

## ИННОВАЦИОННЫЙ ПОТЕНЦИАЛ РЕГИОНА КАК ФАКТОР РОСТА СОВОКУПНОГО БЛАГОСОСТОЯНИЯ<sup>1</sup>

С. А. Москальонов

*В работе продолжен анализ эконометрических моделей агрегированных региональных нелинейных производственных функций типа «поток — потоки» [9] на примере аналитического представления линейно-однородных многофакторных производственных функций Горбунова с VES, порождаемых вогнутыми квадратичными функциями и обобщенной функцией Солоу [7]. Исследование демонстрирует противоречивость эмпирического анализа (результатов регрессионных моделей), но в целом подтверждает гипотезу о слабopоложительной значимости сектора НИОКР; таким образом, вносит вклад в анализ гипотезы Джонса [18, 19] о нулевом воздействии сектора НИОКР на темпы экономического роста в стране.*

### Введение

В послекризисный период особое значение приобретает поиск факторов устойчивого роста совокупного общественного благосостояния, как на уровне национальной экономики [1, 5, 6, 8, 14], так и на уровне регионов [2, 3, 11, 12]. Современная экономическая наука выделяет перечень основных детерминант долгосрочного экономического роста, в число которых целый ряд авторов включают уровень развития человеческого капитала, находящий специфическую форму проявления в показателе накопленного инновационного потенциала региона (страны). Теоретические исследования в области моделирования экономического роста [16, 26] продемонстрировали роль человеческого капитала и инновационного потенциала в поддержании устойчивых темпов роста экономики и совокупного благосостояния. Однако в ряде научных работ [27, 28] выдвинута альтернативная гипотеза (называемая нами гипотезой Джонса) о низком или даже нулевом значении инновационного потенциала страны (занятости в сфере НИОКР) в формировании устойчивого экономического роста. Проверке данной гипотезы на статистическом материале РФ были посвящены последние работы авторов [2, 3, 11, 12], в которых была осуществлена попытка построения агрегированной производственной функции (ПФ)

на макроуровне и на уровне регионов (региональной производственной функции).

Основные результаты, полученные авторами на первом этапе исследования [2, 3], показали наличие существенных проблем, связанных как с методологией построения производственной функции, так и с искаженностью наличных статистических данных. Основным подходом при построении агрегированной производственной функции был общепринятый в зарубежной экономической науке метод построения зависимостей потока выпуска (реального валового внутреннего продукта, валового регионального продукта) от вектора запасов основных фондов и занятости в ряде отраслей (по классификации ОКОНХ). В результате проведенных авторами расчетов модель с 7 переменными продемонстрировала практически нулевую значимость занятости в региональном секторе НИОКР. В модели с 17 переменными, построенной по панельным региональным данным (период 1998–2004 гг.), занятость в региональном секторе НИОКР оказалась положительно значимым фактором (значимость на уровне 1%); эластичность валового выпуска по занятости в НИОКР оказалась равной 0,0472, в подмоделях базовой модели эластичность колебалась в пределах 0,04–0,06 и везде оказалась статистически значимой.

Рассмотренный метод построения производственной функции является более пригодным для оценки корректности базовой гипотезы Джонса, однако он не является вполне корректным с точки зрения построения агрегированной производственной функции, так как по своему экономическому смыслу ПФ должна отражать математическую зависимость потока выпускаемой продукции от вектора потоков фактически затрачиваемых ресурсов. В связи с этим на втором этапе исследования автором [12] было предложено осуществить оценки региональной производственной функции по

<sup>1</sup> Исследование осуществлялось при поддержке регионального гранта РГНФ, проект № 09-02-21203 а/В. Автор благодарит д. ф.-м. н. В. К. Горбунова, к. э. н. А. Г. Львова, асп. А. П. Беннер за методологические советы и помощь в реализации численных расчетов, участников Международной научной конференции МГУ «Ломоносов-2008», Международной научной конференции ГУ Высшей школы экономики (2008, 2009 гг.), а также Апрельской конференции молодых ученых и аспирантов УлГУ (2008, 2009 гг.) за ценные замечания и рекомендации. Полный текст работы доступен на странице автора, см. <http://moskalionov.socionet.ru/files/MoskalionovLvovGrowth2.pdf>.

методу «поток — потоки» вместо метода «поток — запасы». Производственная функция типа «поток — потоки» отражает трансформацию вектора потоков капитала и потоков труда в форме фактически отработанного за период (год) рабочего времени в поток реального выпуска (реального валового внутреннего продукта, валового регионального продукта за год). В отличие от принятого на Западе и традиционно применяющегося в России подхода «поток — запасы», корректно построенная производственная функция типа «поток — потоки» строго удовлетворяет тесту позитивности (*positivity test*) для производственных функций, а именно предельные продукты и эластичности для всех используемых ресурсов должны быть неотрицательны. В традиционном подходе метода «поток — запасы» производственная функция может иметь отрицательные эластичности факторов и предельных продуктов [2, 3, 24, 30], так как отдельные отрасли и сектора экономики, измеренные в форме запаса (например, фактической занятости в отрасли), могут теоретически оказывать отрицательное влияние на темп роста или показатель совокупного выпуска. Именно этот феномен отрицательной эластичности привел авторов так называемой кембриджской критики [24, 25, 30, 32] к выводу о принципиальной невозможности построения методами эконометрики агрегированной производственной функции (типа Кобба — Дугласа).

