

МЕТОДИЧЕСКИЙ ПОДХОД К АНАЛИЗУ ВЛИЯНИЯ СОСТОЯНИЯ ОСНОВНЫХ ФОНДОВ НА ЭКОНОМИЧЕСКИЙ РОСТ РОССИИ АППАРАТОМ ПРОИЗВОДСТВЕННЫХ ФУНКЦИЙ КОМПЛЕКСНОГО ПЕРЕМЕННОГО***Елена Анатольевна ПАХОМОВА^а, Дарья Анатольевна ПИСАРЕВА^б,
Татьяна Валерьевна КОПЫЛОВА^с**

^а доктор экономических наук, кандидат технических наук, доцент, профессор кафедры цифровой экономики и управления, Государственный университет «Дубна», Дубна, Московская область, Российская Федерация
pakhomova.ea@phystech.edu
<https://orcid.org/0000-0002-3572-9614>
SPIN-код: 3500-1423

^б аспирантка направления подготовки 38.06.01 Экономика, Государственный университет «Дубна», эксперт администрации городского округа Дубна, Дубна, Московская область, Российская Федерация
pisarevada@mail.ru
<https://orcid.org/0000-0001-8361-3862>
SPIN-код: 1420-6964

^с кандидат физико-математических наук, доцент кафедры высшей математики, Государственный университет «Дубна», Дубна, Московская область, Российская Федерация
tv-kopylova@mail.ru
<https://orcid.org/0000-0003-3751-6265>
SPIN-код: отсутствует

* Ответственный автор

История статьи:

Получена 26.06.2019
Получена в доработанном виде 12.07.2019
Одобрена 23.08.2019
Доступна онлайн 30.10.2019

УДК 330.341.42:330.43
JEL: C51, C59, C67, E13

Аннотация

Предмет. Оценка влияния состояния основных фондов на экономический рост России, выполненная по авторской методике.

Цели. В рамках анализа влияния состояния основных фондов на экономический рост России определить возможность и целесообразность использования аппарата теории функций комплексного переменного для построения производственных функций.

Методология. Используются аппарат эконометрики, итерационный алгоритм Левенберга – Марквардта в прикладном программном пакете Wolfram Mathematica 10, алгебраические операции с комплексными переменными, аппарат производственных функций действительного и комплексного аргументов.

Результаты. Разработана и апробирована методика анализа влияния состояния основных фондов на экономическое развитие России с использованием производственных функций действительного и комплексного аргументов.

Выводы. Если модельная производственная функция действительного аргумента обладает определенным качеством и одновременно некоторыми недостатками (в части поведения остатков и суммы коэффициентов эластичности), однако имеет содержательное наполнение, отражающее действительность, то для возможного уверенного ее использования можно провести альтернативные расчеты с функцией комплексного аргумента для проверки устойчивости содержательного результата. Иначе говоря, в случае недостаточного качества модели производственных функций действительного аргумента применение производственных функций комплексного аргумента может выполнять роль дополнительного инструментального средства, позволяющего в случае содержательной непротиворечивости обеих функций не отвергать для использования и функцию действительного аргумента. Представляется, что применение производственной функции комплексного аргумента для анализа влияния состояния основных фондов на экономический рост России может иметь преимущества, поскольку при решении данной задачи она проявила себя как инструмент, применение которого исключает попадание в ситуацию неопределенности экономической интерпретации процесса.

Ключевые слова: основные фонды, эконометрический анализ, экономический рост, производственная функция комплексного аргумента

© Издательский дом ФИНАНСЫ и КРЕДИТ, 2019

Для цитирования: Пахомова Е.А., Писарева Д.А., Копылова Т.В. Методический подход к анализу влияния состояния основных фондов на экономический рост России аппаратом производственных функций комплексного переменного // *Экономический анализ: теория и практика*. – 2019. – Т. 18, № 10. – С. 1976 – 1988.
<https://doi.org/10.24891/ea.18.10.1976>

Послание Президента Российской Федерации от 1 декабря 2016 г. инициировало активную подготовку «стартовой площадки» для развития цифровой экономики, и 28 июля 2017 г. распоряжением Правительства РФ №1632-р была утверждена национальная программа «Цифровая экономика Российской Федерации». Изучение перспектив социально-экономического развития, возможных угроз в контексте перехода к новейшему (шестому) технологическому укладу стало актуальным для многих российских ученых-экономистов. Так, Ю.В. Якутин [1] говорит о переходе к подлинно инновационному типу воспроизводства, когда, начиная с уровня предприятий, движения всех факторов производства и производимого продукта будут иметь цифровое отражение. В свою очередь Е.Н. Ведута [2] рассматривает готовность России к цифровой экономике с точки зрения принятых программ в сравнении со стратегией Великобритании. И в том, и в другом случаях переход к цифровой экономике подразумевает инновации и инвестиции в основной капитал.

Инновации и инвестиции в основной капитал, а также перспективы добычи сырья, наличие качественных трудовых ресурсов являются факторами, поддерживающими темп прироста ВВП, считает В.К. Фальцман [3]. В этом контексте становится актуальным ответ на вопрос о значимости влияния основных фондов на социально-экономическое развитие страны.

