



Munich Personal RePEc Archive

Total factor productivity in Russian regions in 2000-2014

Alexander, Myasnikov

Plekhanov Russian University of Economics

December 2016

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/87092/>

MPRA Paper No. 87092, posted 31 May 2018 08:52 UTC

Совокупная факторная производительность в российских регионах в 2000–2014

гг.

1. Введение

В такой обширной и разнообразной с точки зрения климата, природных ресурсов, степени освоения, плотности населения и целого ряда других признаков стране, как Россия, проблема экономического роста отдельных регионов не менее важна, чем проблема общенационального экономического роста. Причем эта важность обусловлена не только тем, что темп экономического роста страны по определению складывается из темпов экономического роста составляющих ее регионов, но еще и тем, что, как отмечается в литературе (см. например, работу Guriev, Vakulenko [9]), неравенство в уровнях развития отдельных регионов приводит к потерям потенциального ВВП. Поэтому анализ факторов, влияющих на экономический рост российских регионов как таковой, а также на его однородность или неоднородность по регионам, представляется исключительно важной задачей. Впрочем, в рамках настоящего исследования мы не ставим своей целью анализ факторов регионального экономического роста, а лишь предлагаем оценку уровней совокупной факторной производительности в разрезе российских регионов – на основе этого расчета в дальнейшем уже возможен анализ факторов экономического роста российских регионов.

Под экономическим ростом обычно понимают явление, связанное с тенденцией к увеличению с течением времени величины потенциального ВВП (или, в нашем случае, ВРП) в абсолютном выражении или, в узком смысле, потенциального ВВП (ВРП) на душу населения.¹ Как следует из модели Солоу–Свона (Solow [12], Swan [13]), источниками экономического роста могут быть лишь увеличение фондовооруженности труда и совокупной факторной производительности (СФП, total factor productivity, TFP). При этом, на наш взгляд, вполне уместно говорить о том, что первый из этих источников лежит в основе экстенсивного экономического роста (поскольку такой экономический рост основан на накоплении капитала в расчете на единицу труда), а второй из источников обеспечивает интенсивный экономический рост (основанный на повышении эффективности применения заданного объема капитала на единицу труда). Одним из основных результатов разработки модели Солоу–Свона является вывод о том, что в экономике, достигшей своей долгосрочной траектории сбалансированного роста, экономический рост может происходить только за счет

¹ Везде далее мы будем говорить об экономическом росте только в узком смысле, т.е. в подушевом измерении.

увеличения совокупной факторной производительности, поскольку фондовооруженность труда в этом случае остается постоянной. Учитывая весьма непродолжительный период времени, прошедшего с момента начала перехода российской экономики к рыночной системе хозяйствования, на наш взгляд, говорить о достижении ею долгосрочной траектории сбалансированного роста пока еще рано. В этом случае экономический рост (в узком смысле) в России должен быть возможен за счет обоих источников – наращивания фондовооруженности труда и увеличения совокупной факторной производительности. В настоящем исследовании нас интересует исключительно количественная оценка второго из источников экономического роста – совокупной факторной производительности, причем на уровне российских регионов, а не всей национальной экономики.

В нашем исследовании, следуя широко распространенной традиции, мы опираемся на предположение о том, что производство ВВП может быть адекватно описано производственной функцией Кобба-Дугласа с постоянным эффектом масштаба. Более того, мы распространяем это предположение и на производство ВРП. Необходимо отметить, что к настоящему моменту существует достаточно большое количество работ, критически оценивающих саму возможность применения производственной функции Кобба-Дугласа к анализу производства – особенно на агрегированном уровне (см., например, типичный образец такой критики в работе Felipe, Adams [8]; см. также «критику критики» в работе Temple [14]). Основная высказываемая в таких публикациях мысль состоит в том, что популярность функции Кобба-Дугласа основана исключительно на ее простоте и удобстве в использовании, в то время как экономические основания использования данной функции для описания производства и возможность ее применения к анализу экономического роста не столь очевидны. Главный вывод данной группы работ заключается в том, что производственная функция Кобба-Дугласа всего лишь является особой формой записи макроэкономического тождества, согласно которому совокупная добавленная стоимость в экономике должна быть равна сумме факторных доходов. По нашему мнению, подобная критика никоим образом не влияет на возможность использования производственной функции Кобба-Дугласа для целей нашего исследования, поскольку его сущность состоит именно в «бухгалтерском» расчете совокупной факторной производительности. Собственно же явление экономического роста мы в настоящем исследовании не анализируем.

