
АНАЛИЗ ВЛИЯНИЯ СОВОКУПНОЙ ФАКТОРНОЙ ПРОИЗВОДИТЕЛЬНОСТИ НА МЕЖРЕГИОНАЛЬНУЮ ДИФФЕРЕНЦИАЦИЮ ДОХОДОВ В РЕГИОНАХ ЦЕНТРАЛЬНОГО ФЕДЕРАЛЬНОГО ОКРУГА РФ

Масленников Олег Вячеславович, асп., асс.

Воронежский государственный университет, Университетская площадь, 1, Воронеж, Россия, 394006; e-mail: olegmaslenni@yandex.ru

Цель: анализ количественной зависимости между темпами роста совокупной факторной производительности и уровнем дифференциации подушевых доходов в экономике регионов Центрального федерального округа (ЦФО). *Обсуждение:* в работе на основе данных Росстата по валовому региональному продукту, инвестициям в основной капитал и численности занятых рассчитываются темпы роста совокупной факторной производительности. Данный показатель наряду с индексом неравномерности распределения инвестиций играет роль объясняющей переменной в регрессии, где моделируемым показателем межрегионального неравенства подушевых доходов выступает энтропийный индекс Тейла. Выбор данного показателя обусловлен его соответствием пяти базовым аксиомам измерения неравенства. *Результаты:* по итогам проведенного исследования была установлена статистически значимая отрицательная зависимость между темпами роста совокупной факторной производительности и уровнем межрегиональной дифференциации доходов на территории Центрального федерального округа.

Ключевые слова: совокупная факторная производительность, дифференциация доходов, индекс Тейла, инвестиции в основной капитал.

DOI: 10.17308/meps.2015.8/1255

Введение

Одной из ключевых проблем, рассматриваемых в рамках современной экономической науки, является определение факторов, обуславливающих межстрановые и межрегиональные различия в уровне доходов населения. В большинстве современных исследований, как зарубежных, так и отечественных экономистов, в качестве ключевого детерминанта подобной дифференциации указывается совокупная факторная производительность

(СФП).

Данный показатель, впервые предложенный американскими учеными Р. Солоу [8] и Дж. Кендриком [7], используется в экономических расчетах для определения интегрального вклада техники, технологий, различных компонентов человеческого капитала, организационно-управленческих, институциональных улучшений в объем производимой продукции [6].

Очевидно, что рассмотрение влияния подобного показателя на уровень межрегиональной дифференциации доходов представляет большой интерес с точки зрения экономической теории и политики. Причем, в первую очередь, речь должна идти о 18 субъектах, входящих в состав Центрального федерального округа, являющегося лидером по большинству показателей социально-экономического развития в стране.

Исходной информационной базой в данной работе являются показатели валового регионального продукта, располагаемых денежных доходов на душу населения, инвестиций в основной капитал в сопоставимых ценах и численности занятых по субъектам ЦФО за период 1995-2013 гг., опубликованные Росстатом. При этом 1995 г. был принят как базовый [4].

Следует отметить, что при расчетах темпов роста совокупной факторной производительности для экономики России и ее регионов существуют целый ряд сложностей. Во-первых, корректное исчисление стоимости реально функционирующего капитала крайне проблематично по причине отсутствия надежных статистических данных по амортизации, загрузке производственных мощностей и индексам-дефляторам цен. Публикуемый Росстатом показатель полной учетной стоимости основных фондов без корректировки на данные величины является малоинформативным и весьма слабо коррелирует с валовым выпуском товаров и услуг. Во-вторых, измерение вклада трудового фактора усложняется отсутствием данных по теневой занятости и количеству человеко-часов рабочего времени. В-третьих, учет функционирования ненаблюдаемой экономики при определении ВРП также оставляет желать много лучшего [1, 3]. Ввиду данных обстоятельств при расчетах темпов роста СФП фактор труда оценивался на основе численности занятых в экономике, а прокси-переменной для капитала послужила динамика инвестиций в основной капитал в годовом исчислении.

Помимо проблемы нахождения адекватных статистических данных затруднением для экономистов-исследователей является получение корректной с точки зрения эконометрики и математической статистики производственной функции Кобба-Дугласа с постоянной отдачей от масштаба. Коэффициенты эластичности выпуска по капиталу и труду зачастую противоречат налагаемым на них теоретическим ограничениям, а само уравнение регрессии оказывается неудовлетворительным с точки зрения теоремы Гаусса-Маркова и не позволяет получать несмещенные, состоятельные и эффективные оценки.

