

ОБ ОЦЕНКЕ ТЕМПА ПРИРОСТА СОВОКУПНОЙ ФАКТОРНОЙ ПРОИЗВОДИТЕЛЬНОСТИ СЕКТОРА КОЛЛЕКТИВНЫХ СРЕДСТВ РАЗМЕЩЕНИЯ РЕГИОНОВ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Промахина И.М.

Федеральный исследовательский центр «Информатика и управление» РАН,
Москва, Россия
imp-18@rambler.ru

Аннотация. Проводится разложение прироста совокупной факторной производительности сектора коллективных средств размещения на компоненты: изменения технической эффективности, технологические изменения и эффект масштаба. Для оценки компонент используется метод стохастической границы, основанный на транслогарифмической производственной функции. Анализ проводится по данным регионов России 2016–2021 гг.

Ключевые слова: совокупная факторная производительность, коллективные средства размещения, Российская Федерация, 2016–2021 гг.

Введение

В настоящее время в нашей стране большое внимание уделяется туризму и сопутствующей ему индустрии гостеприимства, составной частью которой являются коллективные средства размещения (КСР). К важнейшим характеристикам эффективности деятельности КСР как производственных предприятий относится показатель роста совокупной факторной производительности (СФП) [1]. Понятие СФП объединяет влияние на выпуск производства всех факторов, которые не относятся к затрачиваемым в производстве ресурсам, труду, капиталу и другим. В число этих “нересурсных” факторов входят, например, использование новейших технологий, повышение квалификации работников, стимулирование инвестиций и т. д. Выпуск может увеличиваться за счет увеличения затрат ресурсов, без повышения производительности этих ресурсов. Увеличение СФП увеличивает выпуск при тех же самых затратах факторов производства и даже при их сокращении. А это значит, что оценка темпов роста СФП предприятий, определение источников этого роста являются достойной исследовательской задачей.

Традиционно изменения СФП раскладываются на три составляющие: изменения технической эффективности, технологические изменения и отдача от масштаба производства. Техническая эффективность показывает, на сколько реальный выпуск отличается от оптимально возможного при тех же затратах ресурсов. При этом рассматривается недостижение оптимального выпуска, связанное с погрешностями в использовании ресурсов менеджерами производства. Технологические изменения, которые в литературе чаще называют техническими изменениями, как раз и представляют собой изменения основных составляющих совокупности факторов, влияющих на выпуск и не являющихся ресурсами. Эффект от масштаба производства увеличивает темпы роста СФП, если имеет место увеличивающаяся отдача от масштаба, уменьшает его при уменьшающейся отдаче и не оказывает влияние на рост СФП, когда отдача от масштаба производства постоянная. Эконометрические методы позволяют оценить темпы роста СФП, измерить вклад каждой из трех составляющих в динамику этого показателя, а также проверить гипотезы о различных характеристиках производственных технологий коллективных средств размещения регионов РФ в 2016–2021 гг.

1. Разложение роста СФП на составляющие

При изложении теоретических обоснований разложения роста СФП на составляющие мы опираемся на материал соответствующих разделов работ [2, 3].

Будем отталкиваться от следующего общего вида производственной функции:

$$Q = f(K, L, t) * \xi \quad (1)$$

Здесь Q – выпуск, $f(K, L, t)$ – оптимально возможная при данных затратах капитала K и труда L верхняя граница выпуска, время t представляет технический прогресс. ξ – показатель технической эффективности, $0 < \xi \leq 1$, откуда следует, что $Q \leq f(K, L, t)$. Прологарифмируем обе части уравнения (1):

$$\ln Q = \ln f(K, L, t) + \ln \xi, \quad (2)$$

и возьмем от обеих частей производные по времени:

$$\frac{\partial Q/\partial t}{Y} = \frac{\partial \ln f}{\partial \ln K} * \frac{\partial \ln K}{\partial t} + \frac{\partial \ln f}{\partial \ln L} * \frac{\partial \ln L}{\partial t} + \frac{\partial \ln f}{\partial t} + \frac{\partial \xi/\partial t}{\xi}. \quad (3)$$

Теперь перепишем (3) следующим образом:

$$\dot{Q} = eQK * \dot{K} + eQL * \dot{L} + TC + \dot{\xi}. \quad (4)$$

Здесь eQK и eQL – эластичности выпуска по затратам капитала и труда, соответственно. TC – скорость технических изменений. Это слагаемое относится к темпам изменения выпуска продукции с течением времени при фиксированных факторах затрат, то есть к росту выпуска продукции, обусловленному технологическим прогрессом. Точка над переменной означает, что это производная логарифма переменной по времени.