Проблематике экономического развития регионов к настоящему моменту времени посвящено достаточно большое количество научных публикаций. Среди них стоит особо отметить работы, посвященные анализу пространственных аспектов экономического развития (например, Kholodilin et al. [10]; Демидова, Иванов [3]; Иванова [4]; Коломак [5];

Луговой и др. [6]). Интересны также исследования, посвященные анализу конвергенции или дивергенции регионов (в отношении российских регионов такой анализ проводился, например, в работе Guriev, Vakulenko [9]).

Известные нам русскоязычные исследования совокупной факторной производительности в России в основном анализируют ситуацию на национальном уровне без сопоставления уровней производительности по отдельным регионам. К числу работ такого рода относятся, например, исследования Бессонова [1] и Воскобойникова [2]. Ключевым отличием нашей работы является сугубо региональный фокус анализа: мы ставим своей целью выявить различия в уровнях СФП между российскими регионами, а не установить динамику СФП по всей российской экономике на протяжении того или иного периода времени.

2. Метод исследования и используемые данные

Следуя Aiello, Scorra [7], мы выводим уравнение для совокупной факторной производительности из нейтральной по Харроду производственной функции Кобба-Дугласа с постоянным эффектом масштаба. Такая производственная функция имеет вид:

$$Y_i = K_i^\alpha (A_i L_i h_i)^{1-\alpha} \quad (1)$$

где Y_i – ВРП в регионе i ; K_i – объем используемого в регионе i капитала; α – доля дохода на капитал в общем объеме факторных доходов; A_i – совокупная факторная производительность в регионе i ; L_i – количество используемого в регионе i труда; h_i – средний уровень человеческого капитала в регионе i .

Как будет указано далее, имеющиеся статистические данные по российским регионам не позволяют достоверно оценить средние уровни человеческого капитала в разрезе отдельных регионов с помощью традиционного в таких случаях подхода, основанного на уравнении Минсера, а сами данные при этом отличаются чрезвычайно низкой межрегиональной вариацией, что ставит под сомнение возможность их эффективного применения для какого-либо осмысленного анализа совокупной факторной производительности. В этой связи мы решили использовать упрощенную форму производственной функции (1), а именно производственную функцию Кобба-Дугласа, не учитывающую человеческий капитал:

$$Y_i = K_i^\alpha (A_i L_i)^{1-\alpha} \quad (2)$$

По сути, уравнение (2) подразумевает, что уровень человеческого капитала включается в показатель совокупной факторной производительности A_i , так что последняя отражает сразу оба этих понятия. Если вариация уровней человеческого капитала между российскими регионами в самом деле близка к нулю (как это следует из официальных сведений Росстата), то данное упрощение не вносит существенных искажений в модель, поскольку становится равноценным включению в совокупную факторную производительность A_i некоей константы H , инвариантной по отношению к выбору региона.

Разделим обе части уравнения (2) на количество труда L_i , чтобы получить в левой части региональную производительность труда вместо ВРП:

$$\frac{Y_i}{L_i} = \left(\frac{K_i}{L_i}\right)^\alpha A^{1-\alpha} \quad (3)$$

Выражение (3) можно переписать следующим образом:

$$\frac{Y_i}{L_i} = \left(\frac{K_i}{A_i L_i}\right)^\alpha A \quad (4)$$

В то же время, из уравнения производственной функции несложно получить выражение для количества эффективного труда $A_i L_i$:

$$A_i L_i = \left(\frac{Y_i}{K_i^\alpha}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}}$$

Подставляя правую часть данного выражения в знаменатель дроби в правой части (4), получаем:

$$\frac{Y_i}{L_i} = \left[\frac{K_i}{\left(\frac{Y_i}{K_i^\alpha}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}}} \right]^\alpha A \quad (5)$$

Для упрощения равенства (5) умножим обе его части на $\left(\frac{Y_i}{K_i^\alpha}\right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}$ – в результате чего получим:

$$\frac{Y_i}{L_i} \left(\frac{Y_i}{K_i^\alpha}\right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} = K_i^\alpha A \quad (6)$$

Деля обе части уравнения (6) на K_i^α , получаем почти готовое выражение для совокупной факторной производительности:

$$\frac{Y_i}{L_i} Y_i^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} K_i^{-\alpha} K_i^{\frac{\alpha^2}{1-\alpha}} = A$$

Упрощая последнее выражение, в конце концов получаем несложное уравнение, которое может использоваться для расчета значений совокупной факторной производительности на практике:

$$A = \frac{Y_i}{L_i} \left(\frac{Y_i}{K_i} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \quad (7)$$

Для расчета совокупной факторной производительности по российским регионам мы используем региональную статистику Росстата. К сожалению, качество данных по некоторым из используемых нами показателей оставляет желать лучшего, в связи с чем приходится делать ряд существенных допущений и упрощений, способных внести искажения в количественные результаты исследования.