Особое внимание В.А. Бессонов, И.Б. Воскобойников [4] уделили методике анализа динамики основных фондов и проблемы этого анализа связали с измерением динамики цен. Изучая влияние состояния основных фондов на эффективность их использования, В.Н. Лившиц [5] отмечал, что в результате проведенных в 1990-е гг. реформ

страна оказалась в катастрофической ситуации глубокого системного социально-экономического кризиса.

Наше исследование является продолжением начатого ранее анализа¹.

На начальном этапе исследования после предварительной обработки исходных данных применен аппарат производственных функций Кобба – Дугласа [6]:

$$Y = AK^{\alpha} L^{\beta}, \quad (1)$$

где Y – валовой внутренний продукт (ВВП);

K – стоимость основных фондов;

L – среднегодовая численность занятых в экономике.

Значения временных рядов Y , K , L периода 1999–2016 гг. взяты из официальных данных Федеральной службы государственной статистики, которые приведены к сопоставимому виду с помощью операций дефлирования – учета влияния инфляции на значения ряда путем приведения к базисным ценам, смыкания ряда (табл. 1).

В функции (1) сумма ($\alpha + \beta$) характеризует отдачу от масштаба:

($\alpha + \beta$) < 1 – убывающая (отрицательная) отдача от масштаба (предполагает, что объем произведенного продукта растёт медленнее по сравнению с ростом затрат);

• ($\alpha + \beta$) = 1 – постоянная отдача от масштаба (указывает на результат одновременного и пропорционального изменения объема произведенного продукта и затрат ресурсов);

^{*} Статья подготовлена при поддержке РФФИ в рамках проекта № 17-06-00301 «Организационно-экономический механизм управления инновациями на рынке товаров народного потребления: методы, модели, инструментарий».

¹ Пахомова Е.А., Писарева Д.А. Основные этапы методического подхода к анализу влияния состояния основных фондов на экономический рост РФ аппаратом производственных функций комплексного переменного // *Perspectives of Modern Scientific Research: Collection of Scientific Articles*. Pegasus Publishing, Lisbon, Portugal, 2018, pp. 95–97.

- $(\alpha + \beta) > 1$ – возрастающая (положительная) отдача от масштаба означает, что объем произведенного продукта растет в большее количество раз используемых ресурсов.

Если произвести в формуле (1) замену переменных при условии $(\alpha + \beta) = 1$, спецификация производственной функции примет вид:

$$U = AW^\alpha. \quad (2)$$

Приведя к линейному виду (1) и (2), получим еще два вида спецификаций производственной функции:

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln K + \beta \ln L; \quad (3)$$

$$\ln U = \ln A + \alpha \ln W. \quad (4)$$

Построение производственной функции – это решение задачи линейного метода наименьших квадратов и нелинейной безусловной оптимизации с использованием итерационного алгоритма Левенберга – Марквардта, который можно реализовать при помощи программы STATISTICA 10.0. Однако практика показала, что эта программа не предполагает учета ограничений на параметры α и β . В связи с этим модификации производственной функции Кобба – Дугласа с постоянной и переменной отдачей от масштаба были построены с помощью программы Wolfram Mathematica 10 (рис. 1).

Модельный ряд производственной функции Кобба – Дугласа можно представить следующим образом:

- нелинейная производственная функция спецификации (1) с постоянной и переменной отдачей от масштаба (модели 1 и 2, 7);
- нелинейная производственная функция спецификации (2) с переменной отдачей от масштаба (модели 3, 8);
- линейная производственная функция спецификации (3) с постоянной и переменной отдачей от масштаба (модели 4 и 5, 9 соответственно);

- линейная производственная функция спецификации (4) с переменной отдачей от масштаба (модели 6, 10).

Модели с 1 по 6 – вариации неоклассической функции Кобба – Дугласа плохо описывают данные российской экономики. Это подтверждают оценки, представленные в табл. 1: в моделях 2 и 5 коэффициенты A , α , β не значимы; в моделях 1, 3, 4 и 6 несмотря на значимость коэффициентов, коэффициент детерминации R^2 указывает на то, что они описывают от 67 до 84% данных, а скорректированный коэффициент детерминации R^2_{adj} , который используется для сравнения моделей с разным числом факторов, указывает на описание от 62 до 82% данных. Кроме того, на основании значения критерия Дарбина – Уотсона DW можно сделать вывод о положительной автокорреляции остатков (критические значения для критерия Дарбина – Уотсона d_l и d_u равны соответственно 1,158 и 1,391 для моделей с одной независимой переменной и 1,046 и 1,535 для моделей с двумя независимыми переменными). Однако средняя ошибка аппроксимации $\bar{S}$ и стандартная ошибка регрессии SEE не указывают на плохо подобранную модель. В такой ситуации необходимо продолжить исследования, например, включив дополнительный фактор.

