
ОБЩЕСТВО И ЭКОНОМИКА: ПРОБЛЕМЫ РАЗВИТИЯ

УДК 332.01

ПРИКЛАДНОЙ ОБЩЕРАВНОВЕСНЫЙ ПОДХОД К МОДЕЛИРОВАНИЮ ИНВЕСТИЦИОННОЙ АКТИВНОСТИ В ЭКОНОМИКЕ РОССИИ*

В.М. Гильмундинов

Институт экономики и организации промышленного производства СО РАН,
Новосибирский государственный технический университет,
Новосибирский государственный университет
E-mail: gilmundinov@mail.ru

Статья посвящена проблемам прикладного моделирования динамики инвестиций в основной капитал, возникающих в рамках расширения общеравновесной межотраслевой модели экономики России с блоками агрегированных рынков. Особенностью предлагаемого подхода выступает одновременный учет прямых и обратных связей между такими ключевыми макроэкономическими переменными, как валютный курс, уровень процентных ставок, темпы инфляции, и динамикой отраслевых инвестиций в основной капитал и валовых выпусков. Основой выступает построение и эмпирическая оценка производственных функций, в которых степень использования производственных мощностей выступает, в отличие от традиционных неоклассических моделей, переменной величиной. Получены эмпирические оценки динамики степени загрузки производственных мощностей и ее воздействия на динамику инвестиций в основной капитал в экономике России.

Ключевые слова: инвестиции в основной капитал, модель общего равновесия, степень загрузки производственных мощностей, функция Кобба–Дугласа, экономика России.

CGE SIMULATION OF FIXED INVESTMENTS IN THE RUSSIAN ECONOMY

V.M. Gilmundinov

Institute of Economics and Industrial Engineering SB RAS,
Novosibirsk State Technical University, Novosibirsk State University
E-mail: gilmundinov@mail.ru

This paper is concerned with issues of CGE simulating of fixed capital investments which arise with extension of general equilibrium input-output model of the Russian economy. Suggested approach allows considering connections between such key macro-

* Исследование выполнено при финансовой поддержке РГНФ в рамках проекта проведения научных исследований («Влияние макроэкономической политики с монетарным и валютным контролем на динамику и структуру национальной экономики в условиях экспорто-сырьевой ориентации и несовершенных рынков»), проект № 14-02-00359.

economic indicators as exchange rate, interest rate, inflation, fixed capital investment and total output growth rates. It is based on building and estimation of a function of production with variable degree of fixed capital utilization. Estimations of dynamic of fixed capital utilization degree for the Russian economy and its influence on dynamic of fixed capital investments are suggested in the paper.

Key words: fixed investments, general equilibrium, capacity utilization degree, Cobb–Douglas function, the Russian economy.

Введение

Несмотря на значительное развитие в последние несколько десятков лет методологии математического моделирования и прогнозирования национальной экономики необходимо признать, что возможности существующих прикладных макроэкономических и отраслевых математических моделей часто сильно отстают от современных требований, предъявляемых к ним обществом. Постоянно возрастающая сложность социально-экономических систем требует учета все более глубоких взаимосвязей практически на всех уровнях хозяйственной системы. В особенности это касается вопросов моделирования и прогнозирования динамики социально-экономического развития. Одним из ключевых вопросов, возникающих в этой связи, является совершенствование подходов к моделированию воспроизводства основного капитала в условиях рыночной экономики. Высокая степень чувствительности инвестиций в основной капитал к изменению различных факторов как макро-, так и мезо-, и микроуровней затрудняет построение математических моделей, обладающих высокой объясняющей и прогнозной силой. В данном исследовании основное внимание мы уделяем вопросам учета интенсивности использования основных производственных фондов при моделировании инвестиций в основной капитал с целью расширения общеравновесной межотраслевой модели экономики России с блоками агрегированных рынков [4]. В этой связи мы оцениваем макроэкономическую производственную функцию для экономики России, используя функциональные формы Леонтьева и Кобба–Дугласа, что позволяет нам оценить динамику степени загрузки основных производственных фондов и затем использовать полученные оценки для моделирования динамики инвестиций в основной капитал экономики России.

