и Е. Прокопьев [2018]. Однако частных мер производительности может быть недостаточно. Во-первых, когда мы наблюдаем рост производительности труда, возникает проблема идентификации: мы можем объяснить рост производительности труда сдвигом изокванты или движением вдоль изокванты – ростом фондоотдачи при той же границе производственных возможностей. Во-вторых, существует парадокс Фокса: бывает, что у производителя частные удельные показатели затрат и выпуска лучшие, но по совокупной производительности он уступает другим [Bogetoft, Otto, 2011, p. 10].

Насколько нам известно, представленное исследование — первая оценка различий в скорости роста общей производительности для регионов России. Новизна работы состоит также в том, что мы применили индекс Фере–Примона, теоретически более совершенный, чем распространенные в литературе индексы Мальмквиста [Färe et al, 1994; Krüger, 2003; Lee J.Y., 2008] или остаточные меры (остаток Солоу и т. п.) [Klenow, Rodríguez-Clare, 1997; Easterly, Levine, 2001].

Э. Грифель-Татхе и Н. Ловелл показали, что индекс Мальмквиста дает систематически смещенную оценку роста TFP, если отдача от масштаба не постоянная, так как переоценивает рост, если отдача от масштаба убывает (отрицательный эффект масштаба), а затраты растут, и недооценивает, если отдача возрастает (положительный эффект масштаба), а затраты падают [Griffell-Tatjé, Lovell, 1995]. Кроме того, индекс Мальмквиста может не показывать прирост, когда при том же выпуске издержки меньше; имеет ненадежное разложение на меры технического прогресса и навестывания; допускает только парные сравнения – нетранзитивный, т. е. индекс для 3-го года относительно 1-го обычно не является результатом умножения индекса для 2-го года относительно 1-го на индекс 3-го года относительно 2-го. С другой стороны, остаток Солоу требует знания цен факторов производства; допускает только парные сравнения (нетранзитивный) и верно отражает изменения производительности, только если нет эффекта масштаба [O'Donnell, 2011a; O'Donnell, 2011b].

У индекса Фере–Примона таких недостатков нет. Мы рассчитали этот индекс для регионов России по данным за 2008–2016 гг., разложили его на составные части, т. е. на меру сдвига границы производственных возможностей и на меру приближения или удаления регионов от этой границы.

Так как индекс Фере–Примона есть отношение индекса выпуска к индексу агрегатных затрат, для оценки вклада затрат и производительности в изменение валового продукта мы можем применять подходы к разложению дисперсии выпуска, разработанные для учета экономического роста (growth accounting). Были использованы формулы, предложенные С. Байером, Д. Двайером и Р. Тамурой [Baier, Dwyer, Tamura, 2006], ибо их разложение является единственным известным нам способом, при котором сумма вклада затрат и производительности непременно равна единице, а каждое слагаемое не больше единицы. В результате мы оценили вклад производительности в изменение ВРП: 1) между регионами России в один и тот же год; 2) у того же региона в разные годы.

Методика расчета совокупной производительности факторов

Индекс Фере–Примона предложил К. О’Доннелл¹ [O'Donnell, 2011c; O'Donnell, 2014]. Формула индекса:

¹ К. О’Доннелл дал своему индексу имена Р. Фере и Д. Примона, так как предложенный индекс производительности – это отношение индексов выпуска и затрат, по форме таких же, как в работе Р. Фере и Д. Примона 1995 г. [O'Donnell, 2011c].

$$TFP_{hs.it} = TFP_{it}/TFP_{hs} = \frac{\left(\frac{Y_{it}}{X_{it}}\right)}{\left(\frac{Y_{hs}}{X_{hs}}\right)} = \frac{\left[\frac{D_O(x_0, y_{it}, t_0)}{D_I(x_{it}, y_0, t_0)}\right]}{\left[\frac{D_O(x_0, y_{hs}, t_0)}{D_I(x_{hs}, y_0, t_0)}\right]}, \quad (1)$$

где $TFP_{hs.it}$ – индекс изменения производительности (total factor productivity) для хозяйственной единицы i во время t (TFP_{it}) относительно производительности хозяйственной единицы h во время s (TFP_{hs}); Y_{it} – агрегатный выпуск хозяйственной единицы i во время t , X_{it} – ее агрегатные затраты; t_0 – время, от которого идет отсчет; x_0 и y_0 – векторы затрат и выпуска соответственно так называемой представительной хозяйственной единицы (средние значения показателей реальных хозяйственных единиц); x_{hs} и y_{hs} – то же для хозяйственной единицы h во время s :

$$D_O(x_0, y_{it}, t_0)^{-1} = Y_{it}^{-1} = \min_{u, v, \psi} \frac{u_0 \cdot x_0 + \psi_0}{v_0 \cdot y_{it}} \quad (2)$$

при условии

$$D_O(x_0, y_{it}, t_0)^{-1} = Y_{it}^{-1} = \min_{u, v, \psi} \frac{u_0 \cdot x_0 + \psi_0}{v_0 \cdot y_{it}},$$

где y_{it} – вектор показателей выпуска оцениваемой хозяйственной единицы; x_{kg} – вектор затрат k хозяйственной единицы во время g ; y_{kg} – вектор показателей выпуска k хозяйственной единицы во время g ; u_0 – вектор весов разных видов затрат; v_0 – вектор весов разных видов выпуска; ψ_0 – переменная, которая отражает эффект масштаба: $\psi \in R_+$ – эффект отрицательный; $\psi \in R_-$ – положительный; $\psi = \{0\}$ – постоянный (нет эффекта масштаба):

$$D_I(x_{it}, y_0, t_0)^{-1} = X_{it}^{-1} = \max_{u, v, \psi} \frac{v_0 \cdot y_0 + \phi_0}{u_0 \cdot x_{it}}, \quad (3)$$

при условии

$$\frac{v_0 \cdot x_{kg} + \phi_0}{u_0 \cdot y_{kg}} \leq 1, \quad k = 1, \dots, K, \quad g = 1, \dots, T,$$

где ϕ_0 – переменная, которая отражает эффект масштаба: при $\phi \in R_+$ он положительный, при $\phi \in R_-$ – отрицательный, а при $\phi = \{0\}$ его нет;

D_O и D_I – функции расстояния Шеппарда до кусочно-линейной границы производственных возможностей по выпуску и затратам соответственно: D_O показывает, какую долю от возможного составляет выпуск хозяйственной единицы, D_I сообщает, во сколько раз затраты превысили наименьшие возможные, во сколько раз можно пропорционально уменьшить все статьи затрат.

Индекс – это отношение общей (факторной) производительности хозяйственной единицы i во время t к производительности хозяйственной единицы h во время s . При этом производительность хозяйственной единицы определяется отношением ее агрегатного выпуска и агрегатных затрат. Особенность индекса в том, как получаются эти агрегаты. Принципиально для агрегирования подходит любая неотрицательная, неубывающая (соответственно по затратам или выпуску), однородная первой степени, скалярная (возвращает одно значение) функция.