Отдельно рассмотрим модели 7–10, потому что их оценка проводилась без ограничений на параметры. С неоклассической точки зрения эти модели не могут корректно описывать экономические данные, но полученные значения критериев качества показывают, что модели 7 и 9 описывают 98% данных, что лучше неоклассической модели производственной функции Кобба – Дугласа. При этом значение DW в модели 7 близко к значению нижней границы (1,535) отсутствия автокорреляции, а в модели 9 автокорреляция отсутствует. Модели 8 и 10 описывают 80 и 76% данных соответственно. Таким образом, среди моделей 7–10 лучшей можно считать линейную модель 9 с переменной отдачей от масштаба со значимыми на 5%-ном уровне параметрами и коэффициентом детерминации не ниже 0,98:

$$\ln Y = -34,895 + 0,247 \ln K + 8,34 \ln L. \quad (5)$$

С технической точки зрения в этой модели необходимо провести дополнительные исследования в области раскрытия причин неопределенного поведения остатков. Однако представляется, что для выяснения, можно ли полученную эконометрическую модель использовать в качестве прогнозной, следует описать ее содержательную часть: объем ВВП увеличится на 0,247% при увеличении стоимости основных фондов на 1%, а при том же увеличении среднегодовой численности занятых в экономике ВВП возрастет на 8,34%. Это подтверждает то, что ВВП формируется не за счет основных фондов, так как они и морально, и физически устарели, а за счет высокой отдачи по труду. Более того, отдача по труду возросла в сравнении с 2013 г.² предположительно по причине введения в 2012 г. национальной программы повышения производительности труда и роста ВВП на фоне продолжающегося устаревания основных фондов.

Таким образом, модель 5, обладающая недостатками в техническом смысле, с содержательной стороны не противоречит реальной экономической картине.

К возможным причинам возникновения автокорреляции в остатках в частности относятся:

- неправильный выбор формы регрессионной зависимости;
- неучет в модели одного или нескольких важных факторов;
- цикличность значений экономических переменных при построении модели по временным данным.

Наличие цикличности в значениях экономических переменных можно проверить как с помощью расчета коэффициентов

автокорреляции r_t уровней временного ряда, чем являются экономические данные (табл. 2), так и с помощью спектрального анализа [7].

С помощью спектрального анализа выявлено наличие во временных рядах только 1-й и 2-й гармоник, которые являются лишь отправной точкой циклического анализа ряда. Таким образом, спектральный анализ не выявил периодичности, что подтверждают результаты расчета коэффициентов автокорреляции. Возникновение автокорреляции в остатках возможно или по причине неправильного выбора спецификации модели, или отсутствия важного фактора.

Необходимость одновременного учета формы регрессионной зависимости и недостающего или скрытого фактора привели нас к мысли о попытке использования для этих целей производственной функции Кобба – Дугласа с комплексными переменными, новаторами в области исследования которой являются доктор экономических наук С.Г. Светульников и кандидат экономических наук И.С. Светульников [8]. Наш алгоритм анализа влияния состояния основных фондов на экономический рост Российской Федерации представлен в виде блок-схемы (рис. 2).

Теория функций комплексного переменного³ в настоящее время охватывает многие разделы теоретических и прикладных дисциплин. Изучение комплексных чисел изначально было связано с решением квадратных уравнений, в результате чего получался квадратный корень из отрицательного числа.

В дальнейшем оказалось, что решение многих задач, возникающих в результате моделирования различных физических, радиотехнических и других процессов, становится возможным или более простым, если пользоваться комплексным полем. Например, решение большого количества сложных интегралов, к которым сводится описание электромагнитных процессов в цепях переменного тока, возможно только при применении комплексных чисел.

² Важенникова В.С., Лычагина Т.А., Пахомова Е.А., Писарева Д.А. Исследование возможностей применения аппарата спектрального анализа и производственных функций (на примере макроэкономических показателей России) // Материалы международной научно-практической конференции «Институциональные и финансовые механизмы развития территориальных кластеров и технологических платформ. М.: Директ-Медиа, 2017. С. 366–378.

³ Шабунин М.И., Сидоров Ю.В. Теория функций комплексного переменного. М.: Лаборатория знаний, 2018. 300 с.

Непосредственно термин «комплексные числа» был введен немецким математиком И. Гауссом в 1831 г. Слово «комплекс» означает связь, сочетание, совокупность понятий, предметов, явлений, образующих единое целое. Пара вещественных чисел (x, y) с установленным порядком следования называется комплексным числом. Условно определение комплексного числа можно записать в виде $z = (x, y)$. Числа x и y , входящие в пару (x, y) , называются действительной и мнимой частями комплексного числа x, y соответственно и обозначаются символами $x = \text{Re}z$ и $y = \text{Im}z$. Равны комплексные числа $z_1 = (x_1, y_1)$ и $z_2 = (x_2, y_2)$ только в случае равенства их действительных и мнимых частей, то есть $z_1 = z_2$, если $x_1 = x_2, y_1 = y_2$.

