

МОДЕЛИРОВАНИЕ РЕЗУЛЬТАТОВ ФУНКЦИОНИРОВАНИЯ ПРОИЗВОДСТВЕННОГО ПОТЕНЦИАЛА РЕГИОНА НА ОСНОВЕ АГРЕГИРОВАННЫХ ПРОИЗВОДСТВЕННЫХ ФУНКЦИЙ

П. А. Канапухин, О. В. Масленников

Воронежский государственный университет

Поступила в редакцию 18 мая 2014 г.

Аннотация: в статье проведен анализ ключевых факторов, определяющих величину реального валового регионального продукта, выработаны рекомендации органам государственной власти по повышению эффективности функционирования производственного потенциала регионов Российской Федерации. На основе построенных агрегированных производственных функций осуществлена количественная оценка влияния стоимости основного капитала, инвестиций, численности занятых и научно-технического прогресса на темпы роста валового продукта Воронежской области.

Ключевые слова: производственный потенциал, агрегированная производственная функция, экономический рост, инвестиции, валовой региональный продукт.

Abstract: the paper analyzes the key factors determining the value of real gross regional product, and made recommendations to public authorities to improve the functioning of the production potential of the regions of the Russian Federation. Constructed on the basis of aggregate production functions performed quantitative evaluation of the impact of the cost of capital, investment, employment and scientific and technical progress on the growth of the gross product of the Voronezh region.

Key words: production capacity, aggregate production function, economic growth, investment, gross regional product.

Одним из наиболее перспективных направлений исследования экономики российских регионов является анализ ключевых факторов, влияющих на величину создаваемого на их территории валового продукта. Подобная зависимость наиболее наглядно иллюстрируется с помощью агрегированных производственных функций [1], общий вид которых может быть представлен следующим образом:

$$Y = F(X_1, X_2, \dots, X_n), \quad (1)$$

где Y – валовой региональный продукт за определенный период времени (месяц, квартал, год); X_1, X_2, \dots, X_n – затраты различных факторов производства.

В данной работе предпринята попытка построения и анализа агрегированных производственных функций экономики Воронежской области за период 1998–2011 гг. Эконометрической основой для обработки полученных статистических данных послужили линейные и нелинейные модели однофакторной и многофакторной регрессии, строящиеся с использованием метода наименьших квадратов. Все необходимые расчеты производились в среде Microsoft Excel и Statistica на основе показателей, публикуемых Росстатом [2].

Объясняемой переменной в рамках построенных регрессионных моделей выступил кумулятивный индекс реального валового регионального продукта (Y), а в качестве объясняющих – индексы инвестиций в основной капитал в сопоставимых ценах (I) и численности занятых (L). Кроме того, при оценке влияния на величину валового регионального продукта (ВРП) научно-технического прогресса (НТП) использовалась переменная t , принимающая значение от 1 до n , где n – число лет в исследуемом временном периоде.

Отсутствие переменной K (стоимость основного капитала) в числе объясняющих и ее замену на переменную I можно объяснить несколькими причинами. Во-первых, статистический показатель «полная учетная стоимость основных фондов» рассчитывается по достаточно спорной и часто критикуемой методологии и имеет весьма инертную динамику в реальном исчислении. Во-вторых, службами Росстата не предусмотрено предоставление данных о коэффициенте загрузки производственных мощностей, который позволил бы учитывать реально функционирующий основной капитал. В-третьих, отсутствует информация о величине потребленного капитала (амортизации), предоставляющая возможность судить о степени физического и морального износа основных фон-

дов в экономике региона. В силу данных причин попытки построения производственных функций с включением стоимости основных фондов приводят к получению статистически незначимого коэффициента при данной переменной для $\alpha = 0,05$ (модуль расчетного значения t -критерия Стьюдента меньше его табличного значения).