1. Теоретические основания моделирования инвестиций в основной капитал

Предлагаемый нами подход основан на технологических взаимосвязях между объемами используемых производственных факторов и объемом производимой продукции. Для целей формализации данных взаимосвязей традиционно используется производственная функция при предположениях о полном и оптимальном использовании факторов производства (неоклассический подход). Однако на практике оба данных предположения, как правило, нарушаются. Полнота использования основного капитала не достигается вследствие существования резервов использования производственных мощностей, а рабочей силы – вследствие вариации фонда

рабочего времени в рамках вариации динамики объемов производства под воздействием изменения спроса и сезонных факторов. Гипотеза об оптимальности использования факторов производства также находится под воздействием критики, вследствие наличия негибкости в объемах факторов производства, главным образом основных производственных фондов, а также ограниченной информированности лиц, принимающих решения. Данные обстоятельства обуславливают необходимость развития подходов к описанию производственной сферы на основе учета технологических взаимосвязей. Одним из важных направлений развития является учет изменений в степени использования производственных ресурсов.

Совершенствование подходов к моделированию инвестиций в основной капитал связывается нами, таким образом, с включением в общую производственную модель переменной, характеризующей степень использования (загрузки) основных производственных фондов. Запишем основные соотношения предлагаемой нами модели производственной сферы национальной экономики.

Динамика величины основных производственных фондов на конец периода t (K_t) моделируется на основе следующего соотношения¹:

$$K_t = K_{t-1} + B_t - K_{t-1} \cdot \delta_t, \quad (1)$$

где B_t – объем ввода в действие основных производственных фондов в период t ; δ_t – норма возмещения-выбытия основных производственных фондов в период t .

Таким образом, величина прироста основных производственных фондов определяется объемами ввода и выбытия основных производственных фондов за рассматриваемый период. Здесь необходимо отметить, что норма возмещения-выбытия основных производственных фондов может существенно отличаться от нормы амортизации. Так, к примеру, в 2013 г. согласно статистике Росстата норма возмещения-выбытия (коэффициент выбытия) основных производственных фондов для России в целом составила 0,7 %, а норма амортизации – 3,4 % (различие почти в 5 раз)². Объясняются данные различия тем, что если норма амортизации определяется нормативно, то норма возмещения-выбытия зависит от множества факторов, включая объемы капитального ремонта, размеры консервации производственных мощностей и т.д. В связи с этим построение адекватной модели для нормы возмещения-выбытия основных производственных фондов представляет собой определенную проблему. Тем не менее в случае российской экономики норма возмещения-выбытия традиционно находится на крайне низком уровне при устойчивой тенденции к снижению. По этой причине мы абстрагируемся в данном исследовании от мо-

¹ В предлагаемой модели мы не дифференцируем основные производственные фонды по видам и срокам эксплуатации, базируясь на результатах Н.П. Дементьева, обосновывающих локальную асимптотическую устойчивость траектории сбалансированного роста по структуре основных производственных фондов для общего случая производственных функций [6, с. 28–29].

² Отчасти это вынужденная мера со стороны отечественных предприятий в условиях низкого доступа к источникам финансирования, на что, в частности, указывает Г.П. Литвинцева [8].

делирования нормы возмещения-выбытия и принимаем допущение о ее экзогенности.

Объем ввода основных производственных фондов непосредственно связан с динамикой инвестиций в основной капитал. Так, например, А.О. Баранов [1] предлагает использовать следующую зависимость объемов ввода основных производственных фондов от объемов инвестиций в основной капитал:

$$B_t = \sum_{\tau=0}^{\theta} \eta_{\tau} \cdot I_{t-\tau}, \quad (2)$$

где θ – величина строительного лага; η_{τ} – структурный коэффициент, характеризующий долю инвестиций в основной капитал, осуществленных в период $t-\tau$, формирующую ввод основных производственных фондов в период t ; I_t – величина инвестиций в основной капитал, осуществленных в период t .

Отметим, что коэффициенты соотношения (2) хоть и определяются технологическими ограничениями, но не обязательно являются константами. Предприниматели могут захотеть ускорить или наоборот замедлить сроки строительства, что, в свою очередь, может сказаться на значениях структурных коэффициентов. Однако рассмотрение данных вопросов лежит вне целей данной статьи.

Используя рекурсивный подход, соотношение (2) перепишем в виде зависимости инвестиций в основной капитал от желаемых объемов ввода основных производственных фондов (B_t^*):

$$I_t = \sum_{\tau=0}^{\theta} \chi_{\tau} \cdot B_{t+\tau}^*, \quad (3)$$

где χ_{τ} – структурный коэффициент, характеризующий долю суммарной стоимости объектов основных производственных фондов, вводимых в действие в период $t+\tau$, формируемую за счет инвестиций в основной капитал, осуществленных в период t .