Введем переменную TFP (*total factor productivity*), которая будет представлять влияние СФП на выпуск. Так как СФП вызывает все те изменения выпуска, которые не объясняются изменениями в затратах ресурсов, мы можем записать для скорости изменения TFP обычное выражение индекса Дивизиа:

$$T\dot{F}P = \dot{Q} - s_K \dot{K} - s_L \dot{L}, \quad (5)$$

где s_K и s_L – соответственно, доли затрат капитала и труда. Для конкурентных рынков используемых ресурсов записываем такую связь между долями затрат и эластичностями: $s_K = eQK/E$, $s_L = eQL/E$, где $E = eQK + eQL$ и показывает, на сколько процентов увеличится выпуск при одновременном увеличении затрат капитала и труда на один процент.

Учитывая соотношения между долями эластичностей и долями затрат, а также выражения (4) и (5), получаем разложение роста СФП на компоненты:

$$T\dot{F}P = \left(\frac{E-1}{E}\right) * (eQK * \dot{K} + eQL * \dot{L}) + TC + \dot{\xi}. \quad (6)$$

2. Данные

Так же, как и в работе [2], в качестве переменной выпуска мы взяли переменную «число ночевков», в качестве затрат капитала – переменную «площадь номерного фонда», в качестве затрат труда – «среднесписочную численность сотрудников». Значения всех этих переменных были получены для регионов РФ и пяти лет периода 2016–2021 гг. Этот период включает 2020 г. – год наиболее сильного влияния КОВИД-19 на жизнь страны, а также 2021 г. – начало действия национального проекта «Туризм и индустрия гостеприимства». Расширение этого периода на более поздние сроки оказалось невозможным из-за отсутствия данных о затратах труда. По этой же причине в самом периоде 2016–2021 гг. выпущен 2018 г. Расширение периода на более ранние годы также оказалось невозможным из-за несовместимости данных взятого периода с данными предыдущих лет по 2015 г. включительно.

Из числа регионов были исключены г. Москва и г. Санкт-Петербург, а также Московская и Ленинградская области. Кроме того, вместо Архангельской и Тюменской областей отдельно рассматривались Ненецкий автономный округ и Архангельская область без этого округа, и Ханты-Мансийский автономный округ – Югра, Ямало-Ненецкий автономный округ и Тюменская область без автономных округов.

В результате мы имели панельные данные, в которых три указанные переменные были измерены для каждого года периода 2016–2017 гг. и 2019–2021 гг. для каждого из 81 региона РФ. Данные были взяты из Единой межведомственной информационно-статистической системы ЕМИСС [4] и из Витрины данных Росстата [5].

3. Методы и результаты проверки гипотез о характеристиках производственных технологий КСР

Так как в разложении (6) фигурирует показатель технической неэффективности, для оценивания скорости изменений СФП и ее компонент использовалась модель стохастической границы производственных возможностей [6, 7]. При этом модель была специфицирована как транслогарифмическая производственная функция. Модель имела вид:

$$\ln Q_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 t + \frac{1}{2} \lambda_2 t^2 + \lambda_3 \ln K_{it} + \lambda_4 \ln L_{it} + \frac{1}{2} (\lambda_5 \ln^2 K_{it} + \lambda_6 \ln^2 L_{it} + \lambda_7 \ln K_{it} \ln L_{it}) + \lambda_8 t \ln K_{it} + \lambda_9 t \ln L_{it} + v_{it} - u_{it}. \quad (7)$$

Нижние индексы i и t , соответственно, номер региона и номер года, $i = 1, \dots, 81$, $t = 1, \dots, 5$. Случайная величина u_{it} представляет компоненту неэффективности, при этом полагается, что $u_{it} = \exp(-\eta(t-T))u_i$. Здесь T – последний период времени; η – параметр, если $\eta > 0$, уровень технической неэффективности убывает со временем, при $\eta < 0$ – возрастает, при $\eta = 0$ уровень технической неэффективности со временем не меняется. Относительно случайной величины u_i делаются такие предположения: при всех i случайные величины u_i независимы и имеют одно и то же усеченное слева в нуле нормальное распределение с математическим ожиданием μ и дисперсией σ_u^2 . Компонента v_{it} представляет случайные факторы, которые также влияют на близость реального выпуска к оптимально возможному при данных ресурсах, но которые не находятся под контролем менеджеров производства. Влияние этих факторов также может отдалить реальный выпуск от оптимального, но может и приблизить к нему и даже превзойти его. Предполагается, что при всех i и t случайные величины v_{it} независимы и имеют одно и то же нормальное распределение с нулевым математическим ожиданием и дисперсией σ_v^2 . При этом u_i и v_{it} распределены независимо друг от друга и от объясняющих переменных.

Модель (7) была оценена по методу максимального правдоподобия. Были получены не только оценки коэффициентов λ и параметров η и μ , но также параметра $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$ – доли дисперсии компоненты неэффективности в общей дисперсии составной случайной ошибки модели.