Для комплексных чисел сохраняются известные правила действий над действительными числами, что позволяет рассматривать множество комплексных чисел как расширение множества действительных чисел. Любое действительное число x можно представить как комплексное $x = (x, 0)$.

Особую роль в операциях с комплексными числами играет мнимая единица. Комплексное число $z = (0, y)$ является чисто мнимым символически обозначается $z = iy$ или $(0, y) = iy$. Его можно получить произведением действительного числа $(y, 0)$ на мнимую единицу $(0, 1)$, которую обозначают символом $(0, 1) = i$. В 1637 г. термин «мнимые числа» впервые был применен французским математиком Р. Декартом. Обозначение i для мнимой единицы ввел немецкий и российский математик Л. Эйлер, который предложил использовать для этого первую букву слова *imaginaris* (мнимый). Он также перенес на комплексную плоскость все основные элементарные функции.

Справедливость соотношения $i^2 = -1$ позволяет записать любое комплексное число в удобном с алгебраической точки зрения виде. Выражение $z = (a, b) = a + ib$ называется алгебраической формой комплексного числа. Благодаря такому представлению операции над комплексными числами можно производить аналогично соответствующим

операциям над алгебраическими многочленами.

Отметим один из аспектов теории производственных функций комплексных переменных – линейную производственную функцию комплексного аргумента – на нашем практическом примере:

$$Y = (a_0 - ia_1)(L + iK), \quad (6)$$

где $(a_0 - ia_1)$ – комплексный коэффициент;

$(L + iK)$ – комплексный аргумент.

При этом авторы работы [8] не обосновывают причин выбора действительной и мнимой частей функции (6), ссылаясь на отсутствие аргументов «за» или «против». Заметим, что, строго говоря, необходимы дополнительные исследования для обоснования такого выбора, прежде всего с точки зрения экономического содержания, а затем, как следствие, с позиции математики.

В рамках данной работы предположим, что в силу наличия теневой экономики в глобальном смысле этот выбор становится неважным. Выбор же знака «-» в комплексном коэффициенте обусловлен решением системы

$$\begin{cases} Y = La_0 - Ka_1, \\ 0 = Ka_0 - La_1. \end{cases} \quad (7)$$

Что касается коэффициентов a_0 и a_1 , то

$$a_0 = \frac{YL}{L^2 + K^2}, a_1 = \frac{YK}{L^2 + K^2}, \quad (8)$$

где a_0 – коэффициент использования трудовых ресурсов; a_1 – коэффициент использования капитальных ресурсов.

Меня местами аргументы L, K и знаки в выражении (6), при одинаковых знаках в множителях получаем существенную разницу в значении коэффициентов. Например, для

$$Y = (a_0 + ia_1)(L + iK)$$

формулы значений коэффициентов приобретут вид:

$$a_0 = \frac{YL}{L^2 + K^2}, a_1 = -\frac{YK}{L^2 + K^2}.$$

Здесь коэффициент $a_1 < 0$, поэтому сравнение a_0 и a_1 , которое является одной из задач построения этих коэффициентов, теряет смысл. При произвольном выборе знаков в множителях (6) необходимо проводить сравнение коэффициентов a_0 и a_1 по модулю, что немного усложняет математический аппарат.

Подставляя значения Y , K , L в выражение (8) получим соответствующие значения коэффициентов (табл. 3), изменение поведения которых представлено на рис. 3.

Совместный анализ данных, представленных в табл. 3 и рис. 3 свидетельствует о том, что до 2008 г. коэффициент использования трудовых ресурсов рос относительно начального значения, и коэффициент использования капитальных ресурсов тоже рос, но медленнее, при этом значения обоих коэффициентов менее 0,5. На основе интерпретации вариантов динамики значений комплексного коэффициента [8] это означает, что в 1999–2008 гг. рост фондоотдачи относительно производительности труда более устойчив на фоне дисбаланса, когда трудовые ресурсы используются в большей степени, чем капитальные. Действительно, статистические данные возрастной структуры оборудования и степени износа основных фондов подтверждают полученные расчеты [6]. Начиная с 2009 г. значения коэффициента a_0 уменьшались, а значения коэффициента a_1 увеличивались, оставаясь больше 0,5, что означает наличие в экономике капиталоинтенсивного процесса. Другими словами, большая часть издержек производства приходится на стоимость сырья или производственного оборудования, в том числе за счет стареющих основных фондов. Это означает, что фондоотдача уменьшается, а производительность труда растет. Необходимо обратить внимание на то, что с 2015 г. наметилась тенденция снижения коэффициента использования капитальных ресурсов, и если его значение продолжит снижаться на фоне снижения коэффициента использования трудовых ресурсов, то экономика войдет в зону кризисной динамики.

Таким образом, содержательные результаты исследования динамики комплексных коэффициентов не только не противоречат, но находятся в согласии с экономической интерпретацией коэффициентов эластичности производственной функции Кобба – Дугласа с переменной отдачей от масштаба, обладающей в целом удовлетворительным качеством в части параметров и коэффициента детерминации, но имеющей технические недостатки в части неопределенного поведения остатков и нелинейной производственной функции со степенью 8,587, что говорит о непропорциональном изменении ВВП, усложняющем оценку эффективности использования формирующих его ресурсов.