Для проверки теоретических выводов кембриджской школы С. А. Москальоновым [2, 3] были поставлены серии экспериментов Монте-Карло, оценивающие критерии корректного агрегирования двух производственных функций типа Кобба — Дугласа. Анализ показал существование некоторого аналога «агрегированной ПФ», также являющейся ПФ типа Кобба — Дугласа, что предварительно опровергает выводы кембриджской критики. Однако статистические критерии устойчивости коэффициентов регрессии оказались в экспериментах весьма ограничительными: для получения достоверных оценок параметров регрессии коэффициент детерминации должен составлять как минимум 0,90, а уровень значимости *t*-статистик константы и всех переменных должен быть 0,1%. Несоблюдение этих условий может сигнализировать о существенной смещенности коэффициентов регрессии и в целом о низком ее статистическом качестве.

На последнем этапе исследования были оценены следующие типы ПФ: Кобба — Дугласа; смешанного типа (*nested production function*),

являющаяся агрегатом Кобба — Дугласа относительно CES-композиции видов занятости и капитала; CES-функция, и трансцендентно-логарифмическая ПФ.

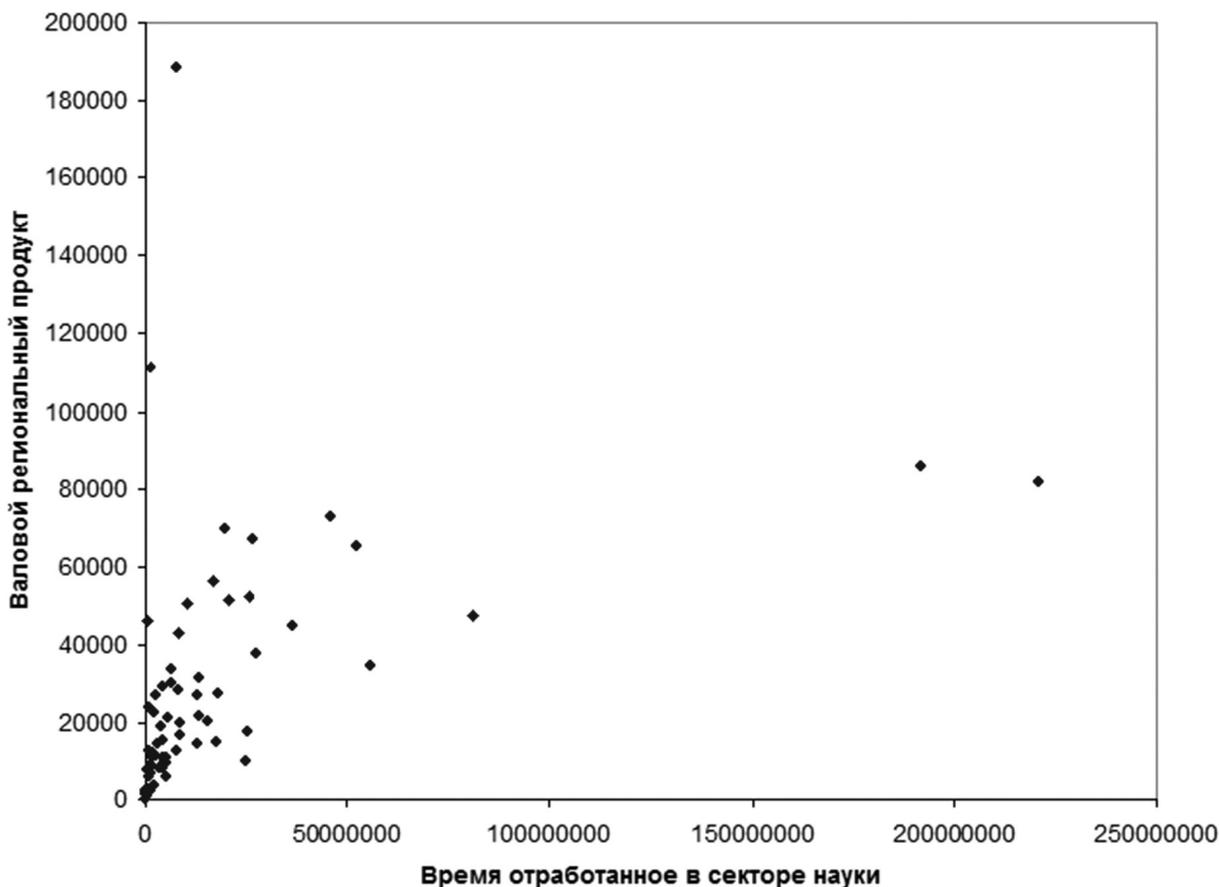
По итогам анализа наилучшие результаты с точки зрения экономической интерпретации получила ПФ смешанного типа [12], а по критериям математики и статистического качества — CES-функция. В целом большинство осмысленных моделей продемонстрировало слабopоложительную значимость сектора науки и научного обслуживания — текущего инновационного потенциала — в детерминировании уровня реального ВРП региона. Большинство моделей также порождало нулевую или крайне низкую оценку эластичности остаточной занятости (времени, отработанного в других отраслях, прежде всего это промышленность и сельское хозяйство). Модели также продемонстрировали низкую или нулевую эластичность фактора топливной промышленности, что противоречит широко распространенной в России гипотезе о высокой роли топливно-энергетического сектора в экономическом развитии нашей страны (см. также [6, 88, 10]).