Функции расстояния до границы производственных возможностей подходят в тех случаях, когда нет сведений о цене или доле разных видов затрат и выпуска. Теневая цена¹ w_m статьи затрат m (из M)

$$w_{m0}(x_{it}, q_{m0}) = \frac{\partial D_I(x_{it}, \mathbf{q}_0, t_0)}{\partial x_{mit}} = \frac{u_{m0}}{v_0 \cdot y_0 + \phi_0} \geq 0. \quad (4)$$

Из этого ясно, почему функция расстояний является хорошим агрегатором. Она представляет агрегатные затраты как скалярное произведение вектора статей затрат \mathbf{q}_{it} на полученный из оптимизационной задачи вектор теневых цен этих затрат \mathbf{w}_0 :

$$X_{it} = D_I(x_{it}, \mathbf{q}_0, t_0) = \mathbf{q}_{it} \cdot \mathbf{w}_0. \quad (5)$$

Аналогично и для агрегатного выпуска.

Благодаря тому, что функции расстояния строятся относительно затрат или выпуска условной представительной хозяйственной единицы, а не для каждой хозяйственной единицы по ее реальным показателям, как в классической модели анализа охвата данных (data envelopment analysis, нет общепринятого русского перевода, далее – DEA) [Banker, Charnes, Cooper, 1984], для индекса Фере–Примона выполняется условие транзитивности.

Функции расстояния для индекса производительности можно получить не только с помощью математического программирования в случае DEA, но и средствами метода максимального правдоподобия в случае анализа стохастической границы (stochastic frontier analysis – SFA), или метода наименьших квадратов [Jeong, 2008]. Мы использовали DEA, так как это подход непараметрический, а значит, не требуется делать произвольные допущения о распределениях или беспокоиться об эконометрических проблемах, в частности эндогенности, при оценке производственной функции. С прикладной точки зрения именно на DEA основаны алгоритмы программного обеспечения (программа DPIN3 и пакет productivity для языка R), способного рассчитывать интересующий нас индекс.

Для расчета индекса Фере–Примона требуется не только набор показателей затрат и выпуска, но и допущение об эффекте масштаба, который отражают ψ_0 и ϕ_0 . Для проверки гипотез об эффекте масштаба мы использовали разработанные для DEA тесты Л. Симара и П. Уилсона. Статистика одного теста – среднее отношений или отношение средних оценок функции расстояния до границы производительности при нулевой гипотезе H_0 и альтернативной гипотезе H_a . H_0 : постоянная отдача от масштаба против H_a : непостоянная отдача от масштаба или H_a : убывающая отдача от масштаба против H_0 : непостоянная отдача от масштаба. Распределение статистики получается с помощью бутстрепа со сглаживанием [Simar, Wilson, 2002]. Мы использовали 100 повторений. Функции расстояния оценивались до многолетней границы производственных возможностей, а не для каждого года отдельно.

Индекс Фере–Примона можно корректно разложить на меру технического прогресса $ТС$ и меру намерстывания $ЕС$. Мера технического прогресса отражает изменение границы производственных возможностей, т. е. показывает, как изменилась производительность самых производительных хозяйственных единиц. Мера намерстывания сообщает, сократила ли данная хозяйственная единица отставание от самых производительных хозяйственных единиц:

¹ Экономический смысл теневых цен: это те цены, при которых минимизирующая издержки хозяйственная единица как получатель цены выберет наблюдаемый у нее объем затрат.

$$TFP_{hs.it} = TC \times EC = \left(\frac{TFP_t^*}{TFP_S^*}\right) \times \left(\frac{TFPE_{it}}{TFPE_{hs}}\right) = \left(\frac{TFP_t^*}{TFP_S^*}\right) \times \left[\frac{TFP_{it}}{TFP_t^*} \frac{TFP_{hs}}{TFP_S^*}\right], \quad (6)$$

где TFP_t^* – лучший показатель TFP среди всех хозяйственных единиц во время t ; $TFPE_{it}$ – техническая эффективность единицы i во время t . Смысл технической эффективности в данном случае ясен из самой формулы: это отношение производительности единицы к самой высокой наблюдаемой производительности во время t . Индекс Фере–Примона раскладывается и на большее число частей, но мы ограничились самым простым делением ради лучшей интерпретации.

Все расчеты осуществлялись с помощью языка R (дистрибутив Microsoft R Open 3.5.1). Для тестов эффекта масштаба использовался пакет rDEA версии 1.2-5, для расчета индекса Фере–Примона и его разложения – пакет productivity версии 1.1.0 [Dakpo, Desjeux, Latruffe, 2018].

Разделение разброса различий в росте ВРП на вклад агрегатных затрат и совокупной производительности факторов

Из определения индекса Фере–Примона вытекает, что его можно представить как отношение индекса выпуска к индексу агрегатных затрат:

$$TFP_{hs.it} = \frac{\left(\frac{Y_{it}}{X_{it}}\right)}{\left(\frac{Y_{hs}}{X_{hs}}\right)} = \frac{\left(\frac{Y_{it}}{Y_{hs}}\right)}{\left(\frac{X_{it}}{X_{hs}}\right)}. \quad (7)$$

Отсюда следует, что справедливо равенство

$$\ln \frac{Y_{it}}{Y_{hs}} = \ln TFP_{hs.it} + \ln \frac{X_{it}}{X_{hs}}. \quad (8)$$

Обозначим множество значений изменения выпуска как YI , а производительности и затрат – $TFPI$ и XI соответственно. В таком случае

$$Var(\ln YI) = Var(\ln TFPI + \ln XI) = Var(\ln TFPI) + Var(\ln XI) + 2cov(\ln TFPI, \ln XI). \quad (9)$$

Если ковариация нуль, т. е. изменения производительности и затрат линейно не зависят друг от друга, их вклад в изменение выпуска определяют простые отношения:

$$\frac{Var(\ln TFPI)}{Var(\ln YI)}, \quad \frac{Var(\ln XI)}{Var(\ln YI)}. \quad (10)$$

Такую формулу использовал для объяснения различий в доходах между странами мира Ф. Казелли [Caselli, 2005]. Но если ковариация не нуль, сумма измеренных таким образом вкладов не будет равна единице и ковариацию можно распределить между вкладом двух условий по-разному.

П. Кленов и А. Родригес-Кларе [Klenow, Rodríguez-Clare, 1997] предложили разделить ковариацию между производительностью и факторами производства поровну, т. е. их оценка вклада производительности такова:

$$\frac{Var(\ln TFPI) + cov(\ln TFPI, \ln XI)}{Var(\ln YI)}. \quad (11)$$

С.Л. Байер, Д.Р. Двайер и Р. Тамура указали, что разделение ковариации на две равные части произвольно и предложили иной подход. В их разложении вся корреляция между затратами и производительностью относится на счет или затрат, или производительности

[Baier, Dwyer, Tamura, 2006]. Из этого получаются две оценки. Большую мы будем использовать как верхнюю оценку, а меньшую – как нижнюю. Для производительности эти оценки определяются формулами¹:

$$\frac{Var(\ln TFPI) + cov(\ln TFPI, \ln XI)}{Var(\ln YI)}; \quad (12)^2$$

$$1 - \frac{[\sigma_{\ln XI} + \sigma_{\ln TFPI} \times \rho_{\ln XI, \ln TFPI}]}{Var(\ln YI)}. \quad (13)^3$$

Эмпирическое исследование совокупной производительности факторов в регионах России

Для исследования использовались два показателя затрат:

1) количество фактически отработанного времени на всех видах работ по производству товаров и услуг в среднем за год;

2) среднегодовое наличие основных фондов в среднегодовых (а не смешанных) ценах 2016 г. Выпуск измерялся одним показателем — ВРП в ценах 2016 г.