Прежде всего, отметим, что в целях повышения устойчивости результатов к случайным колебаниям (в том числе связанным с ошибками измерения) в панельных данных по интересующим нас переменным мы используем средние значения для каждой переменной в отношении каждого региона, рассчитанные за тот или иной период. Очевидно, что вследствие такого подхода мы теряем значительную часть вариации в значениях переменных, получая оценку совокупной факторной производительности по каждому из регионов лишь в виде среднего значения за рассматриваемый период. Поскольку в рамках настоящей работы мы не проводим никакого эконометрического исследования, то потеря этой вариации не столь страшна. Так или иначе, для целей сравнения мы также рассчитываем по две точечные оценки совокупной факторной производительности каждого из регионов: для 2000 г. и для 2014 г., чтобы понять (хотя бы приближенно), насколько устойчиво опережение или отставание отдельных регионов по СФП, а также чтобы определить общую направленность изменений в СФП.

Для получения оценки реального ВРП мы принимаем за базовый период 1996 г., а далее с помощью публикуемых Росстатом региональных индексов физического объема ВРП рассчитываем реальный ВРП по каждому региону для каждого из последующих лет – тем самым получая оценки ВРП в фиксированных ценах 1996 года.

В качестве оценки количества используемого труда мы применяем, за неимением иного простого показателя, среднегодовую численность занятых также на основе данных Росстата. Как уже отмечалось выше, мы вынуждены отказаться от использования показателя человеческого капитала по причине недостаточной вариации данных. В самом деле,

наиболее распространенный – минсерианский – подход к моделированию человеческого капитала требует наличия сведений о количестве лет обучения и количестве лет профессионального опыта работников. Последнюю из величин зачастую оценивают как средний возраст работающих за вычетом среднего количества лет обучения и возраста, с которого в среднем начинается школьное обучение. К сожалению, данные Росстата как о структуре рабочей силы с точки зрения уровня образования, так и – в еще большей степени – о ее возрастной структуре – характеризуются крайне низкой степенью вариации на региональном уровне. При этом та незначительная вариация, которая все же наблюдается в этих данных, с большой вероятностью отражает погрешность оценок, поскольку соответствующие ряды Росстат собирает на основе выборочных обследований с весьма небольшими объемами выборки. По этой причине мы решили отказаться от включения человеческого капитала в число переменных, включенных в производственную функцию.

Самой проблемной с точки зрения точности оценки переменной является реальная величина капитала: публикуемые Росстатом данные, относящиеся к региональным объемам капитала, к сожалению, не всегда соизмеримы друг с другом: например, Росстат публикует суммы инвестиций в основной капитал (потоковая величина), но не публикует сведения о суммах амортизации в разрезе регионов – вместо этого доступна информация о степени износа основных фондов (стоковая, но при этом относительная величина). Разумеется, проблема оценки реальной стоимости используемого капитала не является специфичной только для российской статистики – напротив, сложность получения более или менее точных оценок данной переменной широко известна в мировой статистике. Для целей нашего исследования мы решаем ее следующим образом.

Прежде всего, мы принимаем за точку отсчета 1996 г. – по аналогии с индексом цен для расчета реального ВРП фиксируем цены производителей на уровне 1996 г. Далее для каждого года t из числа лет рассматриваемого периода мы определяем оценку суммы выбытия основных средств, умножая номинальную стоимость капитала по состоянию на конец года $t - 1$ на значение коэффициента выбытия основных средств (к сожалению, Росстат не публикует данную оценку в разрезе российских регионов – так что приходится использовать общенациональные оценки коэффициента выбытия по годам, что, безусловно, привносит дополнительные искажения в оценки реальной стоимости капитала). Кроме того, мы рассчитываем реальную сумму инвестиций по годам и регионам путем применения цепного индекса цен производителей к номинальным суммам инвестиций по регионам, публикуемым Росстатом. Далее мы итеративно вычитаем оценки сумм выбытия основных средств и прибавляем оценки сумм реальных инвестиций к оценкам реальной стоимости