В данной работе мы продолжаем попытки оценить роль инновационного потенциала в агрегированных ПФ общего типа с переменной эластичностью замещения (VES-типа) на уровне регионов и страны в целом, опираясь на полученные выводы экспериментов Монте-Карло о принципиальной возможности существования некоторого аналога агрегированной производственной функции.

### 1. Анализ факторов роста совокупного благосостояния в региональной многофакторной производственной функции VES-типа

На втором этапе исследования мы оценивали некую «среднерегиональную» ПФ по базе данных регионов России за 1998 г. [12]. Основным предположением работы является гипотеза о том, что каждый регион России обладает одной и той же производственной функцией. Данное условие является весьма жестким, и на следующих этапах исследования будет ослаблено в спецификациях с региональными дамми переменными и при оценивании модели с фиксированными эффектами (*fixed effects estimation*).

На рисунке демонстрируется наличие некоторой неустойчивой комплементарности между реальным выпуском и фактически отработанным рабочим временем в секторе науки и научного обслуживания (по ОКОНХ) по дан-



**Рис.** Неустойчивая комплементарность между реальным выпуском и фактически отработанным рабочим временем в секторе науки и научного обслуживания (по ОКОНХ)

ным регионов РФ ( $N = 71$ ): как кажется, имеет место положительная связь между двумя показателями. Коэффициент корреляции между ВРП и уровнем фактически отработанного рабочего времени в секторе науки и научного обслуживания равен 0,801092. Следовательно, включение сектора науки в модель производственной функции является вполне оправданным.

Для проведения дальнейшего анализа рассмотрим попытку эконометрического оценивания производственной функции В.К. Горбунова, первоначально предложенной им в качестве функции полезности [7], и представленной в двух вариантах: для подкласса VESQ, порождаемого вогнутыми квадратичными функциями, и подкласса VESS, порождаемого обобщенной функцией Солоу.

Производственная функция Горбунова (класс функций Горбунова) имеет вид:

$$F(x) = \langle x \rangle^\mu \nu \left( \frac{x}{\langle x \rangle} \right), \quad (1)$$

где  $\nu(x)$  есть порождающая базовая функция. Это первое аналитическое представление мно-

гофакторных однородных производственных функций с переменной эластичностью замещения<sup>1</sup> (см. более подробно методы построения подобных функций в [11, с. 61-63]). Для соблюдения теста позитивности ПФ (*positivity test for production function*) было наложено ограничение неотрицательности базовой функции на симплексе. Для соблюдения требования ПОМ было наложено ограничение единичности  $\mu$ . Прежде чем перейти к практике построения подобных производственных функций, сделаем два экономических замечания.

1. Первое замечание касается экономического смысла выстраиваемых зависимостей. Что такое «сумма станков и работников» в знаменателе, или что такое «частное от деления числа рабочих на сумму станков и работников», выступающие в роли аргументов базовой функции  $\nu(x)$  ПФ Горбунова  $F(x)$ ? Ответ на этот вопрос мы находим собственно в работе В.К. Горбунова «О размерностной проблеме в экономике: производственная функция как

<sup>1</sup> До представления В. К. Горбунова известны лишь описания двухфакторных однородных ПФ с переменной эластичностью замещения ресурсов VES (*variable elasticity of substitution*).

псевдо черный ящик» (в настоящее время работа в стадии печати в редакции «Журнала экономической теории»): нет никакого экономического смысла в подобных операциях, нет и смысла в поиске подобного экономического смысла, так как математические операции в ПФ производятся над числовыми величинами, а не над их экономическими размерностями. Подобная критика относится и вообще ко всем распространенным видам ПФ, включая широко известные и применяемые ПФ Кобба — Дугласа. При этом путем адекватного применения теории размерностей в экономике можно всегда обойти эту проблему с чисто технической, математической стороны. Например, путем введения поправочных коэффициентов соответствующих размерностей, нормированных к единице, в знаменателях аргументов базовой функции ПФ Горбунова, «сумма станков и людей» всегда адекватно превращается в величину выпуска или готовой продукции. При этом полностью обойти проблему отсутствия экономического смысла невозможно. В наших будущих работах мы покажем, почему это так, и какая единственная форма ПФ имеет поэтому явный «экономический смысл» в чистой микроэкономике.