Общий вывод теоретико-практического характера можно сделать следующий: если модельная производственная функция действительного аргумента обладает определенным качеством и одновременно некоторыми недостатками (в части поведения остатков и суммы коэффициентов эластичности), однако имеет содержательное наполнение, отражающее действительность, то для возможного уверенного ее использования можно провести альтернативные расчеты с функцией комплексного аргумента на предмет проверки устойчивости содержательного результата. Другими словами, в случае недостаточного качества модели производственной функции действительного аргумента применение производственной функции комплексного аргумента может выполнять роль дополнительного инструментального средства, позволяющего в случае содержательной непротиворечивости обеих функций не отвергать для использования и функцию действительного аргумента.

На основании полученной содержательной устойчивости результата сформулируем наше предположение: возможно, функцию Кобба – Дугласа, сформированную в прошлом веке под конкретные экономические задачи, следует применять для описания нестационарной экономики Российской Федерации с осторожностью и более глубоким

исследованием. И напротив, представляется, что применение производственной функции комплексного аргумента для анализа влияния основных фондов на экономический рост Российской Федерации может иметь преимущества, поскольку при решении данной задачи она проявила себя как инструмент, применение которого исключает попадание в ситуацию неопределенности экономической интерпретации процесса.

Таблица 1

Исходные данные, представленные базисными индексами к их значению в 2008 г., %

Table 1

Initial values presented by basic indices to their value in 2008, percentage

Год	ВВП	Стоимость основных фондов	Среднегодовая численность занятых в экономике
1999	54,71	84,93	93,64
2000	60,22	68,98	94,17
2001	63,28	68,47	94,85
2002	66,29	74,89	95,72
2003	71,04	83,11	96,31
2004	76,13	78,81	96,93
2005	80,99	84,63	97,49
2006	87,57	88,06	98,03
2007	95,05	96,7	99,31
2008	100	100	100
2009	92,17	101,99	98,57
2010	96,31	104,22	98,68
2011	100,43	110,42	98,9
2012	104,09	114,8	99,37
2013	105,96	118,13	99,27
2014	106,74	121,22	99,15
2015	104,06	116,53	99,99
2016	103,89	123,47	99,49

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Таблица 2
Значение коэффициента автокорреляции и коррелограмма

Table 2
Auto-correlation coefficient value and the correlogram

Лag (порядок)	Валовый внутренний продукт		Основные фонды		Среднегодовая численность занятых в экономике	
	r_l	коррелограмма	r_l	коррелограмма	r_l	коррелограмма
1	0,9797	*****	0,9459	*****	0,9553	*****
2	0,9502	*****	0,9142	*****	0,9029	*****
3	0,9269	*****	0,9094	*****	0,8652	*****
4	0,914	*****	0,9261	*****	0,8198	*****
5	0,9048	*****	0,8583	*****	0,7412	*****
6	0,8998	*****	0,815	*****	0,5916	*****
7	0,868	*****	0,7244	*****	0,474	*****
8	0,7692	*****	0,7202	*****	0,2733	*****
9	0,6773	*****	0,6647	*****	0,3116	*****

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Таблица 3
Коэффициенты использования ресурсов

Table 3
Resource utilization rates

Год	a_0	a_1
1999	0,3206	0,2907
2000	0,4162	0,3049
2001	0,4386	0,3166
2002	0,4296	0,3361
2003	0,4228	0,3649
2004	0,4728	0,3844
2005	0,4737	0,4112
2006	0,4944	0,4441
2007	0,4913	0,4784
2008	0,5	0,5
2009	0,4516	0,4673
2010	0,4614	0,4873
2011	0,4521	0,5047
2012	0,4487	0,5183
2013	0,4418	0,5257
2014	0,4315	0,5276
2015	0,4413	0,5143
2016	0,4111	0,5102

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Рисунок 1**Результаты оценивания и критерии качества****Figure 1****Evaluation results and quality criteria**