После оценки модели рассчитывались значения показателя эффективности ζ_{it} по формуле $\zeta_{it} = E(\exp(-u_{it}|e_{it}))$, где e_{it} – остатки, получаемые после оценки модели (7). Другие составляющие разложения (6) рассчитываются по формулам:

$$eQK_{it} = \frac{\partial \ln Q_{it}}{\partial \ln K_{it}} = \lambda_3 + \lambda_5 \ln K_{it} + \frac{1}{2} \lambda_7 \ln L_{it} + \lambda_8 t, \quad (8)$$

$$eQL_{it} = \frac{\partial \ln Q_{it}}{\partial \ln L_{it}} = \lambda_4 + \lambda_6 \ln L_{it} + \frac{1}{2} \lambda_7 \ln K_{it} + \lambda_9 t, \quad (9)$$

$$TC_{it} = \frac{\partial \ln Q_{it}}{\partial t} = \lambda_1 + \lambda_2 t + \lambda_8 \ln K_{it} + \lambda_9 \ln L_{it}. \quad (10)$$

С помощью LR-теста был проверен ряд гипотез. Прежде всего, гипотезы о спецификации модели. Гипотеза: $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_5 = \lambda_6 = \lambda_7 = \lambda_8 = \lambda_9 = 0$ – это гипотеза о том, что на самом деле правильной спецификацией модели является производственная функция Кобба-Дугласа, а не транслогарифмическая. Гипотеза была отвергнута при уровне значимости 0,01. Значимо отличными от нуля оказались оценки параметров η , γ и μ . Отрицательное значение оценки параметра η указывает на то, что в рассматриваемый период имело место уменьшение технической эффективности со временем.

Были проверены гипотезы, касающиеся характеристик технологии производственной деятельности КСР. Гипотеза о постоянной отдаче от масштаба производства – это гипотеза о следующих соотношениях между коэффициентами модели (7): $\lambda_3 + \lambda_4 = 1$, $\lambda_8 + \lambda_9 = 0$. Эта гипотеза не была отвергнута при уровне значимости 0,05. Постоянная отдача от масштаба производства означает, что при увеличении затрат каждого из ресурсов в k раз, выпуск также увеличится в k раз. При постоянной отдаче от масштаба производства предельные затраты на единицу продукции не изменяются. Гипотеза о том, что в рассматриваемый период технических (технологических) изменений в производстве не было: $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_8 = \lambda_9 = 0$. Гипотеза была отвергнута при уровне значимости 0,1. Гипотеза о технических (технологических) изменениях, нейтральных по Хиксу, $\lambda_8 = \lambda_9 = 0$, не была отвергнута при уровне значимости 0,05. Отметим, что при технических (технологических) изменениях по Хиксу не меняется соотношение труда и капитала в производственной функции.

В результате оценки модели (7) оказалось, что оценки коэффициентов λ_1 , λ_8 и λ_9 при факторах t , $t^* \ln K_{it}$ и $t^* \ln L_{it}$ в совокупности незначимо отличны от нуля при уровне значимости 0,01.

Спецификация модели была изменена:

$$\ln Q_{it} = \lambda_0 + \frac{1}{2} \lambda_2 t^2 + \lambda_3 \ln K_{it} + \lambda_4 \ln L_{it} + \frac{1}{2} (\lambda_5 \ln^2 K_{it} + \lambda_6 \ln^2 L_{it} + \lambda_7 \ln K_{it} \ln L_{it}) + v_{it} - u_{it}. \quad (11)$$

Перечисленные выше гипотезы проверялись по оцененной модели (7), но значения для эластичностей и скорости технических изменений рассчитывались уже по оцененной модели (11).

4. Результаты

Модель (11) так же, как и модель (7), оценивалась по методу максимального правдоподобия с помощью команды `xtfrontier` программного пакета Stata 9.0 [8]. Результаты оценки приведены в Таблице 1.

Значения показателя технической эффективности ζ_{it} для всех i и t были рассчитаны программой по формуле, указанной в предыдущем разделе. Для получения третьего слагаемого в формуле разложения (6) были рассчитаны значения темпов прироста ξ : $\xi_{it} = (\zeta_{it} - \zeta_{it-1})/\zeta_{it-1}$, $i = 1, \dots, 81$, $t = 2, \dots, 5$. Так же рассчитывались темпы прироста затрат капитала и труда для первого слагаемого в (6). В формулах (8), (9), (10) использовались оценки коэффициентов модели (11), соответственно, из этих формул были удалены слагаемые с коэффициентами λ_1 , λ_8 , λ_9 . Изменения скорости технических (технологических) изменений рассчитывались по формуле: $TC_t = 2 * \hat{\lambda}_2 t$, $t = 1, \dots, 5$. В первом слагаемом оценки эластичностей рассчитывались по формулам (8) и (9), только слагаемые с коэффициентами λ_8 , λ_9 , как уже говорилось были удалены, значение E получалось как сумма двух оценок эластичностей. Оценки для темпов прироста СФП, $T\dot{F}P_{it}$, были получены для $i = 1, \dots, 81$, $t = 2, \dots, 5$, как суммы оценок трех указанных в (6) слагаемых.