Второе замечание касается формы или класса порождающей базовой функции  $v(x)$ . Необходимо, чтобы базовая функция была нетривиальной и, желательно, неоднородной (не гомотетичной) функцией. В частности, легко убедиться в том, что при использовании таких тривиальных форм базовой функции ПФ, как аддитивная (линейная) ПФ, функция Кобба — Дугласа, функция CES, при постоянной отдаче от масштаба применение ПФ Горбунова превращает эти функции в сами себя. В связи с этим, рассматриваем два нетривиальных класса порождающих базовых функций  $v(x)$ , в общем случае неоднородных, т. е. не порождающих постоянной отдачи от масштаба. Применение ПФ Горбунова, таким образом, сводится здесь к «гомогенизации» производственной функции — к превращению ПФ, не обладающей свойством однородности (гомотетичности), в однородную ПФ. При этом необходимое нам свойство переменной эластичности замещения факторов производства (VES) сохраняется и после такого преобразования.

*Вариант 1.* Для подкласса VESQ базовая функция ПФ Горбунова имеет вид  $v(x) = \alpha + \langle c, x \rangle + \langle Qx, x \rangle$  с отрицательно определенными матрицами  $Q = \{q_{ij}\}$  (условие вогнутости). Здесь параметры ПФ Горбунова заданы вектором:

$\alpha, c = (c_1, c_2, c_3, c_4, c_5, c_6)$ , матрица  $Q = \{q_{ij}\}$  имеет вид:

$$Q = \begin{pmatrix} q_{11} & q_{12} & q_{13} & q_{14} & q_{15} & q_{16} \\ q_{12} & q_{22} & q_{23} & q_{24} & q_{25} & q_{26} \\ q_{13} & q_{23} & q_{33} & q_{34} & q_{35} & q_{36} \\ q_{14} & q_{24} & q_{34} & q_{44} & q_{45} & q_{46} \\ q_{15} & q_{25} & q_{35} & q_{45} & q_{55} & q_{56} \\ q_{16} & q_{26} & q_{36} & q_{46} & q_{56} & q_{66} \end{pmatrix},$$

где шесть вводимых строк и столбцов соответствуют следующим аргументам ПФ:

- среднегодовая величина основных фондов в регионе  $i, i = 1, \dots, 71$ ;
- среднегодовая величина фактически отработанного рабочего времени в секторе НИОКР региона  $i$ ;
- среднегодовая величина фактически отработанного рабочего времени в секторе финансов региона  $i$ ;
- среднегодовая величина фактически отработанного рабочего времени в секторе управления региона  $i$ ;
- среднегодовая величина фактически отработанного рабочего времени в топливном секторе региона  $i$ ;
- среднегодовая величина фактически отработанного рабочего времени в секторе остаточной занятости региона  $i$  (все сектора за вычетом приведенных выше 4-х).

Расчеты осуществлялись нами методом нелинейного МНК с ограничениями в среде Mathematica 7. Задача поиска хорошего начального приближения осуществлялась методом продолжения по параметру. Такой своеобразный синтез нелинейного МНК с ограничениями и метода продолжения по параметру был предложен д. ф.-м. н. В. К. Горбуновым и реализован совокупностью расчетов в кандидатской диссертации А. Г. Львова [11], см. также наши расчеты. В результате проделанных расчетов были получены следующие оценки параметров функции VESQ:

$$\begin{aligned} \hat{\alpha} &= -12641,5 \\ \hat{c} &= 12886.1, 12886, 12887.3, \\ &\quad -432936, 288177, 19572,3 \\ \hat{q}_{11} &= -244.535, \hat{q}_{12} = -244.504, \hat{q}_{13} = -245.139, \\ \hat{q}_{14} &= 222667, \hat{q}_{15} = -137890, \hat{q}_{16} = -3587.59, \\ \hat{q}_{22} &= -244,474, \hat{q}_{23} = -245,107, \hat{q}_{24} = 222667, \\ \hat{q}_{25} &= -137890, \hat{q}_{26} = -3587,62, \hat{q}_{33} = -245,747, \\ \hat{q}_{34} &= 222666, \hat{q}_{35} = -137891, \hat{q}_{36} = -3588,26, \\ \hat{q}_{44} &= 445578, \hat{q}_{45} = 85021,1, \hat{q}_{46} = 219323, \\ \hat{q}_{55} &= -275535, \hat{q}_{56} = -141233, \hat{q}_{66} = -6930,76. \end{aligned}$$

Критерии качества оцениваемой модели:

$$\sum_t (Y_t - \hat{Y}_t)^2 = 2,55 \times 10^9;$$

$$R^2 = 0,983;$$

$$DW = 1,93.$$

Мы видим, что по критериям статистического качества ПФ Горбунова показывает наилучшие оценки, по сравнению с ПФ типа CES, Кобба — Дугласа, смешанного типа (*nested production function*) и транслоговой ПФ (см. более подробно наш анализ оценок ПФ в [12]).