№ п/п	Модель	A	α	β	R^2	$F_{(m,n)}$	R^2_{adj}	DW	$\bar{s}$	SEE
1	$Y = AK^\alpha L^{(1-\alpha)}$ ($\alpha + \beta = 1 < \alpha, \beta < 1$)	0,907** (9,9E-17)	0,455** (0,0151)	0,545	0,672	(2,18) 15,37**	0,629	0,201	10,8	10,8
2	$Y = AK^\alpha L^{(1-\alpha)}$ ($\alpha + \beta = 1 < \alpha, \beta < 1$)	1,359** (0,9339)	0,457** (0,1452)	0,454** (0,8746)	0,665	(2,18) 14,89**	0,62	0,201	10,9	10,9
3	$U = AW^\alpha$ ($0 < \alpha < 1$)	0,901** (5,2E-19)	0,951** (8,2E-7)	–	0,803	(1,18) 30,57**	0,777	0,76	6	0,78
4	$\ln Y = \ln A + \alpha \ln K + (1-\alpha) \ln L$ ($\alpha + \beta = 1 < \alpha, \beta < 1$)	0,898** (0,0004)	0,981** (2,2E-6)	0,019	0,805	(2,18) 30,96**	0,779	0,799	1,3	0,1
5	$\ln Y = \ln A + \alpha \ln K + \beta \ln L$ ($\alpha + \beta \neq 1 < \alpha, \beta < 1$)	0,014** (0,6224)	0,918** (0,0008)	0,991** (0,6338)	0,844	(2,18) 40,58**	0,823	0,858	1,2	0,09
6	$\ln U = \ln A + \alpha \ln W$ ($0 < \alpha < 1$)	0,898** (0,0004)	0,982** (2,2E-6)	–	0,763	(1,18) 24,15**	0,731	0,799	–	0,1
7	$Y = AK^\alpha L^\beta$	3,49E-14** (1,3E-24)	0,342** (2,4E-411)	7,393** (2,1E-431)	0,978	(2,18) 333,41**	0,975	1,528	2,7	2,77
8	$U = AW^\alpha$	0,901** (5,2E-19)	0,951** (8,1E-7)	–	0,802	(1,18) 30,38**	0,777	0,76	6	0,08
9	$\ln Y = \ln A + \alpha \ln K + \beta \ln L$	7E-16** (1,05E-8)	0,247** (0,0077)	8,34** (1,1E-8)	0,979	(2,18) 349,64**	0,976	1,625	0,6	0,03
10	$\ln U = \ln A + \alpha \ln W$	0,898** (0,0004)	0,983** (2,2E-6)	–	0,763	(1,18) 24,15**	0,731	0,8	–	0,1

Примечание. В скобках указаны значения стандартных ошибок; «**» – значимость на 5%-ном уровне.

Источник: авторская разработка

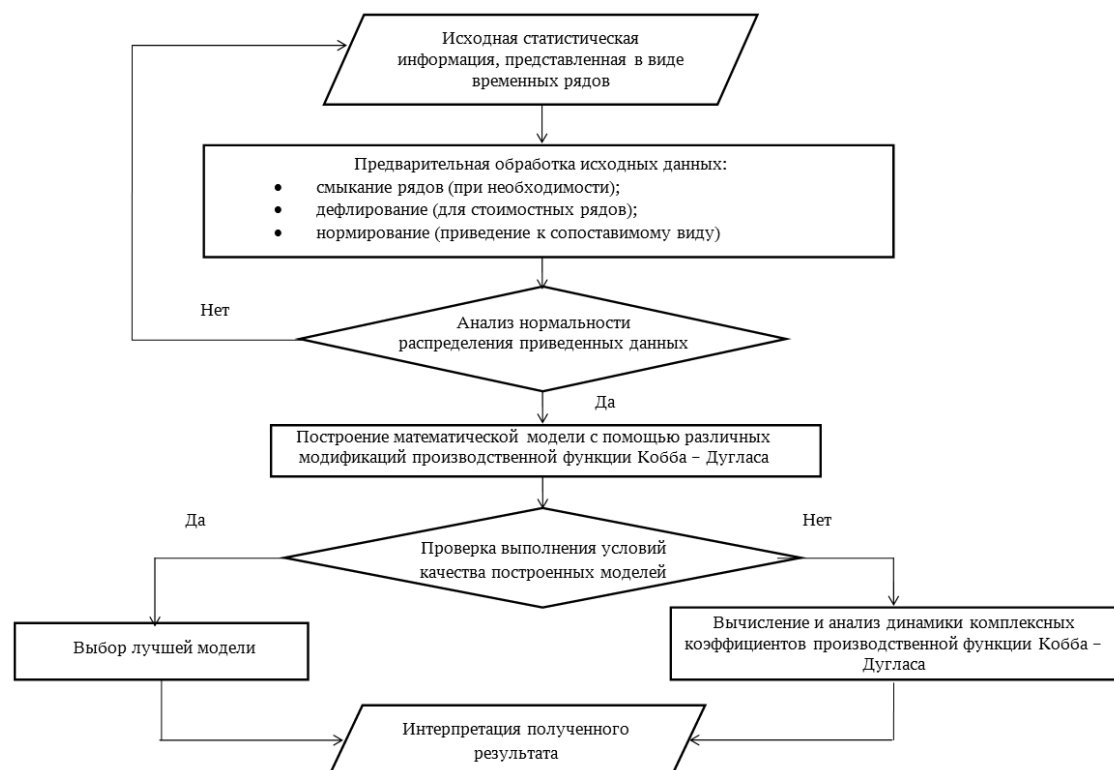
Source: Authoring

Рисунок 2

Алгоритм анализа влияния состояния основных фондов на экономический рост Российской Федерации

Figure 2

Algorithm for analyzing the impact of the condition of fixed assets on economic growth of the Russian Federation