капитала на конец каждого предыдущего года, тем самым получая временной ряд оценок реальных стоимостей капитала на конец каждого года. Используемая нами процедура, скорее всего, приводит к получению оценок, смещенных относительно истинных сумм реального капитала, поскольку мы не делаем никакой поправки на изменения уровней цен производителей при расчете сумм выбытия основных средств. С другой стороны, по нашему мнению, такая смещенность не должна иметь слишком высокую степень, поскольку номинальная стоимость основных средств, на основе которой мы рассчитываем суммы их выбытия, является полной учетной стоимостью – то есть она отражает сумму остаточной балансовой стоимости и величины накопленного износа. Для предприятий, не проводящих регулярную переоценку своих основных средств на основе их текущих рыночных стоимостей, сумма остаточной балансовой стоимости и величин накопленного износа будет совпадать с исторической стоимостью приобретения основных средств и, тем самым, не будет испытывать на себе влияние роста цен производителей в течение срока жизни каждого элемента основных средств – номинальная стоимость используемого такими предприятиями внеоборотного капитала будет составлена из первоначальных стоимостей объектов основных средств, приобретенных в разные годы, и будет, соответственно, отражать уровни цен производителей за эти годы. Величина же полной учетной стоимости основных средств предприятий, проводящих регулярную рыночную переоценку основных средств, напротив, будет испытывать влияние роста цен производителей. Поскольку доли предприятий, проводящих или не проводящих регулярную переоценку основных средств, достоверно неизвестны, то приходится констатировать отсутствие надежного способа оценки реальной суммы выбытия основных средств, который бы основывался на публикуемых Росстатом данных. Соответственно, за неимением иного мы используем в своем исследовании описанный выше подход к построению оценок по временному ряду капитала.

Наконец, для оценки параметра модели α мы делаем допущение о том, что все отраслевые рынки в экономике совершенно конкурентны (что, очевидно, является весьма сильным допущением в случае России). Далее мы используем хорошо известный результат, согласно которому из равенства ставок оплаты факторов на совершенно конкурентных рынках их предельным продуктам следует, что значение параметра α совпадает с долей дохода, получаемого капиталом, в общем объеме дохода (ВВП). Росстат публикует данные о структуре доходов населения по регионам в следующем разрезе: оплата труда; доходы от предпринимательской деятельности; социальные выплаты; доходы от собственности; другие доходы (включая скрытую заработную плату). Такой набор данных не позволяет однозначно и точно рассчитать долю дохода на капитал в ВВП, поэтому и здесь мы вынуждены использовать допущения. Во-первых, мы условно считаем доходы, отнесенные Росстатом к

категории «Другие доходы (включая скрытую заработную плату)», доходами на труд. Во-вторых, мы используем упрощающее предположение о том, что структура доходов населения с достаточной степенью точности отражает структуру ВРП по доходам вообще (что, строго говоря, вряд ли соответствует действительности, поскольку не учитывает нераспределенную прибыль предприятий и организаций). Наконец, в-третьих, мы принимаем допущение о том, что социальные выплаты финансируются налогами, взимаемыми с доходов на труд и доходов на капитал в той же пропорции, в которой формируются посленалоговые доходы на труд и на капитал. Соответственно, мы исходим из предположения, что доля дохода на капитал в ВВП совпадает с долей дохода от предпринимательской деятельности и от собственности в общей сумме дохода от этих двух источников, труда и других источников (включающих в себя выплату скрытой заработной платы).

Используя описанный подход, мы получили оценку доли дохода на капитал – а значит, и параметра α – на уровне 30% в среднем по всем регионам (при этом значение оценки α в целом по всей стране составило в среднем за рассматриваемый период те же 30%). Такое значение α достаточно близко к значениям, обычно применяемым по отношению к другим странам (33%). Большое количество сделанных нами допущений означает, что не будет лишней проверка устойчивости модели к точности оценки α . Мы провели такую оценку на данных российских регионов и пришли к выводу, что изменение значения α в диапазоне от 20% до 50% влияет на оценку СФП лишь незначительно. Более того, коэффициенты корреляции между расчетными значениями СФП при $\alpha = 30\%$ и каждым из значений $\alpha = 20\%$, $\alpha = 40\%$, $\alpha = 50\%$ составляют от 0,98 до 0,99, что еще раз подтверждает устойчивость модели к выбору значения α (ведь значения СФП в рамках настоящего исследования нас интересуют скорее с ординалистской точки зрения ранжирования регионов, чем с точки зрения конкретных и точных значений СФП, получение которых в любом случае затруднительно с учетом большого количества допущений).

Помимо расчета доли дохода на капитал на общенациональном уровне, мы также провели расчет данного параметра отдельно в отношении каждого из российских регионов для того, чтобы лучше отразить региональную вариацию при последующем расчете СФП.