Для интерпретации полученных результатов данные матрицы и вектора сами по себе непригодны, т. к. они не показывают непосредственно эластичности соответствующих секторов. Для понимания ситуации нами были рассчитаны предельные продукты каждого из 6 секторов для каждого из 71 регионов в выборке данных. Как выглядят величины предельного продукта для физического капитала, занятости в секторе НИОКР и остаточной занятости (в промышленности и сельском хозяйстве) по 71 региону страны, показано в таблице.

К сожалению, полученные оценки демонстрируют крайне низкое значение вклада сектора НИОКР в уровень реального ВРП по всем регионам страны, по сравнению с показателями предельного продукта для капитала (ОПФ), но превышают аналогичные показатели для остаточной занятости (в том числе в промышленности и сельском хозяйстве), что вызывает у нас ощущения «умеренного оптимизма». Но следует отметить, что оцененные параметры ПФ являются однозначно смещенными оценками истинных значений. Например, при нулевом вкладе всех видов труда региональный выпуск все же становится положительной величиной. Это демонстрирует завышенную оценку эластичности выпуска по капиталу (ОФ) и заниженную — по всем видам занятости. Иными словами, оцененная нами ПФ имплицитно несколько завышенный уровень заменяемости факторов производства и несколько заниженный уровень их комплементарности (см. также анализ остальных видов ПФ в [12]).

**Вариант 2.** Для подкласса VESS базовая функция для ПФ Горбунова имеет вид обобщенной функции Солоу:

$$v(x) = A(\beta_1 K_t^{\alpha_1} + \beta_2 RD_t^{\alpha_2} + \beta_3 FIN_t^{\alpha_3} + \beta_4 MAN_t^{\alpha_4} + \beta_5 FUEL_t^{\alpha_5} + \beta_6 RES_t^{\alpha_6})^{\alpha_7}, (2)$$

при этом заданы следующие ограничения:

$$A > 0, \sum_i \beta_i = 1, \beta_i > 0, i = \overline{1,6}, \alpha_j \neq 0, j = \overline{1,7}.$$

Применяя, как и в первом варианте, комбинацию нелинейного МНК с ограничениями и метода продолжения по параметру, получим следующие оценки параметров:

$$\begin{aligned} \hat{A} &= 0.0771, & \hat{\beta}_1 &= 0.9327, & \hat{\beta}_2 &= 0.0023, \\ \hat{\beta}_3 &= 0.0601, & \hat{\beta}_4 &= 0.0005, & \hat{\beta}_5 &= 0.0042, \\ \hat{\beta}_6 &= 0.00004, & \hat{\alpha}_1 &= 0.9692, & \hat{\alpha}_2 &= 1.1435, \\ \hat{\alpha}_3 &= 1.4375, & \hat{\alpha}_4 &= 0.9284, & \hat{\alpha}_5 &= 1.1522, \\ \hat{\alpha}_6 &= 5.3431, & \hat{\alpha}_7 &= 1.0409. \end{aligned}$$

Критерии качества оценивания модели:

$$\sum_t (Y_t - \hat{Y}_t)^2 = 3,16 \times 10^9,$$

$$R^2 = 0.979,$$

$$DW = 1.87.$$

Общее качество оценки данной ПФ достаточно высокое. Но очевидно, что по основным статистическим критериям второй вариант ПФ значительно уступает функции VESQ. Более того, оценки параметров функции VESS являются достаточно смещенными: оценка эластичности физического капитала смещена вверх, в то время как эластичность выпуска по остаточной занятости явно недооценена.

Таким образом, на данный момент не существует модели ПФ, гарантирующей исследователю получение точного уровня истинного предельного продукта ресурса (фактора производства). Тем не менее, на данный момент ПФ Горбунова является наилучшей аппроксимирующей формой производственных функций, пригодных для практического применения.

## 2. Общие выводы и рекомендации для дальнейших исследований

Результаты нашего исследования несколько противоречивы, однако в основном предварительно опровергают в очень слабой форме гипотезу Джонса для российской экономики: в ряде экономически осмысленных моделей сектор науки и научного обслуживания обладает слабо выраженным положительным влиянием на уровень реального выпуска в регионе. Неустойчивость оценок регрессионного анализа агрегированных производственных функций является широко известным фактом. В контексте нашего анализа можно выделить следующие основные причины возможной смещенности полученных оценок роли основных секторов региональной экономики:

1. Ошибки измерения переменных могут иметь принципиальное значение. Широко известна критика в отношении официальной методологии измерения индекса реаль-

Таблица

Величины предельного продукта для физического капитала, занятости в секторе НИОКР и остаточной занятости (в промышленности и сельском хозяйстве) по 71 региону РФ