Указанное соотношение позволяет, таким образом, определить динамику инвестиций в основной капитал, связав ее с динамикой желаемых объемов ввода основных производственных фондов.

Оценка структурных коэффициентов η_{τ} и χ_{τ} может быть основана либо на микроэкономическом подходе – как усредненная оценка по набору инвестиционных проектов, характерных для экономики данной страны, либо на макроэкономическом подходе – как построение и оценка соответствующего регрессионного уравнения, связывающего данные показатели. Отметим, что применение второго подхода к оценке коэффициентов χ_{τ} ограничено в силу ненаблюдаемости переменных B_t^* .

Получение оценок параметров вышеприведенных соотношений (1)–(3) позволяет связать между собой объемы основных производственных фондов, объем их ввода в действие и объемы инвестиций в основной капитал, но не позволяет моделировать их динамику с учетом изменения экономических условий. Для этих целей дополним эти соотношения, введя макроэкономическую производственную функцию и функцию прибыли.

В общем виде производственную функцию запишем следующим образом:

$$x_t = x(\lambda_t \cdot K_{t-1}, A_t \cdot L_t), \quad (4)$$

где x_t – объем валового выпуска продукции в период t ; λ_t – степень загрузки основных производственных фондов в период t ; A_t – средняя продуктивность занятых в экономике в период t ; L_t – средний (общий) объем затрат труда в период t .

Суммарную дисконтированную прибыль с учетом вариации степени загрузки основных производственных фондов можно записать в следующем общем виде:

$$\sum_{t=1}^{\infty} \sigma^{t-1} \cdot \left[\begin{array}{l} (P_t(x_t) - c_t(x_t) - \tau_t(P(x_t), c(x_t), x_t, K_{t-1})) \times \\ \times x_t(\lambda_t, K_{t-1}, A_t, L_t) - (r + D) \cdot P_{t-1} \cdot K_{t-1} - \\ - W_t(L_t) \cdot L_t - P_{K_t} \cdot c_{\lambda_t}(\lambda_t, K_{t-1}) \end{array} \right] \rightarrow \max_{K_t, L_t, \lambda_t} !, \quad (5)$$

где σ – дисконтирующий множитель ($0 < \sigma < 1$); $P_t(x_t)$ – средняя цена реализации произведенной продукции в период t , определяемая через обратную функцию спроса; $c_t(x_t)$ – удельные производственные издержки за вычетом затрат на рабочую силу в период t ; $\tau_t(P(x_t), c(x_t), x_t, K_{t-1})$ – удельная величина чистых налогов на производство и доходы в период t ; r_t – средняя за период t реальная ставка процента; D – норма амортизации основных производственных фондов; W_t – средняя величина затрат на оплату труда в расчете на одного занятого работника в период t ; L_t – средняя величина занятых работников в период t ; P_{K_t} – стоимость основных производственных фондов в период t ; $c_{\lambda_t}(\lambda_t, K_{t-1})$ – дополнительные производственные затраты на поддержание степени загрузки основных производственных фондов на уровне λ_t в период t ; K_0 – первоначальная величина основных производственных фондов.

Отметим, что оптимизация прибыли, определяемой соотношением (5), должна учитывать ранее представленные формальные соотношения (1)–(4). Обозначим полученную задачу, состоящую из условий (1)–(5), как (*).

Полученная оптимизационная задача (*) позволяет расширить анализ поведения производителя с учетом переменной интенсивности использования основных производственных фондов, что, в свою очередь, позволяет более детально взглянуть на вопросы моделирования инвестиций в основной капитал.

Перед тем как перейти к анализу равновесия производителя в задаче (*) примем ряд допущений, позволяющих сделать равновесные характеристики менее громоздкими. Во-первых, предположим, что удельные издержки и средний уровень налогообложения не зависят от объемов производимой продукции. Во-вторых, пусть предприятия воспринимают рыночную цену в данном периоде как экзогенную переменную, что в целом характерно, например, для высококонкурентных отраслей или отраслей, в которых цены регулируются государством. В-третьих, предположим, что предприятия воспринимают величину номинальной заработной платы как экзогенную переменную. Наконец, в-четвертых, предположим, что все рассматриваемые функции являются непрерывно дифференцируемыми.

С учетом принятых предположений получаем следующие условия первого порядка максимума прибыли в задаче (*).