Исходя из вышеперечисленных обстоятельств, целесообразным является применение следующей формулы для расчета индекса совокупной факторной производительности [1]:

$$A(t) = \frac{Y_t}{I_t^\alpha L_t^\beta}, \quad (1)$$

где Y_t – объем производимой валовой продукции, $A(t)$ – индекс совокупной факторной производительности, I_t – инвестиции в основной капитал, L_t – численность занятых, α, β – коэффициенты эластичности объемов выпуска продукции по инвестициям и труду, сумма которых равна единице. Причем данные коэффициенты в работе не рассчитывались эконометрическим путем, а были априорно приняты равными 0,3 и 0,7. Подобное допущение позволяет произвести сбалансированную оценку вклада обоих факторов в объем создаваемых товаров и услуг в условиях значительных погрешностей отечественной статистики, а также не противоречит зарубежной исследовательской практике и данным СНС по экономике России, что было показано в фундаментальной работе В.А. Бессонова [1].

После расчета темпов роста совокупной факторной производительности (рис. 1) необходимо определение динамики моделируемого показателя, который призван отражать степень межрегиональной дифференциации доходов в экономике ЦФО. Наиболее оптимальным индикатором, согласно нашей точке зрения, является энтропийный индекс Тейла, который рассчитывается по следующей формуле [5]:

$$I_T = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{y_i}{y} \ln \left(\frac{y_i}{p_i} / \frac{y}{p} \right), \quad (2)$$

где I_T – индекс Тейла, N – количество регионов, y_i – подушевой располагаемый доход в i -м регионе, p_i – численность населения в i -м регионе, y – подушевой располагаемый доход в ЦФО, p – численность населения в ЦФО.

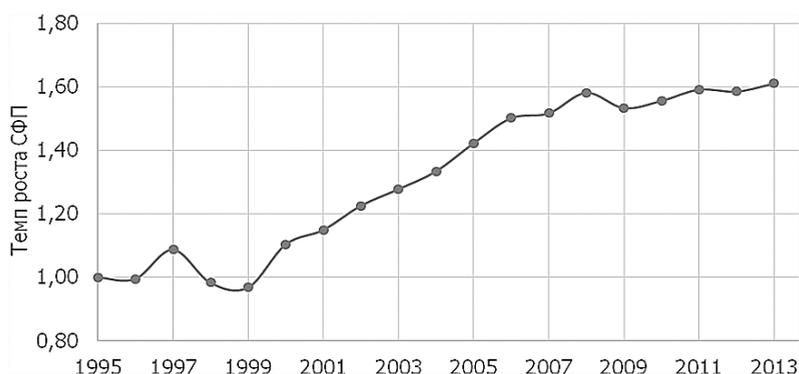


Рис. 1. Темпы роста СФП в регионах ЦФО за период 1999-2013 гг.

Выбор в пользу данного индекса обуславливается двумя обстоятельствами. Во-первых, он удовлетворяет пяти аксиомам измерения неравенства: 1) независимости от среднего; 2) независимости от численности на-

селения; 3) симметрии; 4) разложимости; 5) аксиоме трансфертов Дальтона Пигу. Во-вторых, этот показатель позволяет определять масштаб, динамику и концентрацию неравенства распределения тех или иных экономических величин. Наконец, более сложный индекс Аткинсона, также удовлетворяющий всем перечисленным условиям, не использовался по причине отсутствия данных об отношении населения регионов ЦФО к высокой межрегиональной дифференциации доходов [2].

Эмпирическая часть

Необходимо заметить, что для более корректного определения влияния темпов роста СФП, являющегося интенсивным фактором роста производства и доходов, на степень неравенства доходов между регионами имеет смысл включить в создаваемую регрессионную модель еще один фактор, являющийся в противовес СФП, экстенсивным. Согласно нашему подходу, данную роль оптимальным образом призван выполнять энтропийный индекс Тейла для неравномерного распределения инвестиций между субъектами ЦФО. Добавление второй объясняющей переменной является допустимым с точки зрения эконометрики с учетом того, что число наблюдений равно 19 (табл. 1).

Эконометрические расчеты по построению двухфакторной линейной регрессии производились на основе метода наименьших квадратов в среде Microsoft Excel. Также осуществлялась проверка созданной модели на качество, адекватность и соответствие условиям теоремы Гаусса-Маркова (табл. 2).