В то же время существует насущная необходимость включения в модель переменной, которая демонстрировала бы более волатильную динамику по сравнению с темпами изменения ВРП как в период подъема, так и в период спада деловой активности в экономике. Естественным требованием к ней также является наличие соответствующих статистических данных и корректной методологии расчета. Подобным требованиям в наибольшей степени удовлетворяют инвестиции в основной капитал, рассчитанные в сопоставимых ценах. Дополнительным аргументом в пользу данной переменной является отсутствие мультиколлинеарности между факторами I и L ($r_{IL} = -0,151$, $VIF = 1,023$). Таким образом, в общем виде агрегированная производственная функция, рассматриваемая в настоящей работе, выглядит следующим образом:

$$Y = F(I, L). \quad (2)$$

Если же рассматривается и влияние фактора НТП, то агрегированная производственная функция записывается так:

$$Y = F(I, L, t). \quad (3)$$

Подход, предполагающий замену K на I при построении и анализе производственной функции, был развит в трудах отечественных экономистов В. А. Бессонова [3] и И. Б. Воскобойникова [4].

По итогам регрессионного моделирования были построены производственные функции следующих видов: линейная, Кобба – Дугласа (с постоянной отдачей и без нее), Тинбергена (учет НТП), с постоянной эластичностью замещения факторов (CES – constant elasticity of substitution) с НТП и без него [5], трансцендентально-логарифмическая [6; 7] и квадратичная. Приведение нелинейных производственных функций к линейному виду осуществлялось с помощью логарифмирования. Трудности возникли лишь при построении производственной функции CES, так как она является внутренне нелинейной и не может быть приведена к линейному виду даже после логарифмирования. Нахождение ее коэффициентов производилось в среде Statistica с помощью метода Нелдера – Мида, который является методом безусловной

оптимизации функций n переменных, не требующим вычисления градиента и применяемым в том числе и к негладким и зашумленным функциям.

Полученные регрессионные уравнения, характеризующие вышеназванные агрегированные производственные функции, имеют следующий вид:

$$Y = 0,382 + 0,168 \cdot I + 0,535 \cdot L; \quad (4)$$

$$Y = 1,0001 \cdot I^{0,341} \cdot L^{0,659}; \quad (5)$$

$$Y = 1,019 \cdot I^{0,339} \cdot L^{0,416}; \quad (6)$$

$$Y = 0,934 \cdot I^{0,159} \cdot L^{0,841} \cdot e^{0,028 \cdot t}; \quad (7)$$

$$\ln Y = 0,046 + 0,356 \cdot \ln I - 0,009 \cdot (\ln I)^2; \quad (8)$$

$$Y = 1,027 \cdot (0,782 \cdot I^{-0,588} + 0,218 \cdot L^{-0,588})^{-0,848}; \quad (9)$$

$$Y = 0,953 \cdot (0,389 \cdot I^{-0,625} + 0,611 \cdot L^{-0,625})^{-0,155} \cdot e^{0,049 \cdot t}; \quad (10)$$

$$Y = 0,715 + 0,36 \cdot I - 0,027 \cdot I^2. \quad (11)$$

После получения всех регрессионных зависимостей следует провести компаративный анализ показателей, позволяющих оценить их качество и адекватность, а также статистическую значимость коэффициентов при переменных I , L и t . К числу таковых следует отнести множественный коэффициент корреляции, множественный коэффициент детерминации, нормированный коэффициент детерминации, стандартную ошибку регрессии, критерий Дарбина – Уотсона, F -критерий Фишера, t -критерий Стьюдента (таблица). Следует сразу оговориться, что для функций CES (с НТП и без него) пакет Statistica позволяет рассчитывать только показатель «variance explained», который демонстрирует, на сколько процентов вариация моделируемой переменной объясняется изменением величины соответствующих регрессоров. Для двух данных спецификаций он принимает значения 96,48 и 96,17 %.