Условие первого порядка при оптимизации по величине рабочей силы (L_t) выглядит следующим образом:

$$\frac{\partial x_t}{\partial L_t} = \frac{W_t}{(P_t - c_t - \tau_t)}. \quad (6)$$

Условие первого порядка при оптимизации по степени загрузки основных производственных фондов определяется соотношением

$$\frac{\partial x_t}{\partial \lambda_t} = \frac{1}{(P_t - c_t - \tau_t)} \cdot \frac{\partial c_{\lambda_t}}{\partial \lambda_t}. \quad (7)$$

Как видно из представленных соотношений (6) и (7), данные условия максимума прибыли независимы друг от друга для любого t , что существенно упрощает их использование для оценки параметров производственной функции.

Условие первого порядка при оптимизации по объему основных производственных фондов для задачи (*), учитывающее бесконечное число периодов времени, в общем виде выглядит слишком громоздко, поэтому здесь не приводится. Ограничимся соответствующим условием для однопериодного случая, которое с учетом соотношения (1) может быть преобразовано следующим образом:

$$B_t^* = \frac{(P_t - c_t - \tau_t) \cdot dx_t - dc_{\lambda_t}}{P_{K_{t-1}} \cdot (r_t + D)} + \delta_t \cdot K_{t-1} \Big|_{dK_t = B_t - \delta_t \cdot K_{t-1}}. \quad (8)$$

Соотношение (8) учитывает только краткосрочный эффект от формирования основных производственных фондов, в то время как основной эффект достигается благодаря их использованию в течение длительного периода времени, поэтому не может быть использовано в целях прикладных расчетов³. Тем не менее данное соотношение дает в целом непротиворечивые результаты и с учетом второго условия Госсена для оптимума производителя позволяет определить ключевые факторы, воздействующие на величину желаемого ввода в действие основных производственных фондов в данном периоде (B_t^*), необходимого для достижения величины желаемого капитала (K_t^*). В число данных факторов входят: производственная рентабельность, изменение спроса на продукцию, темпы роста цен на продукцию, норма амортизации капитала, процентные ставки, величина заработной платы и имеющиеся ограничения по рабочей силе, а также величина дополнительных производственных издержек на поддержание степени загрузки основных производственных фондов. Анализ соотношений, полученных с учетом бесконечного числа периодов времени, позволяет также сделать вывод, что на динамику желаемого капитала в значительной степени оказывают воздействие темпы роста спроса и ставка дисконтирования прибыли. Учитывая, что величина желаемого капитала определяет вели-

³ Н.В. Бозо, например, показывает, что факторы предложения действуют в основном в среднесрочной и долгосрочной перспективе [2].

чину инвестиций в основной капитал, указанные факторы оказывают значительное воздействие также и на этот показатель.

Таким образом, наряду с другими факторами, непосредственно влияющими на динамику инвестиций в основной капитал, необходимо также учитывать степень загрузки основных производственных фондов. Так как величина последней не является измеряемым в отечественной статистике показателем ни для экономики в целом, ни для отдельных видов экономической деятельности, требуется построение модели производственной функции, позволяющей получить ее эмпирическую оценку. В связи с этим рассмотрим далее модель динамики инвестиций в основной капитал, используя макроэкономические производственные функции леонтьевского типа и типа Кобба–Дугласа.

2. Моделирование динамики инвестиций в основной капитал в случае производственной функции леонтьевского типа

Возьмем в качестве производственной функции функцию леонтьевского типа:

$$x_t = \min\{f_K(\lambda_t \cdot K_{t-1}), f_L(A_t \cdot L_t)\}, \quad (9)$$

где f_K и f_L – функции, характеризующие общую продуктивность основных производственных фондов и рабочей силы соответственно.

Функция леонтьевского типа не является непрерывно дифференцируемой, поэтому требуется дополнительная спецификация модели, позволяющая получить эмпирические оценки.

Для этих целей предположим отсутствие эффекта масштаба производства и линейность функций f_K и f_L . В таком случае степень загрузки основных производственных фондов является прямо пропорциональной показателю фондоотдачи (10), а средняя продуктивность занятых – средней производительности труда (11):

$$\lambda_t = \lambda_0 \cdot x_t / K_{t-1}, \quad (10)$$

$$A_t = A_0 \cdot x_t / L_t, \quad (11)$$

где $\lambda_0, A_0 > 0$ – масштабирующие множители, связывающие соответствующие показатели.

Проверим, есть ли статически значимая связь между определяемой таким образом степенью загрузки основных производственных фондов и динамикой инвестиций в основной капитал. Для этого воспользуемся данными Росстата по экономике России за 2002–2013 гг. (табл. 1).