Таблица 1

Динамика СФП и индексов Тейла для среднедушевых доходов и инвестиций в основной капитал на территории ЦФО за период 1995-2013 гг.

| Год | Темп роста СФП | Индекс Тейла для дохода | Индекс Тейла для инвестиций |
|------|----------------|-------------------------|-----------------------------|
| 1995 | 1,000 | 0,823 | 0,167 |
| 1996 | 0,995 | 0,922 | 0,191 |
| 1997 | 1,087 | 1,048 | 0,201 |
| 1998 | 0,983 | 1,155 | 0,233 |
| 1999 | 0,968 | 1,139 | 0,249 |
| 2000 | 1,104 | 1,138 | 0,258 |
| 2001 | 1,150 | 1,068 | 0,245 |
| 2002 | 1,226 | 1,091 | 0,157 |
| 2003 | 1,278 | 1,051 | 0,173 |
| 2004 | 1,334 | 1,009 | 0,179 |
| 2005 | 1,422 | 0,997 | 0,161 |
| 2006 | 1,502 | 1,022 | 0,141 |
| 2007 | 1,517 | 0,933 | 0,130 |
| 2008 | 1,582 | 0,861 | 0,075 |
| 2009 | 1,533 | 0,744 | 0,079 |
| 2010 | 1,556 | 0,653 | 0,070 |
| 2011 | 1,592 | 0,640 | 0,065 |
| 2012 | 1,585 | 0,790 | 0,053 |
| 2013 | 1,611 | 0,834 | 0,051 |

Таблица 2

Показатели адекватности и качества регрессионной модели

| Показатель | Значение |
|---|-----------------------|
| Коэффициент корреляции R | 0,95 |
| Коэффициент детерминации R ² | 0,91 |
| Нормированный коэффициент детерминации | 0,90 |
| F-критерий Фишера | 79,21 |
| DW-критерий | 1,65 |
| VIF | 1,77 |
| t-критерий Стьюдента | 2,32 4,72 -5,57 |

Полученное по итогам расчетов регрессионное уравнение для детерминант межрегионального неравенства доходов в экономике субъектов Центрального федерального округа имеет вид:

$$I_T^{Yd} = 0,169 - 0,162TFP_g + 0,207I_T^{Ir}, \quad (3)$$

где I_T^{Yd} – энтропийный индекс Тейла для реальных подушевых располагаемых доходов населения, TFP_g – темп роста совокупной факторной производительности, I_T^{Ir} – энтропийный индекс Тейла для инвестиций в сопоставимых ценах.

Коэффициент корреляции R оказался равным 0,95, а коэффициент детерминации $R^2 = 0,91$. Это в свою очередь означает, что вариация индекса Тейла для располагаемых доходов на 91% определяется динамикой совокупной факторной производительности и неравномерностью распределения инвестиционных потоков, что говорит о тесной зависимости между исследуемыми переменными (рис. 2). Причем коэффициент эластичности моделируемого показателя по переменной СФП, равный $-1,41$, демонстрирует, что увеличение уровня СФП на 1% будет приводить к снижению межрегиональной дифференциации доходов на 1,41%, т.е. имеет место обратная зависимость между данными показателями. Дисперсионное отношение Фишера (F-критерий Фишера) составило 79,21, что больше соответствующего критического значения, взятого из таблицы. Отсюда можно сделать вывод об адекватности построенной модели. Величины t-критерия Стьюдента $t_0 = 2,32$, $t_1 = 4,72$ и $t_2 = -5,57$, модули которых также превосходят табличные значения, говорят о статистической значимости всех трех полученных коэффициентов в регрессионном уравнении.

Проверка на соответствие вышеуказанной регрессии на соответствие условиям теоремы Гаусса-Маркова демонстрирует следующие результаты. Математическое ожидание ненаблюдаемой случайной составляющей ε стремится к нулю благодаря включению константы в модель. Критерий Дарбина-Уотсона $DW = 1,65$ позволяет говорить об отсутствии автокорреляции первого порядка. Тест Уайта, считающийся универсальным для обнаружения гетероскедастичности ($nR^2 = 2,96$), демонстрирует наличие гомоскедастичности ошибок регрессии. Ошибки регрессии распределены независимо от значений объясняющих переменных. Коэффициенты эксцесса и асимметрии

$E\epsilon = -0,44$ и $As = 0,04$ означают, что распределение параметра ϵ является плосковершинным и правоасимметричным. Наконец, парный коэффициент корреляции $corr(x_1, x_2) = -0,66$ и значение показателя $VIF = 1,77$ говорят об отсутствии мультиколлинеарности между объясняющими переменными. Таким образом, можно сделать вывод о получении BLUE-оценок на основе данной регрессии.

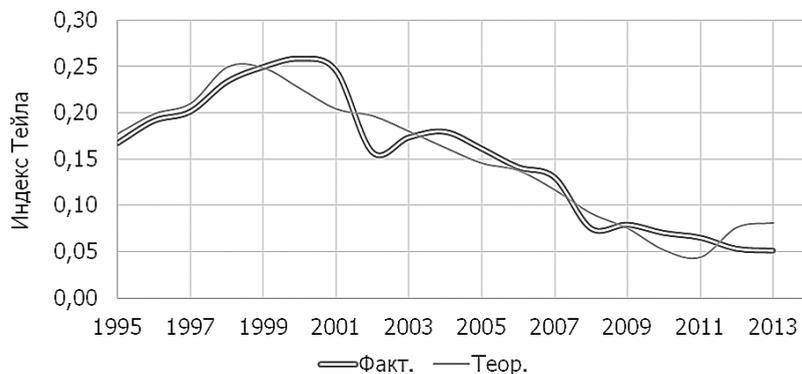


Рис. 2. Динамика межрегиональной дифференциации доходов в регионах ЦФО за период 1995-2013 гг.