Номер региона	Предельный продукт физического капитала (ОФ)	Предельный продукт занятости в НИОКР	Предельный продукт остаточной занятости
1	0,128737	0,000142993	0,00000742321
2	0,126234	0,000134451	0,00000845156
3	0,128142	0,000148966	0,00000757192
4	0,123138	0,000155283	0,00001113720
5	0,129126	0,000144999	0,00000743409
6	0,116885	0,000136805	0,00001243950
7	0,127804	0,000157115	0,00000821677
8	0,128652	0,000138052	0,00000757758
9	0,128910	0,000141542	0,00000795998
10	0,127253	0,000142033	0,00000795017
11	0,126092	0,000143476	0,00000916780
12	0,128677	0,000118404	0,00000797449
13	0,111513	0,000291069	0,00003367840
14	0,135197	0,000133773	0,00000967424
15	0,127777	0,000132422	0,00000741289
16	0,132434	0,000098383	0,00000823026
17	0,128090	0,000151165	0,00000722723
18	0,128680	0,000203308	0,00000864319
19	0,127814	0,000109251	0,00000836313
20	0,129385	0,000163140	0,00000773359
21	0,129682	0,000163777	0,00000767181
22	0,116130	0,000185596	0,00001692050
23	0,128977	0,000162194	0,00000773149
24	0,130600	0,000139380	0,00000827339
25	0,130551	0,000137423	0,00000766855
26	0,128865	0,000173690	0,00000828356
27	0,131481	0,00015838	0,00000825601
28	0,127964	0,000139391	0,00000780216
29	0,127229	0,000147557	0,00000767493
30	0,130313	0,000144316	0,00000838980
31	0,128370	0,000132535	0,00000755294
32	0,128445	0,000145815	0,00000835288
33	0,129461	0,000130435	0,00000783298
34	0,126525	0,000154147	0,00000796257
35	0,126433	0,000137910	0,00000872378
36	0,129213	0,000137031	0,00000753013
37	0,127948	0,000128115	0,00000753253
38	0,127353	0,000129492	0,00000815574
39	0,128089	0,000135997	0,00000748730
40	0,124286	0,000140654	0,00000969522
41	0,131549	0,000123917	0,00000779053
42	0,128314	0,000147069	0,00000846693
43	0,128567	0,000133963	0,00000811876
44	0,126451	0,000137624	0,00000811199
45	0,124967	0,000150565	0,00000839966
46	0,140480	0,000087841	0,00001410920
47	0,147035	0,000082654	0,00001570860
48	0,145689	0,000062115	0,00001419760
49	0,126294	0,000109419	0,00000787288

Окончание табл. на след. стр.

Номер региона	Предельный продукт физического капитала (ОФ)	Предельный продукт занятости в НИОКР	Предельный продукт остаточной занятости
50	0,127941	0,000144948	0,00000809355
51	0,131747	0,000168819	0,00000774410
52	0,132680	0,000128561	0,00000800752
53	0,127826	0,000136701	0,00000749151
54	0,132135	0,000078723	0,00000806275
55	0,128580	0,000120213	0,00000814003
56	0,131734	0,000141275	0,00000780576
57	0,137095	0,000113517	0,00000735253
58	0,130273	0,000129259	0,00000830038
59	0,133599	0,000136269	0,00000859693
60	0,122661	0,000144054	0,00001003270
61	0,128881	0,000148279	0,00000827194
62	0,127366	0,000118442	0,00000917327
63	0,130687	0,000120871	0,00000899479
64	0,130218	0,000171390	0,00000957751
65	0,132181	0,000169097	0,00000737684
66	0,127510	0,000145039	0,00000839361
67	0,131052	0,000129436	0,00000817079
68	0,130369	0,000127346	0,00000854741
69	0,129348	0,000142822	0,00000933669
70	0,133864	0,000118396	0,00000966512
71	0,134502	0,000136276	0,00001123560

ного выпуска (как ВВП, так и ВРП) и индекса основных фондов в России. Например, работа В. Бессонова и И. Воскобойникова [4] продемонстрировала искажения в официальных оценках динамики реальных ОФ в России. Существенно расходятся с официальными данными и альтернативные оценки стоимости ОФ Г. Ханина и Н. Иванченко, что позволяет говорить о том, что существующие оценки искажают характер экономических процессов в современной России [16, 17]. Недостаточный учет доли теневой экономики и межрегиональных трансфертов в ВРП регионов может также существенно влиять на результаты расчетов региональных ПФ. Перераспределение добавленной стоимости по величине между регионами России является в настоящее время огромным и фактически не находит отражения в официальной статистике по ВРП. Наконец, данные по фактически отработанному рабочему времени по отраслям ОКОНХ могут быть более искажены, чем имеющиеся данные по фактической занятости в классификации ОКОНХ. В частности, данные Росстата показывают, что фактически отработанное время работников в сфере образования в последние годы не отличается существенно от этого показателя в 1992 г., тогда как широко известно, что именно в этой сфере перегрузки учителей и преподавателей, увеличение активной нагрузки в пореформенные

годы повлекли за собой значительное увеличение фактически отработанного времени. По аналогии, официальные данные показывают лишь незначительное (до 20%) снижение показателя отработанного рабочего времени в середине 90-х гг., когда многие промышленные предприятия простаивали как минимум половину годового фонда рабочего времени. Если эти выводы верны, то построенные по официальным данным параметры ПФ будут существенно смещенными. В будущем необходима чистка статистических данных по реальному выпуску (ВРП, ВВП) и данных по фактическим затратам ресурсов.