Линейный коэффициент парной корреляции между определенной вышеуказанным образом степенью загрузки основных производственных фондов и темпами роста инвестиций в основной капитал составил 0,538. В то же время использование приростного показателя степени загрузки дает значительное увеличение тесноты линейной связи данного показателя с темпом прироста инвестиций в основной капитал (линейный коэффициент парной корреляции составил 0,841).

Таблица 1

Динамика показателей экономики России в 2002–2013 гг., используемых для проверки гипотезы о наличии статистической связи между степенью загрузки основных производственных фондов и динамикой инвестиций в основной капитал

Год	Объем валового выпуска в текущих основных ценах, млн руб.	Объем основных производственных фондов по полной учетной стоимости на начало года, млн руб.	Среднегодовая численность рабочей силы, тыс. чел.	Темп роста инвестиций в основной капитал в сопоставимых ценах к предыдущему году	Логарифмированный темп роста степени загрузки основных производственных фондов к предыдущему году	Логарифмированный темп роста инвестиций в основной капитал в сопоставимых ценах к предыдущему году
2002	18973674	21495236	65574	1,028		
2003	23273089	26333273	65979	1,125	0,001	0,118
2004	29490623	32173286	66407	1,137	0,036	0,128
2005	37020602	34873724	66792	1,109	0,147	0,103
2006	46223867	41493568	67174	1,167	0,048	0,154
2007	57752132	47489498	68019	1,227	0,088	0,205
2008	71601658	60391454	68474	1,099	-0,025	0,094
2009	68116448	74441095	67463	0,838	-0,259	-0,177
2010	82054615	82302969	67577	1,063	0,086	0,061
2011	97365448	93185612	67727	1,108	0,047	0,103
2012	107956126	108001247	67968	1,068	-0,044	0,066
2013	117320270	121268908	67901	0,998	-0,033	-0,002

Источник: Росстат, расчеты автора.

Также выявлена высокая корреляция степени загрузки основных производственных фондов с другими важными макроэкономическими переменными, воздействующими на динамику инвестиций в основной капитал, в том числе с реальной процентной ставкой, уровнем рентабельности и др. Это не позволяет построить уравнение множественной регрессии, ограничивая нас только парной регрессионной моделью (табл. 2).

Таблица 2

Оценка уравнения регрессии для логарифмированных темпов роста инвестиций в основной капитал в экономике России в 2003–2013 гг. при использовании производственной функции леонтьевского типа

	Значение коэффициента	Стандартная ошибка	Уровень значимости, %
Константа	0,072	0,017	0,2
Логарифмированный темп роста степени загрузки основных производственных фондов в леонтьевской производственной функции	0,787	0,164	0,1
$R^2 = 0,718; r_{xy} = 0,841; S_y = 0,055; DW = 1,84$			

Источник: расчеты автора.

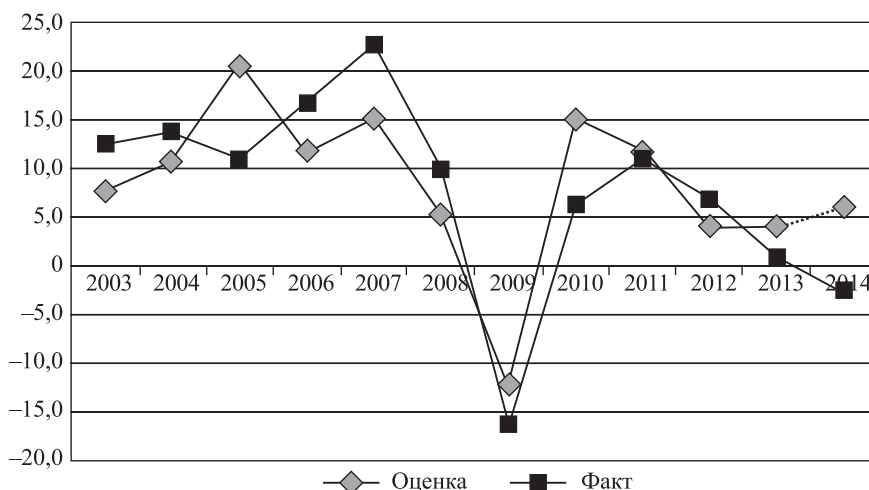


Рис. 1. Динамика оценочных и фактических темпов роста инвестиций в основной капитал в экономике России в 2003–2014 гг. при использовании производственной функции леонтьевского типа, в сопоставимых ценах в % к предыдущему году.