Исходя из значений данных показателей, рассчитанных в среде Microsoft Excel, следует сделать вывод о том, что наиболее точно и корректно влияние рассмотренных регрессоров на фактическую динамику ВРП описывается с помощью квадратичной агрегированной производственной функции (рисунок):

$$Y = 0,715 + 0,36 \cdot I - 0,027 \cdot I^2. \quad (12)$$

Данная регрессионная зависимость нуждается в проверке на соответствие условиям Гаусса – Маркова [8]:

1) $E(\epsilon_i) = 0,0000000000000000127$, что достигается за счет включения в регрессионное уравнение константы;

2) гомоскедастичность остатков регрессии установлена на основе теста Уайта ($n \cdot R^2 = 1,26$ меньше соответствующего значения из таблицы для статистического распределения хи-квадрат);

Показатели качества регрессионных моделей

Показатель	Линейная	Кобба – Дугласа	Кобба – Дугласа ($\alpha + \beta = 1$)	Тинбергена	Трансцендентально-логарифмическая	Квадратичная
R	0,96	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98
R^2	0,92	0,96	0,96	0,96	0,96	0,97
R^2_{adj}	0,91	0,95	0,95	0,95	0,95	0,96
SEE	0,09	0,05	0,04	0,04	0,05	0,06
F -критерий	64,6	135,6	297,7	169,3	128,6	174,6
p -level	$8,34 \cdot 10^{-7}$	$1,78 \cdot 10^{-8}$	$7,76 \cdot 10^{-10}$	$5,47 \cdot 10^{-9}$	$2,35 \cdot 10^{-8}$	$4,65 \cdot 10^{-9}$
DW	0,93	1,57	1,59	1,49	1,55	1,87
t -критерий	0,34 11,3 0,52	0,41 16,4 0,79	0,01 17,2	-1,45 1,39 1,59	1,61 4,7 -0,25	10,8 7,7 -4,2
p -level	0,73 $2,15 \cdot 10^{-7}$ 0,61	0,68 $4,32 \cdot 10^{-9}$ 0,44	0,99 $7,76 \cdot 10^{-10}$	0,17 0,19 0,14	0,13 $6,42 \cdot 10^{-4}$ 0,81	$3,3 \cdot 10^{-7}$ $8,9 \cdot 10^{-6}$ $1,4 \cdot 10^{-3}$

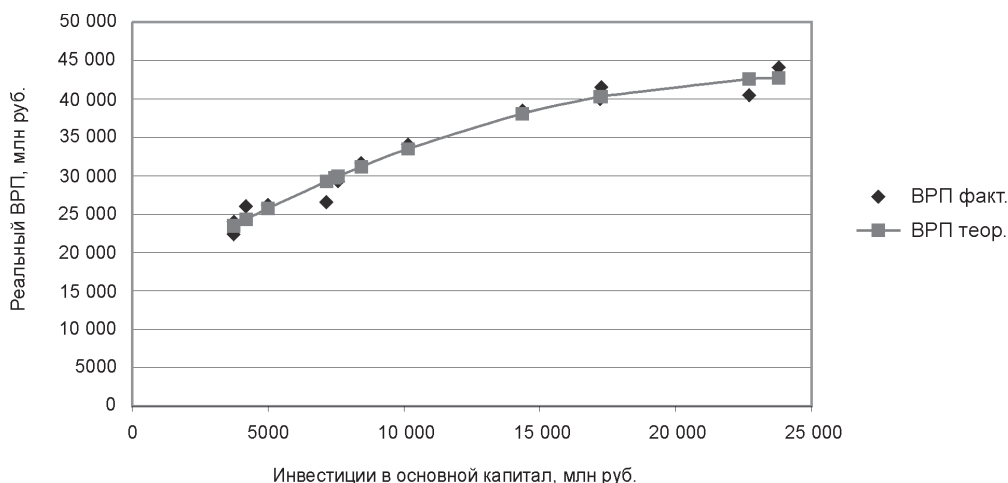


Рисунок. Квадратичная агрегированная производственная функция экономики Воронежской области в 1998–2011 гг. (координаты « $Y - I$ »)

3) отсутствие автокорреляции первого порядка, установленное путем расчета критерия Дарбина – Уотсона ($DW = 1,87$);

4) остатки распределены случайным образом (распределение остатков регрессии в зависимости от расчетных значений объясняемой переменной);

5) распределение остатков является левоасимметричным и островершинным: $A_s = -0,896$, $E_x = 0,374$.