2. Ошибки агрегирования (*aggregation bias*) и несуществование агрегированной производственной функции. В модели производственной функции предполагается однородность как капитала, так и потока затрачиваемого труда. Простое суммирование гетерогенных трудовых затрат всех ученых, лаборантов и инженеров разных отраслей знания и с разными индивидуальными характеристиками в единый показатель отработанного времени в НИОКР может не обеспечить корректности построенной зависимости между условными агрегатами. Как интенсивность труда, так и производительность разных видов оборудования в различных отраслях серьезно отличаются, что может привести к существенному искажению

статистических оценок агрегированных производственных функций.

Не каждый практик-эконометрист знает о существовании теорем о невозможности построения агрегатов и агрегированных функций в экономике. В развитие дискуссии о капитале «Кембриджа против Кембриджа» и критики Д. Робинсон, и в противовес «общепринятой» неоклассической концепции макроэкономической производственной функции, теоремы [24, 28] Клейна, Мэя, Леонтьева, Хикса — Леонтьева, Натафа, Фишера, Гормана, Хаутеккера — Сато, Блэкорби — Шворма [20] и др. авторов сформулировали необходимые и достаточные условия существования агрегированных показателей выпуска и капитала, а также условия существования агрегированной ПФ. Как указывают в серии интереснейших работ Д. Фелип и Д. Мак-Комби [24, 25, 30], эти условия настолько ограничительны, что позволяют им говорить о принципиальной невозможности построения на практике корректного индекса (или показателя) агрегированного выпуска и, соответственно, о невозможности построения осмысленной агрегированной производственной функции. По идее этих авторов, развивающих теории Кембриджской школы (Великобритании) и первоначальную критику в работе Шайха, эконометрическое оценивание ПФ Кобба — Дугласа (или транслогового варианта ПФ) означает на самом деле аппроксимацию бухгалтерского тождества совокупного дохода и совокупных расходов в экономике (регионе), а вовсе не выявление макроэкономических законов агрегированной технологии. Иными словами, все эти работы постулируют бессмысленность эконометрических расчетов национальной или региональной [30] ПФ, в которой выпуск или ресурсы отражены в денежных единицах. Лишь построение инженерной ПФ в натуральных показателях является адекватным (на микроуровне). То же самое замечание, вероятно, относится и к применению непараметрических методов выявления ПФ (типа алгоритма Х. Вэриана). Такие явления, как отрицательность показателя эластичности, незначимость коэффициентов регрессии ПФ, неустойчивость оценок регрессии — получают объяснение в рамках кембриджского подхода. В наших работах критика Кембриджской школы была проанализирована в рамках серии экспериментов Монте-Карло, и численные эксперименты показали большую сложность построения осмысленной ПФ методами регрессионного анализа. Тем не менее, наши предварительные результаты экспериментов

опровергают Кембриджскую критику. Однако результаты оценивания моделей регрессии косвенно могут подтвердить правильность выводов Кембриджской критики: во многих случаях полученные нами оценки статистически незначимы, оценки эластичностей нестабильны и сильно отличаются в разных моделях.

3. Некорректная оценка физического капитала. В нашем анализе труд рассматривался как величина потока — как величина затрат фактически отработанного рабочего времени за год. В то же время, капитал реально учитывался как величина запаса, а не потока — как среднегодовая величина основных фондов в регионе. Это обстоятельство могло сыграть роль в возникновении смещения коэффициентов регрессии. Корректировка ОФ на коэффициент использования производственной мощности или коэффициент загрузки ОФ позволит улучшить оценки моделей.

4. Гетерогенность региональной производственной функции. Если «среднерегionalная» ПФ существует, то все же ничто не может нам гарантировать униформность ПФ по регионам страны. Теория агрегирования говорит о возможности построения бесконечного множества агрегатов для заданного вектора индивидуальных переменных. На рисунке ярко демонстрируется неоднородность положительной взаимосвязи между показателем времени, отработанного в секторе науки, и уровнем реального ВРП. Поэтому каждый регион, в сущности, может иметь свою собственную региональную ПФ. Учесть возможность некоторой гетерогенности региональной ПФ и некоторой эндогенности переменных в региональной ПФ будет возможно в моделях с региональными дамми и в моделях с фиксированными и случайными эффектами (*fixed effect, random effects models models*). Но даже и эти подходы полностью данную проблему не решают. Существенная гетерогенность требует расчетов ПФ отдельно для каждого региона или кластера регионов.

5. Недостаточная детализация ПФ. В региональной ПФ мы включили не все переменные затраченного времени, а только наиболее интересующие нас отрасли (всего 7 факторов). Анализ на предыдущем этапе исследования [2,3] показал, что расширение списка переменных с 7 до 17 существенно повышает статистические свойства получаемых оценок, как коэффициент детерминации, так и *t*-статистики. Расширение списка объясняющих переменных (отработанного времени в отраслях по ОКОНХ,

детализация ОФ по отраслям и т. д.) поможет в дальнейшем улучшить статистические и качественные свойства анализируемых моделей.