Сведения о фактически отработанном времени на всех видах работ в разрезе субъектов Федерации есть на сайте ЕМИСС России⁴. Однако этот ряд охватывает только 2011–2016 гг. Кроме того, показатели 2016 г. рассчитаны по новой методике, а данные за 2011–2015 гг. не были актуализированы. Пример последствий выборочной актуализации данных – динамика показателя в Орловской области: в 2011–2015 гг. количество отработанных человеко-часов составляло 910–932 млн, в 2016 г. – 696 млн. Мы продлили ряд до 2005 г. (кроме Архангельской и Тюменской областей без автономных округов) с помощью индекса совокупных затрат труда, который получили из отношения индекса производительности труда к индексу физического объема ВРП.

Среднегодовое наличие основных фондов в постоянных ценах получено из показателей наличия основных фондов в среднегодовых ценах. Росстат публикует сведения о среднегодовом наличии основных фондов в среднегодовых ценах, а также о наличии основных фондов в среднегодовых ценах на начало и конец года по полному кругу лиц (восстановительная стоимость, а не смешанные цены)⁵. Если допустить, что физический

¹ Обе получаются исходя из одного из преобразований дисперсии суммы (9):
 $Var(\ln YI) = [\sigma_{\ln TFPI} + \sigma_{\ln XI} \times \rho_{\ln XI, \ln TFPI}]^2 + [(1 - \rho_{\ln XI, \ln TFPI}^2) \times Var(\ln XI)] = [\sigma_{\ln XI} + \sigma_{\ln TFPI} \times \rho_{\ln XI, \ln TFPI}]^2 + [(1 - \rho_{\ln XI, \ln TFPI}^2) \times Var(\ln TFPI)]$. Верность равенства легко показать, если учесть, что коэффициент корреляции $\rho_{\ln XI, \ln TFPI} = \frac{cov(\ln TFPI, \ln XI)}{(\sigma_{\ln XI} \times \sigma_{\ln TFPI})}$.

^{2,3} Валовой региональный продукт по субъектам Российской Федерации (валовая добавленная стоимость в основных ценах) / Федеральная служба государственной статистики. URL: http://www.gks.ru/free_doc/new_site/vvp/vrp98-17.xlsx; Индексы физического объема валового регионального продукта в 1998–2017 гг. / Федеральная служба государственной статистики. URL: http://www.gks.ru/free_doc/new_site/vvp/din98-17.xlsx

⁴ Количество фактически отработанного времени на всех видах работ по производству товаров и услуг (в среднем за год миллион человеко-часов) по 2016 г. // ЕМИСС / Минкомсвязь России, Росстат. URL: <https://fedstat.ru/indicator/37691>.

⁵ Среднегодовое наличие основных фондов в среднегодовых ценах по 2016 г. // ЕМИСС / Мин-комсвязь России, Росстат. URL: <https://fedstat.ru/indicator/40435>; Наличие основных фондов на начало года в среднегодовых ценах по 2016 г. // ЕМИСС / Минкомсвязь России, Росстат. URL: <https://fedstat.ru/indicator/40439>; Наличие основных фондов на конец года в среднегодовых ценах по 2016 г. // ЕМИСС / Минкомсвязь России, Росстат. URL: <https://fedstat.ru/indicator/40436>

объем фондов на начало года $t + 1$ и физический объем фондов на конец года t в среднегодовых ценах года t равны, то отношение наличия основных фондов на начало года $t + 1$ в среднегодовых ценах года $t + 1$ к наличию основных фондов дает дефлятор для приведения наличия основных средств к среднегодовым ценам какого-либо года.

В статистических ежегодниках некоторых субъектов Федерации есть прямые оценки индекса физического объема основных фондов – изменение относительно наличия на конец прошлого года. Во-первых, такие сведения есть не для всех регионов, а во-вторых, у оценок в разных регионах разный временной охват. Тем не менее индексы физического объема, рассчитанные нами, почти безупречно коррелируют с опубликованными в большинстве регионов, по которым есть оценки индекса физического объема из статистического ежегодника. Главное исключение – Вологодская область, для которой два индекса никак не связаны. Плохое соответствие у Мурманской области и Приморского края, Республики Бурятия и Республики Дагестан. Мы пересчитали показатели для Дагестана и Вологодской области по индексу физического объема основных фондов из статистических ежегодников, так как по этим индексам изменение было более плавным, а значит, более правдоподобным.

Наличие сведений об основных средствах определило временной охват анализа с 2008 по 2016 г. Архангельская и Тюменская области оценивались отдельно от их округов, индекс отсчитывался с 2008 г. и отчасти поэтому не рассчитывался индекс для Крыма. По Крыму нет сведений ни о фактическом числе отработанных часов, ни об основных средствах до 2015 г. Что еще важнее, ни российское, ни украинское статистические ведомства не сообщили индекс объема ВРП для Крыма за 2014 г.

Тесты эффекта масштаба продемонстрировали, что наблюдаемые показатели затрат и выпуска менее вероятны при постоянном эффекте масштаба. Неясно, отрицательный ли он для регионов любого размера или только для регионов с крупной экономикой из тестов (табл. 1). Более того, из расчетов следует, что посылки о не постоянном и отрицательном эффекте масштаба приводят к совершенно одинаковым результатам, так же, как и посылки об отсутствующем и положительном эффекте масштаба.

Таблица 1. Результаты тестов эффекта масштаба

Table 1. Results of tests for returns to scale

Функция расстояния	Гипотеза		p-значение теста	
	Нулевая H_0	Альтернативная H_a		
	Эффект масштаба		по среднему отношению двух оценок функции расстояния при H_0 и H_a	по отношению средних оценок функции расстояния при H_0 и H_a
D_0	Нет	Непостоянный	0,005	0,005
	Отрицательный	То же	0,979	0,923
D_1	Нет	То же	0,005	0,005
	Отрицательный	То же	0,002	0,002

Результаты в целом слабо зависят и от того, растет ценность новых затрат или нет: коэффициент корреляции Пирсона 0,996 значим при любом уровне. Но если эффекта масштаба не было, или он был положительный, динамика производительности была немного лучше (рис. 1). Далее мы исходим из того, что эффект масштаба был не постоянный или отрицательный.

Изменения от года к году агрегатных затрат, выпуска, производительности и ее составных частей показывает рис. 2. Агрегатные затраты во все годы почти повсеместно