Необходимо сделать несколько пояснений по поводу вышеназванных условий. Выбор в пользу асимптотического теста Уайта при проверке остатков регрессии на гетероскедастичность (неравенство дисперсии) был сделан по причине его универсальности и отсутствия существенных ограни-

чений на ее структуру. Критерий Дарбина – Уотсона является классическим при проверке на наличие автокорреляции первого порядка. В случае рассматриваемой статистической выборки расчетное значение $DW = 1,87$ попадает в промежуток от $1,35 (d_U)$ до $2,65 (4 - d_U)$, что позволяет говорить об отсутствии линейной зависимости текущего значения e_t от предыдущего значения e_{t-1} . Также очевидно, что модель корректно специфицирована, линейна по оцениваемым параметрам, содержит аддитивный случайный член, число наблюдений n много больше числа переменных m .

В целом, можно утверждать, что оценки, полученные на основе квадратичной регрессии, являются несмещенными (математическое ожидание оценки совпадает со значением оцениваемого па-

раметра), состоятельными (с ростом объема выборки оценка параметра сходится к его теоретическому значению) и эффективными (оценка параметра в классе несмещенных характеризуется наименьшей дисперсией), т.е. являются лучшими линейными несмещенными, или BLUE-оценками (best linear unbiased estimators) [там же].

Таким образом, по результатам проведенного эконометрического моделирования очевидным является тот факт, что ключевым фактором, определяющим величину создаваемого на территории Воронежской области реального ВРП, являются инвестиции в основной капитал, выраженные в сопоставимых ценах. Влияние численности занятых и НТП на динамику ВРП в рамках рассмотренных регрессионных зависимостей оказывается статистически незначимым, о чем свидетельствуют малые абсолютные значения t -критерия Стьюдента.

ЛИТЕРАТУРА

1. Клейнер Г. Б. Производственные функции : теория, методы, применение : монография / Г. Б. Клейнер. – М. : Финансы и статистика, 1986. – 239 с.

Воронежский государственный университет
Канапухин П. А., доктор экономических наук,
доцент, декан экономического факультета
E-mail: kanapukhin@econ.vsu.ru
Тел.: 8-908-130-80-56

Масленников О. В., преподаватель кафедры
экономической теории и мировой экономики
E-mail: olegmaslenni@yandex.ru
Тел.: 8-915-589-91-78

2. Регионы России. Социально-экономические показатели. – Режим доступа: http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/publications/catalog/doc_1138623506156

3. Бессонов В. А. Проблемы построения производственных функций для российской переходной экономики : монография / В. А. Бессонов. – М. : ИЭПП, 2002. – 89 с.

4. Воскобойников И. В. Оценка совокупной факторной производительности российской экономики в период 1961–2001 гг. с учетом корректировки динамики основных фондов : монография / И. В. Воскобойников. – М. : Изд-во ГУ ВШЭ, 2003. – 40 с.

5. Kmenta J. On estimation of the CES production function / J. Kmenta // *International Economic Review*. – 1967. – № 8. – P. 180–189.

6. Christansen L. R. Transcendental logarithmic production frontier / L. R. Christansen, D. W. Jorgensen, L. J. Lau // *Review of Economic Studies*. – 1973. – № 55. – P. 28–45.

7. Pavelescu F. M. Some aspects of the translog production function estimation / F. M. Pavelescu // *Romanian Journal of Economics*. – 2011. – № 1. – P. 131–150.

8. Магнус Я. Р. Эконометрика. Начальный курс : учеб. пособие / Я. Р. Магнус, П. К. Катышев, А. А. Пересецкий. – М. : Дело, 2004. – 576 с.

Voronezh State University
Kanapuhin P. A., Doctor of Economic Sciences,
Associate Professor, Dean of Economic Faculty
E-mail: kanapukhin@econ.vsu.ru
Tel.: 8-908-130-80-56

Maslennikov O. V., Lecturer of the Economic
Theory and World Economy Department
E-mail: olegmaslenni@yandex.ru
Tel.: 8-915-589-91-78