Заключение

Подводя итог всему вышесказанному, можно утверждать, что одним из направлений сглаживания различий в доходах между регионами является рост совокупной факторной производительности в отстающих по уровню подушевых доходов в регионах, который, в свою очередь, достигается за счет внедрения передовой техники и технологий, улучшения параметров человеческого капитала, совершенствования функционирования институтов рыночной экономики и ее государственного регулирования. Данные выводы необходимо учитывать при разработке стратегии долгосрочного социально-экономического развития регионов Центрального федерального округа.

Список источников

1. Бессонов В.А. О динамике совокупной факторной производительности в российской переходной экономике // *Экономический журнал Высшей школы экономики*, 2004, no. 4, с. 542-587.
2. Коломак Е. Неравномерное пространственное развитие в России: объяснения новой экономической географии // *Вопросы экономики*, 2013, no. 2, с. 132-150.
3. Назруллаева Е.Ю. Оценивание уровня технологического прогресса в российской экономике // *Квантиль*, 2008, no. 5, с. 59-82.
4. Регионы России. Социально-экономические показатели. Федеральная служба государственной статистики. Доступно: <http://www.gks.ru>.
5. Толмачев М.Н., Носов В.В. Энтропийные меры неравенства в исследовании концентрации сельскохозяйственного производства // *Вопросы современной науки и практики*, 2010, no. 7, с. 260-268.
6. Hulten C.R. Total Factor Productivity: a Short Biography // *New Developments in Productivity Analysis*, 2001, no. 1, pp. 1-54.
7. Kendrick J.W. *Productivity Trends in the United States*. Princeton: Princeton University Press, 1961.
8. Solow R.M. Technical Change and the Aggregate Production Function // *Review of Economics and Statistics*, 1957, no. 3, pp. 312-320.

ANALYSIS OF IMPACT OF TOTAL FACTOR PRODUCTIVITY ON THE INTERREGIONAL INCOME INEQUALITY IN THE REGIONS OF CENTRAL FEDERAL DISTRICT

Maslennikov Oleg Vyacheslavovich, graduate student, Assist. Prof.

Voronezh State University, University sq., 1, Voronezh, Russia, 394006

Purpose: the aim of article is analysis of quantitative connection between total factor productivity growth rate and interregional income inequality level in regions of Central Federal District. *Discussion:* in this study, we use Rosstat data on gross regional product, fixed capital investment and employment to estimate total factor productivity growth rate. TFP and index of interregional investment inequality are independent variables in regression, where dependent variable is income inequality entropy index of Theil. This index is the most appropriate because it satisfies the axioms of inequality measurement. *Results:* Because of our calculation, we identified statistically significant negative relationship between total factor productivity growth rate and interregional income inequality in regions of Central Federal District.

Keywords: total factor productivity, income inequality, Theil index, investment in fixed assets.

References

1. Bessonov V.A. O dinamike sovokupnoy faktornoy proizvoditelnosti v rossiyskoy perehodnoy ekonomike. *Economicheskij zhurnal Vischey Scholy Ekonomiki*, 2004, no. 4, pp. 542-587. (In Russ.).
2. Kolomak E. Neravnomernoe prostranstvennoe razvitiye v Rossii: ob yasneniya novoy ekonomicheskoy geografii. *Voprosy ekonomiki*, 2013, no. 2, pp. 132-150. (In Russ.).
3. Nazrullaeva E.Y. *Otsenivanie urovnya tehnologicheskogo progressa v rossiyskoy ekonomike*. Kvantil, 2008, no. 5, pp. 59-82. (In Russ.).
4. Regiony Rossii. Sotsialno-ekonomicheskie pokazateli. RF Federal State Statistics Service. Available at: <http://www.gks.ru>.
5. Tolmachev M.N., Nosov V.V. Entropiynie meri neravenstva v issledovanii koncentracii sel scohoziyastvennogo proizvodstva. *Voprosy sovremennoy nauki i praktiki*, 2010, no. 7, pp. 260-268. (In Russ.).
6. Hulten C.R. *Total Factor Productivity: a Short Biography*. New Developments in Productivity Analysis, 2001, no. 1, pp. 1-54.
7. Kendrick J.W. *Productivity Trends in the United States*. Princeton, Princeton University Press, 1961.
8. Solow R.M. *Technical Change and the Aggregate Production Function*. Review of Economics and Statistics, 1957, no. 3, pp. 312-320.