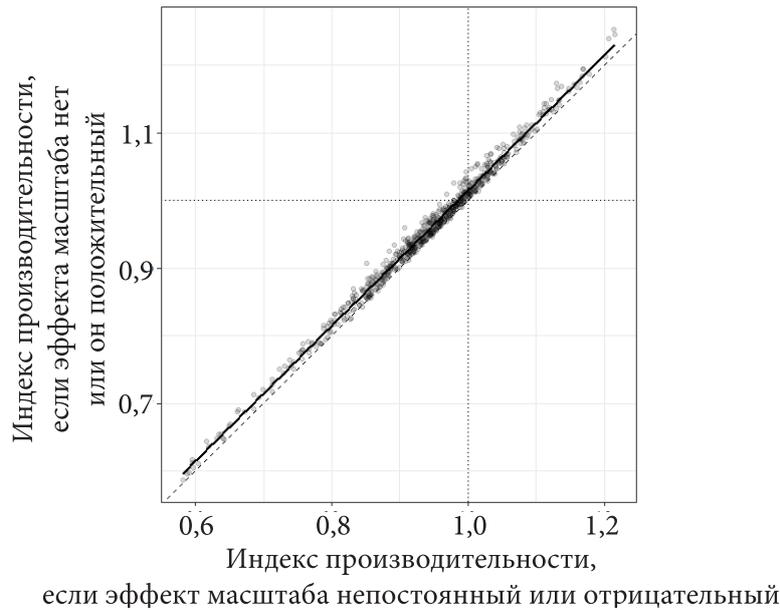


Рис. 1. Влияние выбора эффекта масштаба на индекс Фере–Примона¹

Fig. 1. The impact of returns to scale assumption on Färe–Primont index

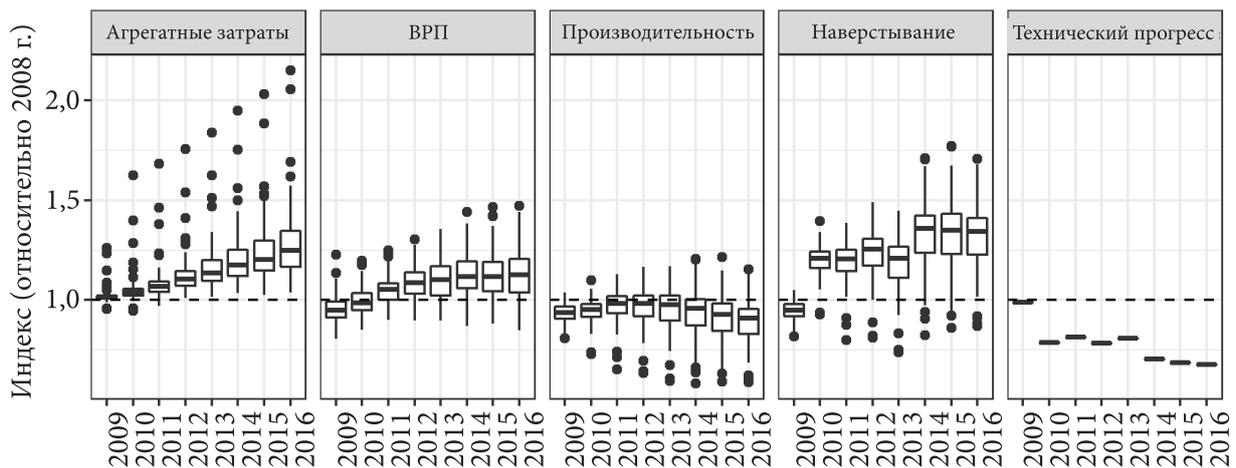


Рис. 2. Распределение агрегатных затрат, выпуска, индекса Фере–Примона и его множителей (составных частей)

Fig. 2. Distribution of aggregate inputs, outputs, Färe–Primont index and its components

росли. В то же время производительность после спада в 2009 г. увеличивалась в большей части регионов только два года, и уже в 2013 г. медиана индекса производительности была единицей. С 2013 г. в большей части субъектов Федерации производительность падала, причем круг регионов с ростом производительности ежегодно сужался с 2012 г.: с 70 регионов в 2011 г. до 15 в 2016 г.

Только в 2011 г. и 2013 г. российская граница производственных возможностей изменялась в лучшую сторону (в 2010–2013 гг. ее определяла Тюменская область без округов, задавали ее Чукотка в 2008–2009 гг. и г. Санкт-Петербург в 2014–2016 гг.), но даже в эти годы прирост был недостаточным, чтобы покрыть убыль в остальное время.

¹ Оценки при условии, что эффекта масштаба нет, лежат выше пунктирной кривой с угловым коэффициентом 1 (с наклоном 45°). Сплошная линия отражает оценки простой линейной регрессии / Estimates under constant returns to scale lie above the dotted line with slope of 1 (a 45° rising line). The solid line shows estimates of simple linear regression.

Примечательно, что 2009 г. едва изменил границу производственных возможностей, но отдалил от нее регионы с не самыми высокими показателями. Хотя в итоге разрыв в производительности между регионами России стал меньше, бóльшая их часть в 2016 г. была менее производительной по сравнению не только с 2008 г., но и 2009 г. (рис. 3).

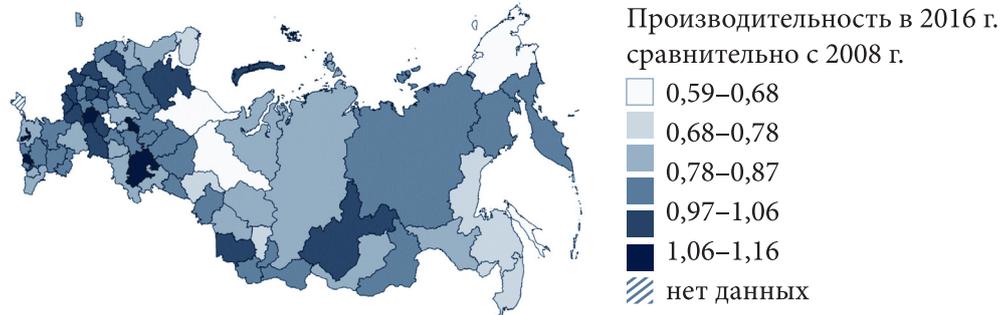


Рис. 3. Картограмма с индексом Фере–Примона
Fig. 3. Schematic map of Russian regions with calculated Färe–Primont indexes

За 2008–2016 гг. особенно снизилась производительность в сырьевых регионах: в Сахалинской и Кемеровской областях, Чукотском, Ханты-Мансийском и Ненецком автономных округах, Республике Коми. Причем спад здесь наблюдался и в 2010–2012 гг., когда цены на сырье росли. Меньше общего у регионов, которые улучшили показатели. Более чем на 10 % за 9 лет выросла производительность в Тамбовской области и в Мордовии, Башкирии, Адыгее, Марий Эл, Кабардино-Балкарии.

Вклад затрат и производительности в изменения выпуска в регионах России рассматривался с точки зрения различий:

- между регионами в какой-то один год;
- того же региона в разные годы.

В первом случае мы получили отрицательную корреляцию между логарифмами изменения затрат и производительности во все годы, кроме 2009 г., когда вклад производительности составлял от 60 до 68 % (табл. 2). Отрицательная корреляция между изменением затрат и производительности – теоретически самый неудобный случай, так как модели экономического роста исходят из неотрицательной связи. Однако к чему бы ни относилась корреляция между изменением затрат и производительности, большую часть различий между регионами в изменении ВРП в послекризисные годы обуславливают изменения производительности.

Если рассматривать изменения выпуска в каждом субъекте Федерации с 2008 по 2016 г. в целом, то корреляция между изменением затрат и выпуска в 2008–2016 гг. была отрицательной в 39 из 83 регионов, прежде всего на Дальнем Востоке и Кавказе.

В большинстве регионов большую часть различий в изменении их ВРП обуславливает производительность. Иными словами, производительность не только определяет межрегиональное неравенство, но и является главным двигателем изменений ВРП в большинстве субъектов Федерации. По верхней оценке, влияние изменения затрат преобладало только в Сахалинской области, где с середины 2000-х годов шло освоение новых месторождений углеводородов за счет участия крупного иностранного капитала. Для некоторых субъектов Федерации неясно, что было главным источником изменения выпуска, так как нижняя оценка вклада производительности у них меньше 0,5, а верхняя больше (рис. 4). Оценки для отдельных лет более однозначны, так как в их расчете берется дисперсия по 83 значениям (число субъектов Федерации), а не 9 (число лет), как при рассмотрении отдельных регионов.