Источник: авторская разработка

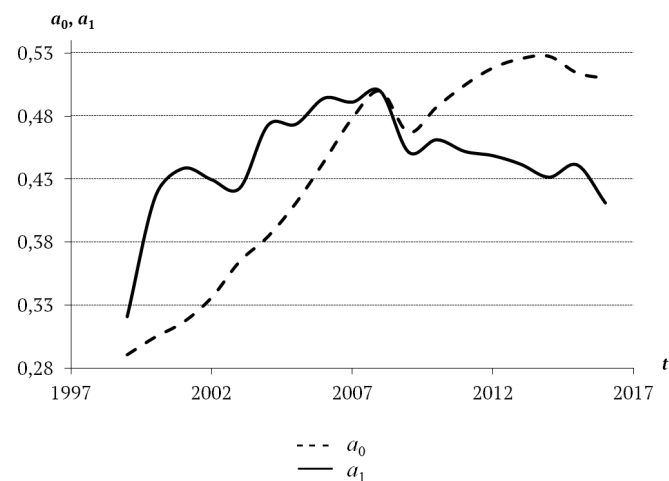
Source: Authoring

Рисунок 3

Динамика комплексных коэффициентов a_0 и a_1 в 1997–2017 гг.

Figure 3

Trends in complex coefficients a_0 and a_1 in 1997–2017



Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Список литературы

1. Якутин Ю.В. Становление цифрового управления на макро-, мезо- и микроэкономическом уровнях: возможности универсальной системы анализа координированных показателей хозяйственной деятельности // Российский экономический журнал. 2017. № 2. С. 27–35. URL: http://www.re-j.ru/archive/2017/2/article_445
2. Ведута Е.Н., Джакубова Т.Н., Асанова Е.А. Стратегия цифровой экономики как инструмент глобализации // Менеджмент и бизнес-администрирование. 2015. № 3. С. 4–17. URL: <http://www.mba-journal.ru/archive/2017/3/>
3. Фальцман В.К. О факторах догоняющего роста России // Финансовая жизнь. 2017. № 3. С. 4–10. URL: <http://www.flife-online.ru/upload/iblock/e73/e7308daa16614c6f787bf1a89db28069.pdf>
4. Бессонов В.А., Воскобойников И.Б. Динамика основных фондов и инвестиций в российской переходной экономике. М.: ИЭПП, 2006. 65 с.
5. Лившиц В.Н. Системный анализ рыночного реформирования нестационарной экономики России 1992–2013 гг. М.: URSS; Ленанд, 2013. 640 с.
6. Лычагина Т.А., Пахомова Е.А., Писарева Д.А. Применение аппарата производственных функций для анализа влияния состояния основных фондов на экономический рост РФ // Национальные интересы: приоритеты и безопасность. 2016. № 10. С. 4–19. URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/primenenie-apparata-proizvodstvennyh-funktsiy-dlya-analiza-vliyaniya-sostoyaniya-osnovnyh-fondov-na-ekonomicheskoy-rost-rf>
7. Важенина В.С., Пахомова Е.А., Писарева Д.А. Применение гармонического и спектрального анализа для выявления основных циклов развития социально-экономической системы (на примере сельского хозяйства) // Национальные интересы: приоритеты и безопасность. 2016. № 11. С. 4–14. URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/primenenie-garmonicheskogo-i-spektralnogo-analiza-dlya-vyyavleniya-osnovnyh-tsiklov-razvitiya-sotsialno-ekonomicheskoy-sistemy-na>
8. Светульников С.Г., Светульников И.С. Производственные функции комплексных переменных: Экономико-математическое моделирование производственной динамики. М.: Ленанд, 2019. 170 с.

Информация о конфликте интересов

Мы, авторы данной статьи, со всей ответственностью заявляем о частичном и полном отсутствии фактического или потенциального конфликта интересов с какой бы то ни было третьей стороной, который может возникнуть вследствие публикации данной статьи. Настоящее заявление относится к проведению научной работы, сбору и обработке данных, написанию и подготовке статьи, принятию решения о публикации рукописи.

A METHODOLOGICAL APPROACH TO ANALYZING THE EFFECT OF FIXED ASSETS ON ECONOMIC GROWTH IN RUSSIA BY THE PRODUCTION FUNCTIONS OF COMPLEX VARIABLES

Elena A. PAKHOMOVA ^{a,*}, Dar'ya A. PISAREVA ^b, Tat'yana V. KOPYLOVA ^c

^a Dubna State University, Dubna, Moscow Oblast, Russian Federation
pakhomova.ea@phystech.edu
<https://orcid.org/0000-0002-3572-9614>

^b Dubna State University, Dubna, Moscow Oblast, Russian Federation
pisarevada@mail.ru
<https://orcid.org/0000-0001-8361-3862>

^c Dubna State University, Dubna, Moscow Oblast, Russian Federation
tv-kopylova@mail.ru
<https://orcid.org/0000-0003-3751-6265>

* Corresponding author

Article history:

Received 26 June 2019
Received in revised form
12 July 2019
Accepted 23 August 2019
Available online
30 October 2019

JEL classification: C51, C59,
C67, E13

Keywords: fixed assets,
econometric analysis,
economic growth, production
function, complex argument

Abstract

Subject The article assesses the impact of fixed assets on economic growth of Russia, using our unique methodology.