Источником всех использованных нами данных являлись статистические сборники «Регионы России. Социально-экономические показатели» за 2002–2016 гг. В течение этого периода времени территориальное деление России претерпело ряд изменений. В целях нашего исследования мы опирались на ту систему территориального деления России,

которая сложилась к 2014 г. Поскольку для значительной части проанализированного нами периода времени данные по интересующим нас переменным для Чеченской республики были недоступны, мы исключили данный регион из рассмотрения. С учетом этого, объем нашей выборки составил 79 регионов России.

3. Результаты

На рис. 1 показана оценка плотности выборочного распределения средних за период 2000–2014 гг. значений совокупной факторной производительности по российским регионам. Лидером по СФП является Тюменская область (в среднем за рассматриваемый период совокупная факторная производительность была равна 171). Вместе с Москвой (средняя СФП равна 108), Омской областью (96) и Чукотским автономным округом (95) Тюменская область формирует группу явных выбросов выборки. Республика Саха (Якутия) со значением средней СФП на уровне 84 оказывается на границе между выбросами и типичными регионами (для которых средние значения СФП находятся в диапазоне от 12 до 73). Для всей России мы получили оценку средней совокупной факторной производительности за 2000–2014 гг. на уровне 55 (показано на рисунке штрих-пунктирной линией).

Как видно из рис. 1, все российские регионы можно условно разделить с точки зрения их среднего за рассматриваемый период значения совокупной факторной производительности на 5 групп: регионы со средней совокупной факторной производительностью ниже моды (находящейся на уровне 34) или равной ей (группа LL); регионы со средними значениями СФП выше моды, но ниже среднего по всей стране уровня (группа ML); регионы с СФП выше среднего по стране уровня, не являющиеся выбросами (группа M); «неэкстремальные» выбросы (куда условно можно отнести, в том числе, и Республику Саха (Якутия)) (группа H2) и, наконец, «экстремальный выброс» (Тюменская область, условная группа H1).

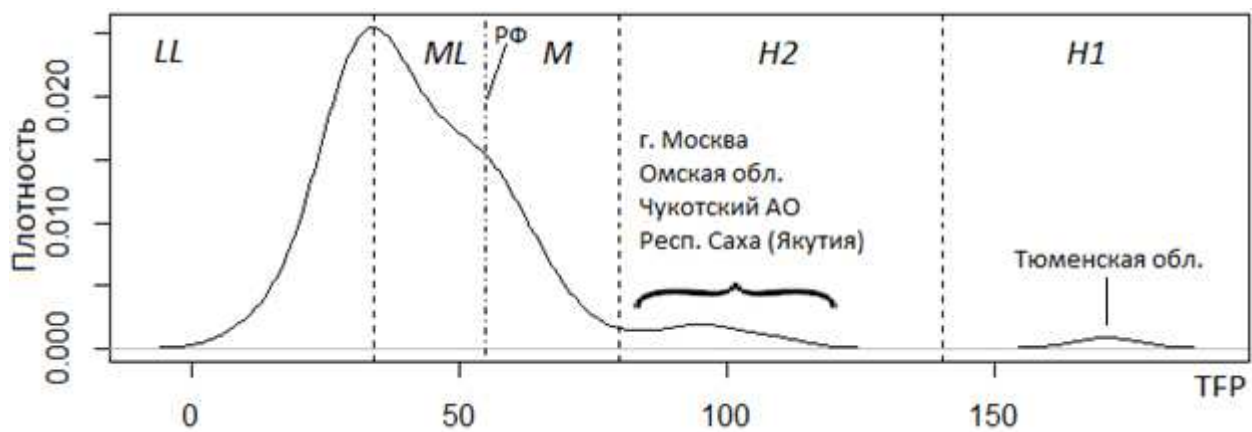


Рис. 1. Сглаженная функция выборочной плотности распределения значений совокупной факторной производительности по регионам РФ (в среднем за 2000 – 2014 гг.). *LL*, *ML*, *M*, *H2* и *H1* – обозначения групп регионов, выделенных по критерию совокупной факторной производительности. Источник: Росстат, расчеты автора.