Таблица 2. Результаты разложения дисперсии изменения логарифма выпуска для отдельных лет (различия между регионами)

Table 2. Results of variance decomposition of the change in log of output for selected years (differences between the regions)

Год	Коэффициент корреляции	Корреляция между изменением агрегатных затрат и производительности отнесена на счет			
		производительности		агрегатных затрат	
		Доля			
		производительности	затрат	производительности	затрат
2009	+0,08	0,68	0,32	0,60	0,40
2010	-0,64	0,63	0,37	1,00	0,00
2011	-0,47	0,86	0,14	0,99	0,01
2012	-0,58	0,79	0,21	0,98	0,02
2013	-0,67	0,83	0,17	0,91	0,09
2014	-0,44	0,79	0,21	1,00	0,00
2015	-0,48	0,66	0,34	0,98	0,02
2016	-0,41	0,51	0,49	0,88	0,12

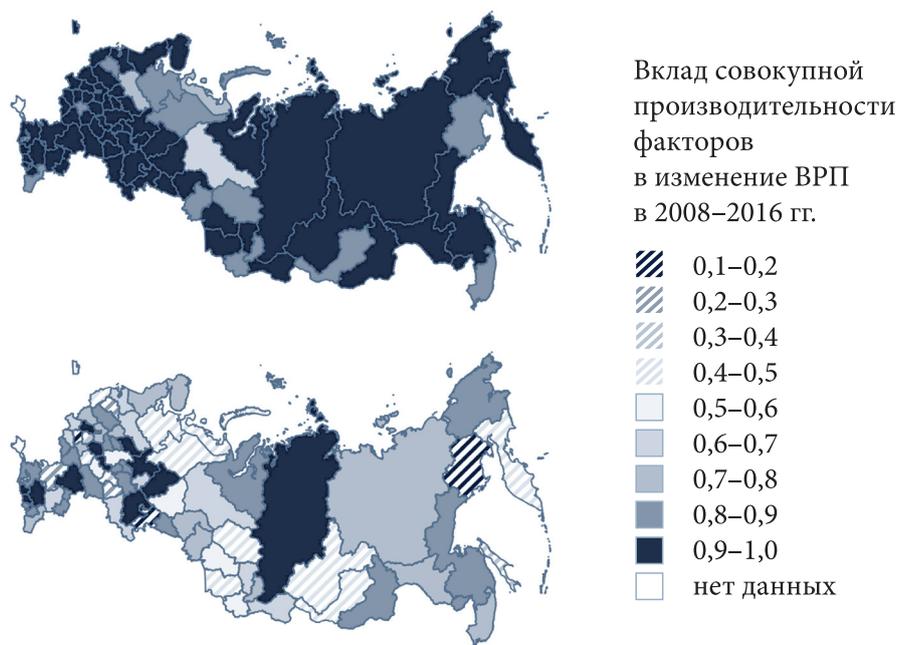


Рис. 4. Картограмма с верхней и нижней оценками вклада совокупной производительности факторов в изменение ВРП в 2008–2016 гг. регионов

Fig. 4. Schematic map with upper and lower estimates of total factor productivity contribution to change in GRP in 2008–2016

Модели теории экономического роста предполагают, что изменения производительности и затрат либо совсем не зависят друг от друга, либо идут в одном направлении. Мы же обнаруживали между ними преимущественно отрицательную связь. Такая связь возникает, когда, например, простаивают новые, но ненужные мощности. Это означает, что общество направило силы на непроизводительные цели. К такому исходу (с теоретической точки зрения) ведет плохая работа рынка, в частности из-за неудачного государственного вмешательства [Baier, Dwyer, Tamura, 2006].

С другой стороны, наблюдаемая отрицательная связь может и не быть общественным злом. В большинстве развитых стран связь между ростом затрат и производительности отрицательная: страны могут выбирать между большими затратами труда и большей

производительностью, и для развитой страны выбор бóльшей занятости может быть выгоднее для счастья общества [Michelis, Estevão, Wilson, 2014]. В России после 2009 г. уровень безработицы падал и к 2018 г. стал самым низким за всю историю наблюдений¹. Хотя общее число отработанных человеко-часов в большинстве субъектов Федерации в 2016 г. было меньше, чем в 2008 г. или даже 2009 г. (в 69 и 56 из 83 соответственно), затраты труда все же могли быть выше уровня, максимизирующего производительность: точки, в которой ценность дополнительных затрат труда равна их цене. В пользу этой догадки говорит и опережавшее рост производительности труда увеличение реальной заработной платы в России.

Выбор бóльшей занятости, однако, выгоднее развитым странам у границы производственных возможностей. Насколько выгоден такой выбор, т. е. какова соответствующая цена упущенных возможностей, для еще далекой от этой границы России неясно.

Отрицательная связь между оценками изменения затрат и выпуска может возникать и из-за роста количества основных средств при все бóльшей степени их износа. Быстрее всего агрегатные увеличились затраты в нефтяных субъектах Федерации и на Чукотке, там, где был особенно большой спад производительности при быстром накоплении основных средств. Видимая быстрота роста количества основных средств в этих регионах исчезает, как только мы перемножаем показатель наличия основных средств на коэффициент их годности (один минус степень износа). Но даже после пересчета индексов затрат и производительности по новому показателю основных средств с учетом степени их износа² корреляция остается отрицательной.

От качества меры основных средств зависит также, противоречат ли наши результаты распространенному мнению о том, что кризис оздоравливает хозяйство страны, устраняя наименее эффективных производителей. Дело в том, что в 2009 г. общая производительность хозяйства упала почти во всех субъектах Федерации. Если бы кризис действительно подталкивал производителей к положительному пересмотру способа хозяйствования, производительность, скорее бы, росла. На это можно возразить, что отбросить идею о положительном влиянии кризиса нельзя, пока мы не учтем загрузку мощностей. Однако достоверных сведений о ней, особенно для полного круга лиц, в разрезе регионов нет.

Заключение

Общая производительность хозяйства в большей части субъектов Российской Федерации в 2008–2016 гг. снижалась. Более того, в 2016 г. показатели большинства регионов были хуже, чем в кризисном 2009 г. Особенно резким спад был в нефтяных субъектах Федерации и на Чукотке – в регионах, которые быстрее других накапливали основные средства. Убыль общей производительности в большей части регионов России создает угрозу устойчивости экономического роста страны.

Авторы выяснили также, что изменение именно производительности, а не агрегатных затрат объясняет бóльшую часть различий в динамике ВРП, как между регионами в отдельные годы, так и для отдельных регионов в разные годы. Накопление капитала или увеличение затрат труда не были главным источником роста в 2008–2016 гг. Это противоречит мнению о том, что развиваются те регионы, которые преуспели в привлечении инвестиций. Удельный вес затрат в экономическом росте России, скорее всего, будет мал

¹ Уровень безработицы населения в возрасте 15–72 лет по субъектам Российской Федерации / Федеральная служба государственной статистики. URL: <https://goo.gl/9RGMCR>

² Так как о степени износа основных фондов для полного круга лиц по субъектам Федерации сведений нет, мы использовали среднее степени износа фондов коммерческих организаций (без малых) на конец двух соседних лет.

и в обозримом будущем, так как, с одной стороны, нет оснований для значительного роста совокупных затрат труда, а с другой – нет признаков улучшения внешних условий, которые влияют на условия займа для России на внешних рынках (резкое повышение нормы сбережений внутри страны также маловероятно из-за невысокого текущего уровня потребления жителей России).