Источник: данные Росстата, оценки автора, оценка за 2014 г. – прогноз

Полученные оценки уравнения регрессии в целом удовлетворительны, однако не гарантируют отсутствие ложной корреляции, также не в пользу качества данной регрессионной модели говорит существенное расхождение прогнозной оценки, полученной по модели на 2014 г., от фактических значений (рис. 1). Кроме того, принятые предположения об отсутствии масштаба производства и абсолютной взаимодополняемости основных производственных фондов и рабочей силы являются сильными упрощениями. Наконец, полученное уравнение регрессии не учитывает воздействие на динамику инвестиций в основной капитал множества других факторов. Поэтому перейдем к построению более детализированной модели.

3. Моделирование динамики инвестиций в основной капитал в случае производственной функции типа Кобба–Дугласа

Рассмотрим теперь, на наш взгляд, более реалистичную для макроуровня производственную функцию типа Кобба–Дугласа⁴ (12). С учетом степени загрузки основных производственных фондов данная функция приобретает следующий вид:

$$x_t = x_0 \cdot (\lambda_t \cdot K_{t-1})^\alpha \cdot (A_t \cdot L_t)^\beta, \quad (12)$$

где $x_0 > 0$ – масштабирующий множитель, связывающий соответствующие показатели; $\alpha > 0$ – коэффициент эластичности валового выпуска по объему основных производственных фондов с учетом их фактической степени загрузки; $\beta > 0$ – коэффициент эластичности валового выпуска по численности занятых с учетом их средней продуктивности.

⁴ Использование функции типа Кобба–Дугласа для целей моделирования производственной сферы на макроуровне было впервые предложено Р. Солоу [11] и в дальнейшем позволило получить множество полезных макроэкономических результатов.

Соотношение (12) позволяет включить в анализ динамики валового выпуска фактор научно-технического прогресса, учитывая его вклад в рамках показателя A_t . Однако в рамках данного исследования мы абстрагируемся от его влияния, рассматривая данный показатель как неизменный во времени и равный 1 в каждом периоде времени ($A_t = 1$).

Вопросам оценки производственной функции типа Кобба–Дугласа посвящено множество работ. Тем не менее в литературе часто встречаются «необычные результаты», полученные при оценке макроэкономической функции такого типа на основе временных рядов. Например, часто можно встретить отрицательные или аномально большие значения коэффициентов α или β (см., например, [7, с. 299, 305]), что, как правило, вызвано получением оценок в условиях мультиколлинеарности и коинтегрированности показателей и т.д. Вместе с тем предлагаемая в настоящей статье спецификация производственной функции потребовала разработки оригинальной методики оценки показателей, учитывающей вариативную степень загрузки основных производственных фондов в силу отсутствия соответствующей статистики. Предлагаемая нами методика базируется на калибровке модели⁵, описываемой задачей (*), и позволяет получить оценки всех параметров функции (12). Подробное описание данной методики достаточно громоздко, поэтому в рамках данной статьи мы сосредоточимся только на анализе полученных с ее помощью результатов для экономики России в 2002–2013 гг.:

$$x_t = 2,21 \cdot (\lambda_t \cdot K_{t-1})^{1,1} \cdot (L_t)^{0,59}, \quad (13)$$

где переменные x_t , K_t и L_t представляют собой индексы физического объема валового выпуска, основных производственных фондов и численности занятых в экономике России соответственно к 2002 г. (для K_t – на конец года t к началу 2002 г.).

Согласно полученным оценкам, для экономики России характерен положительный масштаб производства и высокий вклад основных производственных фондов в увеличение производственных возможностей страны. Полученные результаты позволяют также оценить динамику степени загрузки основных производственных фондов и с использованием данных оценок оценить уравнение регрессии для динамики инвестиций в основной капитал (табл. 3).

Как видно из табл. 3, переход к производственной функции типа Кобба–Дугласа позволил получить более качественную регрессионную модель для динамики инвестиций в основной капитал: существенно вырос коэффициент детерминации, улучшились показатели значимости и снизилась стандартная ошибка уравнения регрессии. Ухудшение произошло только по автокорреляции остатков – оценка DW попала в зону неопределенности при

⁵ Суть калибровки достаточно хорошо описана в работе М. Грассини [5], в которой прикладные модели общего равновесия подвергаются серьезной критике, а взамен их предлагается использование эконометрических подходов, основанных на построении поведенческих функций [9, 10]. Не вступая в данную дискуссию, отметим, что в случае ненаблюдаемости показателей, как в данном случае, применение полной или частичной калибровки модели является единственным приемлемым решением.