Таблица 1 в приложении содержит ранжирование регионов по среднему за рассматриваемый период значению совокупной факторной производительности. Обращает на себя внимание тот факт, что среди регионов с высокими СФП особенно много добывающих регионов. Регион с самой высокой совокупной факторной производительностью – Тюменская область, в ВРП которой добывающие отрасли занимают 54%. Из 24 регионов с самыми высокими уровнями средней СФП 14 регионов (т.е. 58%) характеризуются средними за 2005–2013 гг. долями добывающих отраслей в ВРП выше 10%. Среди оставшихся 55 регионов лишь 4 региона (что соответствует 7% от всей выборки) имеют среднюю долю добывающих отраслей выше 10%. Логично предположить наличие положительной зависимости между долей добывающих отраслей и СФП региона. Действительно, рис. 2 и результаты эконометрического анализа (табл. 1) подтверждают такое предположение. Для эконометрического оценивания параметров была использована простейшая модель парной регрессии $TFP = \alpha_0 + \alpha_1 E$, где TFP – среднее значение совокупной факторной производительности региона за 2000–2014 гг., а E – средняя за 2005 – 2013 гг. доля добывающих отраслей в ВРП региона.

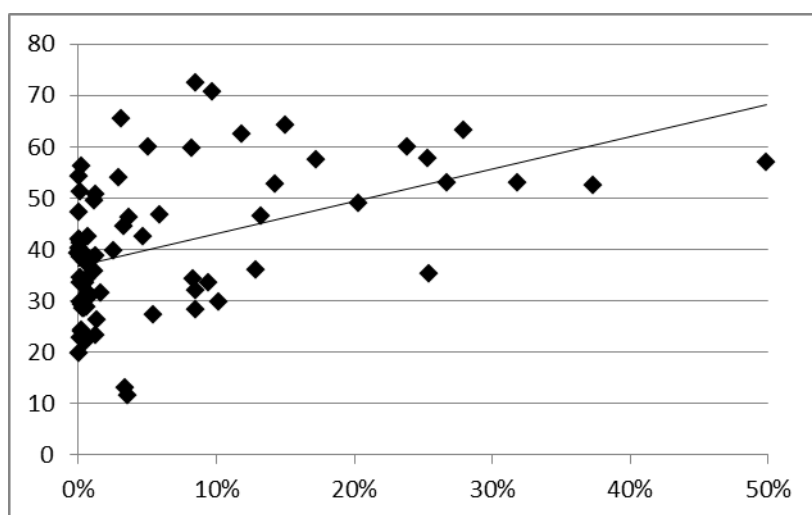


Рис. 2. Средние за 2005 – 2013 гг. доли добывающих отраслей в ВРП (горизонтальная ось) и средние за 2000 – 2014 гг. значения совокупной факторной производительности по российским регионам (вертикальная ось).

Таблица 1. Результаты оценивания методом МНК зависимости совокупной факторной производительности российских регионов от доли добывающих отраслей в ВРП.²

Переменная	Модель: $TFP = \alpha_0 + \alpha_1 E$
Константа	36.85*** (2.55)
TFP	109.26*** (18.01)
Наблюдения:	79
$F(1,77)$	36.79
R^2	32%

Явная положительная связь между долей добывающих отраслей в экономике региона и его средней совокупной факторной производительностью, обнаруживаемая на рис. 2 и в таблице 1, может быть отражением действия сразу двух факторов. С одной стороны, спад производства, СФП и уровня конкурентоспособности продукции на мировом рынке в 1990-е гг. в добывающих отраслях (и в первую очередь в нефтедобыче) был менее сильным,

² В скобках приведены стандартные ошибки; символами «*», «**», «***» обозначены уровни значимости оценок 10%, 5% и 1%, соответственно.

чем в других отраслях промышленности. Это стимулировало инвестиции в данный сектор экономики и, тем самым, способствовало росту СФП через внедрение наиболее современного и эффективного оборудования (см. работу Бессонов [1]). С другой стороны, продолжавшийся на протяжении большей части анализируемого периода рост мировых цен минеральных ресурсов также означал, что при прочих равных условиях добывающие отрасли (в первую очередь, опять же, нефтедобыча) приносили более высокую добавленную стоимость, чем другие сектора промышленности. Действием тех же факторов, вероятно, можно объяснить и опережающий рост (к 2014 г. по сравнению с 2000 г.) совокупной факторной производительности в таких регионах с высокими уровнями добычи полезных ископаемых, как Тюменская область, Республика Башкортостан, Сахалинская область, Республика Татарстан, Чукотский АО и Оренбургская область. Действительно, как видно из рис. 3, указанные регионы на диаграмме расположены выше диагонали области построения, что отражает тот факт, что СФП в этих регионах к 2014 г. вырос сильнее, чем в среднем по России. Рис. 3 также хорошо иллюстрирует тот факт, что существенный отрыв относительно небольшого числа регионов-лидеров по СФП в 2000 г. сохранился и в 2014 г.: это видно из скопления подавляющего большинства регионов в левом нижнем квадранте координатной плоскости, тогда как количество регионов, попавших в правый верхний квадрант, сравнительно невелико (12 против 53). Небольшое число регионов в верхнем левом и нижнем правом квадрантах свидетельствуют о том, что в целом положение регионов с точки зрения СФП достаточно стабильно: регионы с низкими уровнями СФП в 2000 г. в основном сохраняли низкие значения СФП (в сравнении со всей страной) и в 2014 г.