Далее, мы обнаружили отрицательную связь между изменениями производительности и затрат. Причиной отрицательной связи может быть не только неудачное государственное вмешательство, но и сознательный выбор государством большей занятости при меньшей производительности. Второе весьма вероятно, так как в России после 2009 г. почти повсеместно падал уровень безработицы. Долгосрочные последствия обмена производительности на большую занятость, однако, неясны. Это предмет для опытных оценок, так как производительность растет с опытом, а продолжительная безработица обесценивает накопленный прежде человеческий капитал.

Для расчета индекса производительности были использованы показатели всех регионов. Таким образом мы неявно допустили, что есть общая для всех субъектов Федерации граница производственных возможностей. Если это так, то устранение помех для усвоения более производительных способов хозяйствования (иными словами, улучшение институциональной среды), сулит легкую прибавку к уровню выпуска отстающих, так как знания, от которых зависит производительность, являются неконкурентным благом. Такой подход распространен в политико-экономической литературе [Parente, Prescott, 1999].

Альтернативная точка зрения состоит в том, что у регионов граница производственных возможностей разная. Более того, все регионы производительны в том смысле, что выбирают лучший доступный/подходящий им способ производства. Этот выбор в экономических моделях зависит от состава производительных сил – сравнительного богатства трудом или основными средствами, так как, например, развитые страны с избытком капитала создают передовые технологии для своего хозяйства, а не для укладов стран третьего мира [Acemoglu, Zilibotti, 2001; Jerzmanowski, 2007]. Изменить состав производительных сил намного сложнее, чем устранить институциональные помехи и перенять уже доступную технологию: в теории экономического развития глубокие перемены в производительных силах часто связывают с крупными расходами государства, так как у частных лиц нет оснований вкладывать в новые места из-за эффекта масштаба и эффекта колене (такие посылки есть в моделях, например, Розенштейна–Родана или Э. Венаблса и П. Кругмана).

При том же темпе технического прогресса в случае общей границы производственных возможностей будет наблюдаться большая скорость роста производительности, чем в случае, если общей границы нет. Учет особенностей состава производительных сил для поиска причин разных скоростей роста производительности – предмет для дальнейших исследований.

Источники

Воскобойников И. Б. (2003). Оценка совокупной факторной производительности российской экономики в период 1961–2001 гг. с учетом корректировки динамики основных фондов. М.: ГУ ВШЭ. 40 с. (Серия WP2 : количественный анализ в экономике / под ред. В. А. Бессонова; WP2/2003/03.). URL: <https://publications.hse.ru/preprints/78826358>.

Дружинин П. В., Прокопьев Е. А. (2018). Оценка эффективности развития стран ЕС, входящих в Балтийский регион // Балтийский регион. Т. 10. № 1. С. 4–18. DOI: 10.5922/2079-8555-2018-1-1.

Макаров В. Л., Айвазян С. А., Афанасьев М. Ю., Бахтизин А. Р., Нанавян А. М. (2014). Оценка эффективности регионов РФ с учетом интеллектуального капитала, характеристик готовности к инновациям, уровня благосостояния и качества жизни населения. *Экономика региона*. № 4. С. 9–30. URL: <http://economyofregion.com/archive/2014/51/2449/pdf/>.

Мясников А. А. (2016). Совокупная факторная производительность в российских регионах в 2000–2014 гг. // *Экономика и предпринимательство*. № 12–4 (77). С. 657–664.

Мясников А. А. (2018). Анализ факторов совокупной факторной производительности российских регионов // *Экономика региона*. Т. 14. № 4. С. 1168–1180. DOI: 10.17059/2018-4-9.

Ростислав К. В. (2018). Различия в общей производительности рабочей силы и основных средств между регионами России в 2008–2016 гг. // *Пространственная организация общества: теория, методология, практика: сб. материалов междунар. науч.-практ. конф. (7–11 нояб. 2018 г.)*. Пермь: Издательский центр Пермского государственного национального исследовательского университета. С. 522–529.

Abramovitz M. (1956). Resource and output trends in the United States since 1870. *The American Economic Review*, vol. 46, no. 2. pp. 5–23. Available at: <https://www.jstor.org/stable/1910656>.

Acemoglu D., Zilibotti F. (2001). Productivity differences. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 116, no. 2. pp. 563–606. DOI: 10.1257/aer.89.5.1216

Baier S.L., Dwyer G.P., Tamura R. (2006). How important are capital and total factor productivity for economic growth? *Economic Inquiry*, vol. 44, no. 1, pp. 23–49. DOI: 10.1093/ei/cbj003.

Banker R. D., Charnes A., Cooper W. W. (1984). Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. *Management Science*, vol. 30, no. 9. pp. 1078–1092. DOI: 10.1287/mnsc.30.9.1078.

Beugelsdijk S., Klasing M.J., Milionis P. (2018). Regional economic development in Europe: The role of total factor productivity. *Regional Studies*, vol. 52, no. 4, pp. 461–476. DOI: 10.1080/00343404.2017.1334118.

Bogetoft P., Otto L. (2011). *Benchmarking with DEA, SFA, and R*. N. Y.: Springer New York. DOI: 10.1007/978-1-4419-7961-2.

Caselli F. (2005). Accounting for cross-country income differences. Chapter 9. In: *Handbook Economic Growth*, vol. 1, part A, pp. 679–741. DOI: 0.1016/S1574-0684(05)01009-9.

Dakpo K.H., Desjeux Y., Latruffe L. (2018). *Productivity: Indices of productivity and profitability using data envelopment analysis (DEA)*. Available at: <https://CRAN.R-project.org/package=productivity/>.

Easterly W., Levine R. (2001). What have we learned from a decade of empirical research on growth? It's not factor accumulation: Stylized facts and growth models. *The World Bank Economic Review*, vol. 15, no. 2, pp. 177–219. DOI: 10.1093/wber/15.2.177.

Färe R., Grosskopf S., Norris M., Zhang Z. (1994). Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries. *The American Economic Review*, vol. 84, no. 1, pp. 66–83. Available at: <http://www.jstor.org/stable/2117971>.

Grifell-Tatjé E., Lovell C. A. K. (1995). A note on the Malmquist productivity index. *Economics Letters*, vol. 47, no. 2, pp. 169–175. DOI: 10.1016/0165-1765(94)00497-P.

Iwasaki I., Suganuma K. (2015). Foreign direct investment and regional economic development in Russia: an econometric assessment. *Economic Change and Restructuring*, no. 3–4 (48), pp. 209–255. DOI: 10.1007/s10644-015-9161-y.

Jerzmanowski M. (2007). Total factor productivity differences: Appropriate technology vs. efficiency. *European Economic Review*, vol. 51, no. 8, pp. 2080–2110. DOI: 10.1016/j.eurocorev.2006.12.005.

Klenow P.J., Rodríguez-Clare A. (1997). The neoclassical revival in growth economics: Has it gone too far? *NBER Macroeconomic Annual*, vol. 12, pp. 73–103. DOI: 10.1086/654324.

Krüger J. J. (2003). The global trends of total factor productivity: Evidence from the nonparametric Malmquist index approach. *Oxford Economic Papers*, no. 2 (55), pp. 265–286. DOI: <http://www.jstor.org/stable/2117971>.

Lee J. Y. (2008). Global trends of productivity growth: Evidence from the Malmquist Index. *East Asian Economic Review*, vol. 12, no. 1, pp. 111–137. DOI: 10.11644/KIEPJEAI.2008.12.1.181.

Michelis A. De, Estevão M. M., Wilson B. A. (2014). *Productivity or employment: Is it a choice? IMF Working Paper no. WP/13/97*. DOI: 10.5089/9781484331026.001.