Таблица 3

**Оценка уравнения регрессии для логарифмированных темпов роста инвестиций
в основной капитал экономики России в 2003–2013 гг. при использовании
производственной функции типа Кобба–Дугласа**

	Значение коэффициента	Стандартная ошибка	Уровень значимости, %
Константа	0,053	0,011	0,1
Логарифмированный темп роста степени загрузки основных производственных фондов в производственной функции Кобба–Дугласа	2,044	0,238	0,001
$R^2 = 0,892; r_{xy} = 0,944; S_y = 0,034; DW = 1,29$			

Источник: расчеты автора.

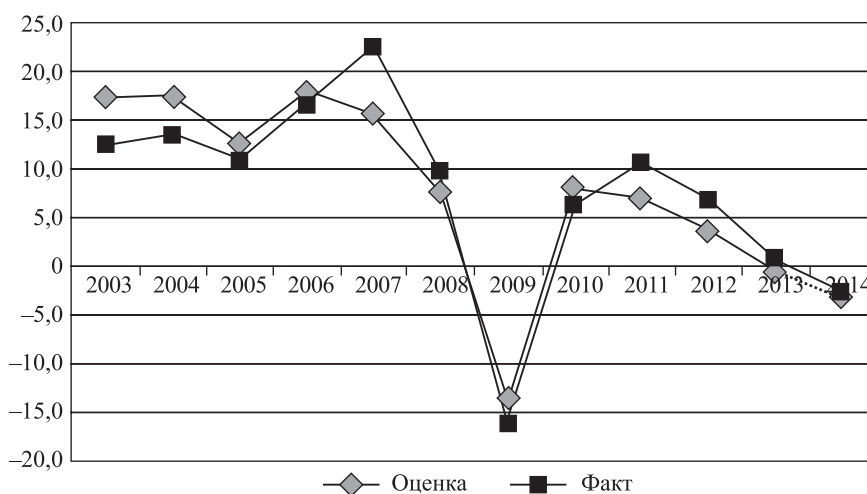


Рис. 2. Динамика оценочных и фактических темпов роста инвестиций в основной капитал в экономике России в 2003–2014 гг. при использовании производственной функции типа Кобба–Дугласа, в сопоставимых ценах в % к предыдущему году.

Источник: данные Росстата, оценки автора, оценка за 2014 г. – прогноз

уровне значимости 5 % ($d_u = 1,324$). Вместе с тем произошло существенное улучшение прогнозной оценки на 2014 г. (расхождение оценочного с фактическим темпом роста инвестиций в основной капитал составило всего 0,6 %) (рис. 2).

Заключение

Как следует из полученных результатов, на динамику инвестиций в основной капитал существенное воздействие оказывает динамика степени загрузки основных производственных фондов. Вместе с тем сложность использования данного показателя на макроуровне связана с тем, что он статистически не измеряется, а следовательно, использование требует разработки методик его оценки. В рамках данной статьи использованы два ме-

тодических подхода для оценки динамики степени загрузки основных производственных фондов, позволяющих построить статистически значимые регрессионные уравнения для динамики инвестиций в основной капитал экономики России в целом за период 2003–2013 гг. Первый подход основывается на использовании производственной функции леонтьевского типа, его достоинством выступает простота применения. Второй подход, основанный на использовании производственной функции типа Кобба–Дугласа, требует проведения калибровки для оценки параметров макроэкономической производственной функции, однако позволяет значительно улучшить статистические характеристики регрессионной модели динамики инвестиций в основной капитал. Согласно полученным оценкам, рост степени загрузки основных производственных фондов в экономике России на 1 п.п. приводит к увеличению темпов роста инвестиций в основной капитал на 2,044 п.п. Дальнейшее развитие предлагаемого подхода может быть основано на построении более детальной модели, позволяющей учесть влияние других важных факторов на динамику инвестиций в основной капитал, а также построение таких моделей для отдельных видов экономической деятельности и регионов, что позволит увеличить обоснованность мер государственной промышленной политики [3].