Objectives The aim is to determine the possibility and feasibility of using the tools of the theory of functions of a complex variable for the construction of production functions as part of the analysis of the impact of condition of fixed assets on economic growth of Russia.

Methods We employ the econometrics tools, the Levenberg–Marquardt algorithm in the Wolfram Mathematica 10 software package, algebraic operations with complex variables, the tools of production functions of actual and complex argument.

Results We developed and tested methods to analyze the impact of fixed assets on economic development of Russia, using production functions of actual and complex arguments.

Conclusions If the model production function of the actual argument has a certain quality and, at the same time, certain shortcomings, but has a meaningful content reflecting the reality, is it possible to make alternative calculations with the complex argument function to check the stability of the meaningful result. In other words, in case of insufficient quality of the model of production function of the actual argument, the use of production function of complex argument may serve as an additional tool that enables to use the actual argument in the event of substantial inconsistency of both functions.

© Publishing house FINANCE and CREDIT, 2019

Please cite this article as: Pakhomova E.A., Pisareva D.A., Kopylova T.V. A Methodological Approach to Analyzing the Effect of Fixed Assets on Economic Growth in Russia by the Production Functions of Complex Variables. *Economic Analysis: Theory and Practice*, 2019, vol. 18, iss. 10, pp. 1976–1988.
<https://doi.org/10.24891/ea.18.10.1976>

Acknowledgments

The article was supported by the Russian Foundation for Basic Research (RFBR) as part of project № 17-06-00301, *Organizational and Economic Mechanism to Manage Innovation in the Consumer Goods Market: Methods, Models, and Tools*.

References

1. Yakutin Yu.V. [Digital management forming at micro-, meso-, and macro levels: Benefits of universal system of coded economic activity indicators analysis]. *Rossiiskii ekonomicheskii zhurnal*, 2017, no. 2, pp. 27–35. (In Russ.) URL: http://www.re-j.ru/archive/2017/2/article_445
2. Veduta E.N., Dzhakubova T.N., Asanova E.A. [Digital economy strategy as a tool of globalization]. *Menedzhment i biznes-administrirovanie = Management and Business Administration*, 2015, no. 3, pp. 4–17. URL: <http://www.mba-journal.ru/archive/2017/3/> (In Russ.)
3. Fal'tsman V.K. [About catch-up growth factors of Russia]. *Finansovaya zhizn' = Financial Life*, 2017, no. 3, pp. 4–10. URL: <http://www.flife-online.ru/upload/iblock/e73/e7308daa16614c6f787bf1a89db28069.pdf> (In Russ.)
4. Bessonov V.A., Voskoboinikov I.B. *Dinamika osnovnykh fondov i investitsii v rossiiskoi perekhodnoi ekonomike* [Dynamics of fixed assets and investments in the Russian transitional economy]. Moscow, Gaidar Institute Publ., 2006, 65 p.
5. Livshits V.N. *Sistemnyi analiz rynochnogo reformirovaniya nestatsionarnoi ekonomiki Rossii 1992–2013 gg* [Systems analysis of market reforming of non-stationary economy of Russia in 1992–2013]. Moscow, URSS, Lenand Publ., 2013, 640 p.
6. Lychagina T.A., Pakhomova E.A., Pisareva D.A. [The application of production functions to analyze the effect of fixed assets on economic growth in the Russian Federation]. *Natsional'nye interesy: priority i bezopasnost' = National Interests: Priorities and Security*, 2016, no. 10, pp. 4–19. URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/primenenie-apparata-proizvodstvennykh-funktsiy-dlya-analiza-vliyaniya-sostoyaniya-osnovnykh-fondov-na-ekonomicheskii-rost-rf> (In Russ.)
7. Vazhenina V.S., Pakhomova E.A., Pisareva D.A. [Harmonic and spectral analysis to identify key development cycles of the socio-economic system: Evidence from agriculture]. *Natsional'nye interesy: priority i bezopasnost' = National Interests: Priorities and Security*, 2016, no. 11, pp. 4–14. URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/primenenie-garmonicheskogo-i-spektralnogo-analiza-dlya-vyyavleniya-osnovnykh-tsiklov-razvitiya-sotsialno-ekonomicheskoy-sistemy-na> (In Russ.)
8. Svetun'kov S.G., Svetun'kov I.S. *Proizvodstvennye funktsii kompleksnykh peremennykh: Ekonomiko-matematicheskoe modelirovanie proizvodstvennoi dinamiki* [Production functions of complex variables: Economic-mathematical modeling of production dynamics]. Moscow, Lenand Publ., 2019, 170 p.

Conflict-of-interest notification

We, the authors of this article, bindingly and explicitly declare of the partial and total lack of actual or potential conflict of interest with any other third party whatsoever, which may arise as a result of the publication of this article. This statement relates to the study, data collection and interpretation, writing and preparation of the article, and the decision to submit the manuscript for publication.