O'Donnell C. J. (2011a). *Economic estimation of distance functions and associated measures of productivity and efficiency change*. Working Paper Series of the Centre for Efficiency and Productivity Analysis, School of Economics, University of Queensland, no. WP01/2011. Available at: http://ideas.repec.org/cgi-bin/get_doc.pl?urn=RePEc:qld:uqcepa:76&url=https://economics.uq.edu.au/files/5217/WP012011.pdf.

O'Donnell C. J. (2011b). *Estimating total factor productivity change when no price or value-share data are available*. Working Paper Series of the Centre for Efficiency and Productivity Analysis, School of Economics, University of Queensland, no. WP01/2017. Available at: <http://www.uq.edu.au/economics/cepa/docs/WP/WP012017.pdf>.

O'Donnell C. J. (2011c). *The Sources of Productivity Change in the Manufacturing Sectors of the U.S. Economy*. Working Paper Series of the Centre for Efficiency and Productivity Analysis, School of Economics, University of Queensland, no. WP07/2011. Available at: <http://www.uq.edu.au/economics/cepa/docs/WP/WP072011.pdf>.

O'Donnell C. J. (2014). Econometric estimation of distance functions and associated measures of productivity and efficiency change. *Journal of Productivity Analysis*, vol. 41, no. 2. pp. 187–200. DOI: 10.1007/s11123-012-0311-1.

Parente S. L., Prescott E. C. (1999). Monopoly rights: A barrier to riches. *The American Economic Review*, no. 5 (89), pp. 1216–1233. DOI: 10.1257/aer.89.5.1216.

Simar L., Wilson P. W. (2002). Non-parametric tests of returns to scale. *European Journal of Operational Research*, vol. 139, no. 1, pp. 115–132. DOI: 10.1016/S0377-2217(01)00167-9.

Voskoboynikov I. B. (2017). Sources of long run economic growth in Russia before and after the global financial crisis. *Russian Journal of Economics*, no. 4 (3), pp. 348–365. DOI: 10.1016/J.RUJE.2017.12.003.

Информация об авторах

Бабурин Вячеслав Леонидович, доктор географических наук, профессор кафедры экономики и социальной географии России Московского государственного университета имени М. В. Ломоносова, 119991, г. Москва, Российская Федерация, Ленинские горы, МГУ имени М. В. Ломоносова, географический факультет; профессор (исследователь) Балтийского федерального университета имени И. Канта, 236016, г. Калининград, ул. А. Невского, 14
Контактный телефон: +7 (495) 939-26-44, e-mail: info@geogr.msu.ru

Ростислав Кирилл Владимирович, аспирант кафедры экономической и социальной географии России Московского государственного университета имени М. В. Ломоносова, 119991, г. Москва, Российская Федерация, Ленинские горы, МГУ имени М. В. Ломоносова, географический факультет, младший научный сотрудник лаборатории инфраструктурных и пространственных исследований Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ, 119606, Российская Федерация, Москва, пр. Вернадского, 84.
Контактный телефон: +7 (499) 956-95-03/04, e-mail: rostislav-kv@ranepa.ru

• • •

- V. L. Baburin** Lomonosov Moscow State University, Moscow, Russia; Immanuel Kant Baltic Federal University, Kaliningrad, Russia
- K. V. Rostislav** Lomonosov Moscow State University, Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration, Moscow, Russia

Total factor productivity changes in Russian regions in 2008–2016

Abstract. The research focuses on assessing the changes in the total factor productivity of Russian regions in 2008–2016. The macroeconomic theory and the theory of economic growth constitute the methodological basis of the study. The Färe-Primont productivity index and its decomposition into measures of the shift in the production possibilities frontier and the catch-up relative to this frontier are applied to evaluate productivity. The authors use a smoothed bootstrap method to check the assumption underlying the calculation of the productivity change index. The mapping method allows visually representing the estimates. The findings indicate that in 2009–2016, total factor productivity in most parts of Russia fell and in 2016, the indicators for most of the subjects of the Federation were worse than in the crisis year of 2009. At the same time, almost all regions became closer to the production possibilities frontier. The sharpest decline in productivity was in the oil regions of the Federation and in Chukotka, i.e. in the regions that accumulated fixed assets faster than others. The findings also reveal that the change in productivity, rather than aggregate inputs, explains most of the differences in the dynamics of GRP, both between regions in selected years and for each region in different years, which is of practical importance for developing regional development policies. The research finds a negative relationship between changes in total factor productivity and inputs. This result contradicts the well-known models of economic growth and therefore is theoretically valuable.

Keywords: regional economic development; total factor productivity; Färe-Primont productivity index; development accounting; data envelopment analysis (DEA).

Acknowledgements: The reported study was funded by RFBR according to the research project no. 18-05-01106 “Sustainability of Russian regions and industrial centres’ specialization during market cycles”. The research was supported by the implemented Programme for competitiveness strengthening no. 5-100 of the Immanuel Kant Baltic Federal University.

For citation: Baburin V. L., Rostislav K. V. *Izmeneniye sovokupnoy proizvoditel’nosti faktorov rossiyskikh regionov v 2008–2016 gg.* [Total factor productivity changes in Russian regions in 2008–2016]. *Journal of New Economy*, 2019, vol. 20, no. 3, pp. 5–22. DOI: 10.29141/2658-5081-2019-20-3-1

Received March 28, 2019.

References

- Voskoboynikov I. B. (2003). *Otsenka sovokupnoy faktornoy proizvoditel’nosti rossiyskoy ekonomiki v period 1961–2001 gg. s uchetom korrektyrovki dinamiki osnovnykh fondov.* WP2/2003/03 [Total factor productivity growth in Russia in 1961–2001 in terms of the fixed assets stock correction model. WP2/2003/03]. Moscow: SU HSE. Available at: <https://publications.hse.ru/preprints/78826358>. (in Russ.)
- Druzhinin P. V., Prokopyev E. A. (2018). *Otsenka effektivnosti razvitiya stran ES, vkhodyashchikh v Baltiyskiy region* [Assessment of the economic performance of the EU Baltic region states]. *Baltiyskiy region = Baltic Region*, vol. 10, no. 1, pp. 4–18. DOI: 10.5922/2079-8555-2018-1-1. (in Russ.)

Makarov V. L., Ayyazyan S. A., Afanasyev M. Yu., Bakhtizin A. R., Nanavyan A. M. (2014). Otsenka effektivnosti regionov RF s uchetom intellektual'no-go kapitala, kharakteristik gotovnosti k innovatsiyam, urovnya blagosostoya-niya i kachestva zhizni naseleniya [The estimation of the regions' efficiency of the Russian Federation including the intellectual capital, the characteristics of readiness for innovation, level of well-being, and quality of life]. *Ekonomika regiona = Economy of Region*, no. 4, pp. 9–30. Available at: <http://economyofregion.com/archive/2014/51/2449/pdf/> (in Russ.)

Myasnikov A. A. (2016). Sovokupnaya faktornaya proizvoditel'nost' v ros-siyskikh regionakh v 2000–2014 gg. [Total factor productivity in Russian regions in 2000–2014]. *Ekonomika i predprinimatel'stvo = Journal of Economy and Entrepreneurship*, no. 12–4 (77), pp. 657–664. (in Russ.)