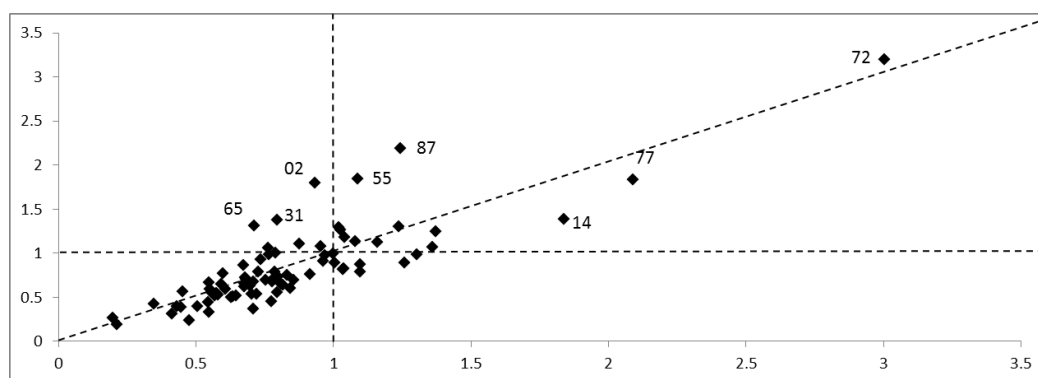


Рис. 3. Относительные (по сравнению с общенациональным) уровни региональных СФП в 2000 г. (горизонтальная ось) и 2014 г. (вертикальная ось).³

³ Числа около точек на рис. 3 означают номера регионов: 02 – Республика Башкортостан; 14 – Республика Саха (Якутия); 31 – Белгородская область; 55 – Омская область; 65 – Сахалинская область; 77 – г. Москва; 87 – Чукотский автономный округ.

4. Выводы

В результате проведенного исследования мы оценили значения совокупной факторной производительности российских регионов за период 2000–2014 гг. Поскольку в ходе расчета нам пришлось сделать ряд важных допущений, связанных с недостаточным качеством статистических данных, мы приводим в приложении лишь рассчитанные нами средние за указанный период значения совокупной факторной производительности по каждому из проанализированных регионов РФ. При этом необходимо отметить, что сопоставление точечных оценок совокупной факторной производительности за 2000 г. и 2014 г. по ряду регионов также приводит к совершенно разумным выводам, что дает по крайней мере косвенные основания надеяться на то, что и точечные оценки совокупной факторной производительности, полученные с применением той же методологии, вполне устойчивы (хотя бы с точки зрения качественного анализа). Совокупная факторная производительность находится в сильной прямой зависимости от доли добывающих секторов региональной экономики, что может отражать, с одной стороны, их сравнительную инвестиционную привлекательность в 1990-е гг., а с другой стороны, конкурентоспособность продукции на мировом рынке. Рассчитанные нами оценки совокупной факторной производительности могут в дальнейшем быть использованы для анализа факторов общей производительности и, в конечном итоге, для определения ключевых факторов экономического роста на региональном уровне.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Бессонов В.А. О динамике совокупной факторной производительности в российской переходной экономике // Экономический журнал ВШЭ. – 2004. – №4. – С. 542–587.
2. Воскобойников И.Б. Оценка совокупной факторной производительности российской экономики в период 1961 – 2001 гг. с учетом корректировки динамики основных фондов: Препринт WP2/2003/03. – М.: ГУ ВШЭ, 2003. – 40 с.
3. Демидова О., Иванов Д. Модели экономического роста с неоднородными пространственными эффектами (на примере российских регионов) // Экономический журнал Высшей школы экономики. – 2016. – Том 20, №1. – С. 52–75.
4. Иванова В.И. Региональная конвергенция доходов населения: пространственный анализ // Пространственная экономика. – 2014. – №4. – С. 100–119.