Таблица 1. Результаты оценки модели (11)

| Зависимая переменная $\ln Y$ | | | |
|------------------------------|--------------|----------------------|---------------|
| Регрессоры модели | Коэффициенты | Оценки коэффициентов | p -значения |
| Константа | λ_0 | 4,945 | 0,000 |
| t^2 | λ_2 | 0,018 | 0,044 |
| $\ln K$ | λ_3 | 1,815 | 0,000 |
| $\ln L$ | λ_4 | -0,924 | 0,017 |
| $\ln^2 K$ | λ_5 | -0,691 | 0,000 |
| $\ln^2 L$ | λ_6 | -0,577 | 0,001 |
| $\ln K * \ln L$ | λ_7 | 1,297 | 0,000 |
| | μ | 0,597 | 0,001 |
| | η | -0,126 | 0,003 |
| | γ | 0,444 | - |

Источник: рассчитано автором.

В Таблице 2 для каждого Федерального округа приведены усредненные по регионам, входящим в округ, оценки темпов прироста СФП по годам.

Таблица 2. Оценки темпов прироста СФП по годам, усредненные по входящим в округа регионам

| Федеральные округа | Темпы прироста СФП (в %) | | | |
|--------------------|--------------------------|-----------|-----------|-----------|
| | 2016–2017 | 2017–2019 | 2019–2020 | 2020–2021 |
| ЦФО | -0,95 | -8,12 | -4,32 | 1,81 |
| СЗФО | -1,90 | -6,16 | -3,60 | 3,90 |
| ЮФО | -3,96 | -8,61 | -2,74 | 2,69 |
| СКФО | -1,21 | -9,70 | -1,84 | 1,82 |
| ПФО | -4,85 | -12,77 | -3,92 | 3,65 |
| УрФО | 0,39 | -9,50 | -4,02 | 0,01 |
| СФО | -1,60 | -7,29 | -5,68 | 1,22 |
| ДВФО | -1,20 | -8,13 | -0,74 | 5,17 |

Источник: рассчитано автором.

5. Заключение

По результатам проделанной работы можно заключить, что почти во всех регионах России вплоть до 2021 г. рост совокупной факторной производительности сектора коллективных средств размещения, измеряемый темпами прироста СФП, был слабо отрицательным. То есть от года к году в этот период совокупная факторная производительность в небольшой степени, но все же, замедлялась. Но во всех регионах переломным стали 2020–2021 гг., когда произошло увеличение темпов прироста производительности. По нашему мнению, это можно объяснить двумя причинами: во-первых, началось восстановление деятельности КСР после КОВИД-19, и, во-вторых, в 2021 г. стартовал разработанный в 2020 г. национальный проект «Туризм и индустрия гостеприимства».

Кроме того, к результатам работы можно отнести обнаруженные в результате эконометрического анализа две характеристики технологии производства сектора КСР в период 2016–2021 гг.: постоянную отдачу от масштаба производства и нейтральные по Хиксу технические (технологические) изменения.

Литература

1. Мельничук М.В. Совокупная факторная производительность как показатель экономического роста // Креативная экономика. – 2008. – № 9. – С. 64–70.
2. Konstantinos Chatzimichael, Sotiroula Liasidou. A parametric decomposition of hotel-sector productivity growth // International Journal of Hospitality Management. – 2019. – Vol. 76. Part A. – P. 206–215.
3. Heshmati A., Kumbhakar S.S. Technical change and total factor productivity growth: The case of Chinese provinces // Technological Forecasting and Social Change. – 2011. – Vol. 78. – P. 575–590.
4. ЕМИСС. <https://fedstat.ru> (дата обращения 11.03.2024).
5. Витрина данных Росстата. <https://showdata.rosstat.gov.ru> (дата обращения 22.04.2025).
6. Battese G.E., Coelli T.J. Frontier Production Function, technical efficiency and panel data: with application to Paddy Farmers in India // Journal of Productivity Analysis. – 1992. – № 3. – P. 153–169.
7. Kumbhakar S.C., Lovell C.F.K. Stochastic Frontier Analysis. – Cambridge University Press, 2000. – 332 p.
8. Kumbhakar S.C., Wang H-J., Horncastle A.P. A Practitioner's Guide to Stochastic Frontier Analysis Using Stata. – Cambridge University Press, 2015. – 359 p.