Myasnikov A. A. (2018). Analiz faktorov sovokupnoy faktornoy proizvo-ditel'nosti rossiyskikh regionov [Analysis of the determinants of total factor productivity in Russian regions]. *Ekonomika regiona = Economy of Region*, vol. 14, no. 4, pp. 1168–1180. DOI: 10.17059/2018-4-9. (in Russ.)

Rostislav K. V. (2018). Differences in total factor productivity of labour force and capital between Russian regions in 2008–2016. In: *Materialy mezhdunar. nauch.-prakt. konf. "Prostranstvennaya organizatsiya obshchestva: teoriya, metodologiya, praktika"*, noyabr 7–11, 2018 [Proc. Int. Sci- Prac. Conf. "Spatial Organization of Society: Theory, Methodology, Practice", November 7–11, 2018]. Perm: Perm State National Research University, pp. 522–529. (in Russ.)

Abramovitz M. (1956). Resource and output trends in the United States since 1870. *The American Economic Review*, vol. 46, no. 2, pp. 5–23. Available at: <https://www.jstor.org/stable/1910656>.

Acemoglu D., Zilibotti F. (2001). Productivity differences. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 116, no. 2, pp. 563–606. DOI: 10.1257/aer.89.5.1216

Baier S.L., Dwyer G.P., Tamura R. (2006). How important are capital and total factor productivity for economic growth? *Economic Inquiry*, vol. 44, no. 1, pp. 23–49. DOI: 10.1093/ei/cbj003.

Banker R. D., Charnes A., Cooper W. W. (1984). Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. *Management Science*, vol. 30, no. 9, pp. 1078–1092. DOI: 10.1287/mnsc.30.9.1078.

Beugelsdijk S., Klasing M.J., Milionis P. (2018). Regional economic development in Europe: The role of total factor productivity. *Regional Studies*, vol. 52, no. 4, pp. 461–476. DOI: 10.1080/00343404.2017.1334118.

Bogetoft P., Otto L. (2011). *Benchmarking with DEA, SFA, and R*. N. Y.: Springer New York. DOI: 10.1007/978-1-4419-7961-2.

Caselli F. (2005). Accounting for cross-country income differences. Chapter 9. In: *Handbook Economic Growth*, vol. 1, part A, pp. 679–741. DOI: 0.1016/S1574-0684(05)01009-9.

Dakpo K.H., Desjeux Y., Latruffe L. (2018). *Productivity: Indices of productivity and profitability using data envelopment analysis (DEA)*. Available at: <https://CRAN.R-project.org/package=productivity/>.

Easterly W., Levine R. (2001). What have we learned from a decade of empirical research on growth? It's not factor accumulation: Stylized facts and growth models. *The World Bank Economic Review*, vol. 15, no. 2, pp. 177–219. DOI: 10.1093/wber/15.2.177.

Färe R., Grosskopf S., Norris M., Zhang Z. (1994). Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries. *The American Economic Review*, vol. 84, no. 1, pp. 66–83. Available at: <http://www.jstor.org/stable/2117971>.

Grifell-Tatjé E., Lovell C. A. K. (1995). A note on the Malmquist productivity index. *Economics Letters*, vol. 47, no. 2, pp. 169–175. DOI: 10.1016/0165-1765(94)00497-P.

Iwasaki I., Suganuma K. (2015). Foreign direct investment and regional economic development in Russia: an econometric assessment. *Economic Change and Restructuring*, no. 3–4 (48), pp. 209–255. DOI: 10.1007/s10644-015-9161-y.

Jerzmanowski M. (2007). Total factor productivity differences: Appropriate technology vs. efficiency. *European Economic Review*, vol. 51, no. 8, pp. 2080–2110. DOI: 10.1016/j.euroecorev.2006.12.005.

Klenow P.J., Rodríguez-Clare A. (1997). The neoclassical revival in growth economics: Has it gone too far? *NBER Macroeconomic Annual*, vol. 12, pp. 73–103. DOI: 10.1086/654324.

Krüger J. J. (2003). The global trends of total factor productivity: Evidence from the nonparametric Malmquist index approach. *Oxford Economic Papers*, no. 2 (55), pp. 265–286. DOI: <http://www.jstor.org/stable/2117971>.

Lee J. Y. (2008). Global trends of productivity growth: Evidence from the Malmquist Index. *East Asian Economic Review*, vol. 12, no. 1, pp. 111–137. DOI: 10.11644/KIEPJEAI.2008.12.1.181.

Michelis A. De, Estevão M. M., Wilson B. A. (2014). *Productivity or employment: Is it a choice?* IMF Working Paper no. WP/13/97. DOI: 10.5089/9781484331026.001.

O'Donnell C. J. (2011a). *Economic estimation of distance functions and associated measures of productivity and efficiency change*. Working Paper Series of the Centre for Efficiency and Productivity Analysis, School of Economics, University of Queensland, no. WP01/2011. Available at: http://ideas.repec.org/cgi-bin/get_doc.pl?urn=RePEc:qld:uqcepa:76&url=https://economics.uq.edu.au/files/5217/WP012011.pdf.

O'Donnell C. J. (2011b). *Estimating total factor productivity change when no price or value-share data are available*. Working Paper Series of the Centre for Efficiency and Productivity Analysis, School of Economics, University of Queensland, no. WP01/2017. Available at: <http://www.uq.edu.au/economics/cepa/docs/WP/WP012017.pdf>.

O'Donnell C. J. (2011c). *The Sources of Productivity Change in the Manufacturing Sectors of the U.S. Economy*. Working Paper Series of the Centre for Efficiency and Productivity Analysis, School of Economics, University of Queensland, no. WP07/2011. Available at: <http://www.uq.edu.au/economics/cepa/docs/WP/WP072011.pdf>.

O'Donnell C. J. (2014). Econometric estimation of distance functions and associated measures of productivity and efficiency change. *Journal of Productivity Analysis*, vol. 41, no. 2, pp. 187–200. DOI: 10.1007/s11123-012-0311-1.

Parente S. L., Prescott E. C. (1999). Monopoly rights: A barrier to riches. *The American Economic Review*, no. 5 (89), pp. 1216–1233. DOI: 10.1257/aer.89.5.1216.

Simar L., Wilson P. W. (2002). Non-parametric tests of returns to scale. *European Journal of Operational Research*, vol. 139, no. 1, pp. 115–132. DOI: 10.1016/S0377-2217(01)00167-9.

Voskoboynikov I. B. (2017). Sources of long run economic growth in Russia before and after the global financial crisis. *Russian Journal of Economics*, no. 4 (3), pp. 348–365. DOI: 10.1016/J.RUJE.2017.12.003.

Information about the authors

Vyacheslav L. Baburin, Dr. Sc. (Geography), Prof. of Economic and Social Geography of Russia Dept., Lomonosov Moscow State University, Faculty of Geography, Leninskie Gory St., Moscow, 119991, Russia; Prof. (Researcher) of the Immanuel Kant Baltic Federal University, 14 Nevskogo St., Kaliningrad, 236016, Russia

Phone: +7 (495) 939-26-44, e-mail: info@geogr.msu.ru

Kirill V. Rostislav, Postgraduate of Economic and Social Geography of Russia Dept., Lomonosov Moscow State University, Faculty of Geography, Leninskie Gory St., Moscow, 119991, Russia; Jr. Researcher of Laboratory for Infrastructural and Spatial Studies, Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration, 84 Vernadsky Ave., Moscow, 119606, Russia

Phone: +7 (499) 956-95-03/04, e-mail: rostislav-kv@ranepa.ru

© Бабурин В. Л., Ростислав К. В., 2019