5. Коломак Е.А. Межрегиональное неравенство в России: экономический и социальный аспекты // *Пространственная экономика*. – 2010. – №1. – С. 26–35.
6. Луговой О., Дашкеев В., Мазаев И., Фомченко Д., Поляков Е., Хехт А. Экономико-географические и институциональные аспекты экономического роста в регионах. – М.: ИЭПП, 2007. – 164 с.
7. Aiello F., Scoppa V. Uneven regional development in Italy: explaining differences in productivity levels // *Giornale degli economisti e annali di economia*. – 2000. – Vol. 60, issue 2. – Pp. 270–298.
8. Felipe J., Adams G. A theory of production: the estimation of the Cobb-Douglas function: a retrospective view // *Eastern Economic Journal*. – 2005. – Vol. 31, issue 3. – Pp. 427–445.
9. Guriev S., Vakulenko E. Convergence between Russian regions // *CEFIR Working papers*. – 2012. – Working paper no. w0180. – 82 p.
10. Kholodilin K., Oschepkov A., Siliverstovs B. The Russian regional convergence process: where does it go? // *DIW Berlin Discussion Papers*. – 2009. – Issue 861. – Pp. 1–35.
11. Barro R., Sala-i-Martin X. Convergence across states and regions // *Brookings Papers on Economic Activity*. – 1991. – Vol. 22, issue 1. – Pp. 107 – 182.
12. Solow R. A contribution to the theory of economic growth // *The Quarterly Journal of Economics*. – 1956. – Vol. 70, issue 1. – Pp. 65–94.
13. Swan T. Economic growth and capital accumulation // *Economic record*. – 1956. – Vol. 32, no. 2. – Pp. 334–361.
14. Temple J. Aggregate production functions and growth economics // *International Review of Applied Economics*. – 2006. – Vol. 20, issue 3. – Pp. 301–317.

Приложение

Таблица 1. Группировка и ранкинг регионов по средней совокупной факторной производительности (2000–2014 гг.). Обозначения переменных: R – ранг региона; N – название региона; \overline{TFP} – средняя за 2000–2014 гг. совокупная факторная производительность; G – группа, к которой отнесен регион с точки зрения среднего значения СФП.

R	N	\overline{TFP}	G	R	N	\overline{TFP}	G
1	Тюменская область	171	H1	40	Ульяновская область	40	ML
2	г. Москва	108	H2	41	Рязанская область	40	
3	Омская область	96		42	Тамбовская область	39	
4	Чукотский автономный округ	95		43	Приморский край	39	
5	Республика Саха (Якутия)	84		44	Орловская область	38	
6	Республика Башкортостан	73		45	Ростовская область	38	
7	Красноярский край	71	M	46	Смоленская область	37	
8	Свердловская область	66		47	Республика Карелия	36	
9	Пермский край	64		48	Ставропольский край	36	
10	Томская область	63		49	Удмуртская Республика	35	
11	Самарская область	62		50	Новгородская область	34	
12	Хабаровский край	60		51	Воронежская область	34	
13	Республика Татарстан	60		52	Забайкальский край	34	
14	Иркутская область	60		53	Калужская область	34	
15	Архангельская область	58		54	Амурская область	34	
16	Белгородская область	57		55	Тверская область	33	
17	Сахалинская область	57	-	56	Астраханская область	32	
18	Московская область	56		57	Карачаево-Черкесская Республика	32	
	<i>Российская Федерация</i>	55		58	Курганская область	31	
19	г. Санкт-Петербург	54		ML	59	Алтайский край	31
20	Новосибирская область	54			60	Краснодарский край	31
21	Республика Коми	53			61	Республика Дагестан	31
22	Кемеровская область	53			62	Костромская область	30
23	Мурманская область	53			63	Республика Хакасия	30
24	Оренбургская область	52			64	Республика Северная Осетия - Алания	29
25	Ярославская область	51			65	Тульская область	29
26	Ленинградская область	51	66		Пензенская область	29	
27	Челябинская область	49	67		Кировская область	29	
28	Магаданская область	49	68		Владимирская область	28	

29	Вологодская область	47	69	Калининградская область	28
30	Волгоградская область	47	70	Республика Тыва	27
31	Курская область	47	71	Республика Адыгея	26
32	Камчатский край	46	72	Ивановская область	24
33	Саратовская область	44	73	Псковская область	24
34	Республика Бурятия	42	74	Республика Алтай	23
35	Липецкая область	42	75	Чувашская Республика	23
36	Нижегородская область	42	76	Еврейская автономная область	22
37	Брянская область	42	77	Республика Марий Эл	20
38	Кабардино-Балкарская Республика	41	78	Республика Калмыкия	13
39	Республика Мордовия	40	79	Республика Ингушетия	12