Литература

1. Баранов А.О. Инвестиционный лаг в воспроизводстве общественного продукта и фондов / отв. ред. В.Н. Павлов; ИЭОПП СО АН СССР. Новосибирск: Наука. Сиб. отд-е, 1991.
2. Бозо Н.В. Кратко- и среднесрочные факторы изменений в структуре экономики России // Экономический рост, ресурсозависимость и социально-экономическое неравенство: материалы 4-й Всерос. конф. 27–29 окт. 2014 г. / ФАНО, РАН, ЦЭМИ, С-Петербур. экон.-матем. ин-т, РФФИ. СПб.: Нестор-История, 2014. С. 41–44.
3. Будовская С.Ю., Гахова Н.А. Промышленная политика и государственная поддержка предприятий в Новосибирской области // Идеи и идеалы. 2014. № 1 (19). Т. 2. С. 30–45.
4. Гильмундинов В.М. Оценка воздействия монетарной политики на экономику России в общеравновесной межотраслевой модели с блоками агрегированных рынков // Вестник НГУЭУ. 2014. № 3. С. 43–59.
5. Грассини М. Проблемы применения вычислимых моделей общего равновесия для прогнозирования экономической динамики // Проблемы прогнозирования. 2009. № 2. С. 30–48.
6. Дементьев Н.П. Эффекты замещения в классовых моделях экономического роста с дифференцированной нормой сбережения // Вестник Новосибирского государственного университета. Серия: Социально-экономические науки. 2011. Т. 11., вып. 4. С. 24–32.
7. Кириллюк И.Л. Модели производственных функций для российской экономики // Компьютерные исследования и моделирование. 2013. Т. 5, № 2. С. 293–312.
8. Литвинцева Г.П. Парадокс российской экономики: избыток денег и кризис инвестиций // ЭКО. 2002. № 5. С. 23–37.
9. Серебряков Г.Р. Опыт построения динамической межотраслевой равновесной модели российской экономики // Проблемы прогнозирования. 2000. № 2. С. 1–17.
10. Almon C. The Craft of Economic modeling. 2nd edition. Needham Heights, MA, Ginn Press, 1989.
11. Solow R.M. A Contribution to the Theory of Economic Growth // Quarterly Journal of Economics. 1956. Vol. 70, № 1. P. 65–94.

Bibliography

1. *Baranov A.O.* Investicionnyj lag v vosproizvodstve obshhestvennogo produkta i fondov / otv. red. V.N. Pavlov; IJeOPP SO AN SSSR. Novosibirsk: Nauka. Sib. otd-e, 1991.
2. *Bozo N.V.* Kratko- i srednesrochnye faktory izmenenij v strukture jekonomiki Rossii // Jekonomicheskij rost, resursozavisimost' i social'no-jekonomicheskoe neravenstvo: materialy 4-j Vseros. konf. 27–29 okt. 2014 g. / FANO, RAN, CJeMI, S-Peterb. jekon.-matem. in-t, RFFI. SPb.: Nestor-Istorija, 2014. P. 41–44.
3. *Budovskaja S.Ju., Gahova N.A.* Promyshlennaja politika i gosudarstvennaja podderzhka predpriyatij v Novosibirskoj oblasti // Idei i idealy. 2014. № 1 (19). T. 2. P. 30–45.
4. *Gil'mundinov V.M.* Ocenka vozdejstvija monetarnoj politiki na jekonomiku Rossii v obshheravnovesnoj mezhotraslevoj modeli s blokami agregirovannyh rynkov // Vestnik NGUJeU. 2014. № 3. P. 43–59.
5. *Grassini M.* Problemy primenenija vychislimyh modelej obshhego ravnovesija dlja prognozirovanija jekonomicheskoy dinamiki // Problemy prognozirovanija. 2009. № 2. P. 30–48.
6. *Dement'ev N.P.* Jeffekty zameshenija v klassovyh modeljah jekonomicheskogo rosta s differencirovannoj normoj sberezenija // Vestnik Novosibirskogo gosudarstvennogo universiteta. Serija: Social'no-jekonomicheskie nauki. 2011. T. 11., vyp. 4. P. 24–32.
7. *Kiriljuk I.L.* Modeli proizvodstvennyh funkcij dlja rossijskoj jekonomiki // Komp'juternye issledovanija i modelirovanie. 2013. T. 5, № 2. P. 293–312.
8. *Litvinceva G.P.* Paradoks rossijskoj jekonomiki: izbytok deneg i krizis investicij // JeKO. 2002. № 5. P. 23–37.
9. *Serebrjakov G.R.* Opyt postroenija dinamicheskoy mezhotraslevoj ravnovesnoj modeli rossijskoj jekonomiki // Problemy prognozirovanija. 2000. № 2. P. 1–17.
10. *Almon C.* The Craft of Economic modeling. 2nd edition. Needham Heights, MA, Ginn Press, 1989.
11. *Solow R.M.* A Contribution to the Theory of Economic Growth // Quarterly Journal of Economics. 1956. Vol. 70, № 1. P. 65–94.