6. Эндогенность в построенной регрессии и, в частности, такое важное ее проявление, как проблема одновременности (*simultaneity bias*). Если наблюдаемые данные по отработанному времени в сфере НИОКР и реального выпуска представляют собой как прямую зависимость (в рамках ПФ), так и обратную (в рамках функции условного спроса на труд), то выявить и

решить проблему одновременности крайне сложно, а полученные оценки регрессии являются смещенными. Применение 2SLS, 3SLS и метода IV поможет решить данную проблему в будущем.

Осуществление эмпирических оценок базовых факторов экономического роста на уровне региона является весьма сложной задачей. Данное исследование представляло собой лишь начальный этап анализа базовых моделей детерминант реального выпуска в стране.

### Список источников

1. Аренд Р. Источники посткризисного экономического роста в России // Вопросы экономики. — 2005. — №1. — С. 28-48.
2. Беннер А. П., Москальонов С. А. Регрессионная оценка инновационного потенциала регионов России как фактора поддержания экономического роста // Вестник государственного университета управления. — 2010. — № 1. — С. 264-268.
3. Беннер А. П., Москальонов С. А. Оценки инновационного потенциала в макроэкономической и региональной производственной функциях [Электронный ресурс]. URL: <http://moskalionov.socionet.ru/files/MoskalionovBennerGrowth2.pdf> (дата обращения 12.11.2013).
4. Бессонов В. А., Воскобойников И. Б. О динамике основных фондов и инвестиций в российской переходной экономике // Экономический журнал ВШЭ. — 2006. — №2. — С. 193-225.
5. Всемирный банк. Макроэкономические факторы послекризисного роста // Вопросы экономики. — 2004. — №5. — С. 28-43.
6. Гильфасон Т. Природа, энергия и экономический рост // Экономический журнал ВШЭ. — 2001. — №4. — С. 459-486.
7. Горбунов В. К. О представлении линейно-однородных функций полезности // Ученые записки УлГУ. — Ульяновск: Изд.-во УлГУ, 1999. — Вып. 1(6). — (Фундаментальные проблемы математики и механики)
8. Гурвич Е. Макроэкономическая оценка роли российского нефтегазового комплекса // Вопросы экономики. — 2004. — №10. — С. 4-31.
9. Заработная плата в России. Эволюция и дифференциация / под ред. В. Е. Гимпельсона, Р. И. Капелюшника; Гос. ун-т — Высшая школа экономики. — М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2007. — 575 с.
10. Латов Ю. В. Влияние нефтегазового комплекса на национальную экономическую безопасность России // Terra Economicus. Экономический вестник Ростовского государственного университета. — 2009. — Т. 7. — №1. С. — 91-104.
11. Львов А. Г. Развитие методов построения производственных функций : дисс. ... канд. экон. наук. — Ульяновск, 2012.
12. Львов А. Г., Москальонов С. А. Анализ значимости инновационного потенциала в производственных функциях типа «поток — потоки» [Электронный ресурс]. URL: <http://moskalionov.socionet.ru/files/MoskalionovLvovGrowth1.pdf> (дата обращения 20.11.2013).
13. Москальонов С. А., Львов А. Г. Моделирование роли инновационного потенциала региона // Труды 4-й Международной конференция «Инновационные технологии в гуманитарных науках». — Ульяновск, УлГУ. 2010. — С. 24-25;
14. Нуреев Р. М. Россия на пути в XXI век // Экономический вестник Ростовского государственного университета. — 2008. — Том 6. — № 4. — С. 9-30.
15. Полтерович В., Попов В., Тонис А. Экономическая политика, качество институтов и механизмы «ресурсного проклятья». — М.: Изд. дом ГУ-ВШЭ, 2007. — 98 с.
16. Ханин Г. И. За верную цифру: макроэкономическая статистика России, хозяйственная жизнь и экономическая политика // Вопросы статистики. — 2005. — №3. — С. 51-58.
17. Ханин Г. И., Иванченко Н. В. А. Л. Вайнштейн и оценка стоимости основных фондов в современной России // Вопросы статистики. — 2007. — №1. — С. 72-78.
18. Acemoglu D., Aghion P., Zilibotti F. Distance to Frontier, Selection, and Economic Growth [Electronic resource]. URL: [http://post.economics.harvard.edu/faculty/aghion/papers/Distance\\_to\\_Frontier.pdf](http://post.economics.harvard.edu/faculty/aghion/papers/Distance_to_Frontier.pdf) (time accesse 23.06.2009).
19. Berndt E., Wood D. Technology, Prices and the Derived Demand for Energy // The Review of Economics and Statistics. — 1975. — August. — P. 259-268.
20. Blackorby C., Schworm W. The Existence of Input and Output Aggregates in Aggregate Production Function // Econometrica. — 1988. — Vol. 56(3). — P. 613-643.

21. *Christensen L., Jorgenson D., Lau L.* Conjugate Duality and the Transcendental Logarithmic Production Function // *Econometrica*. — 1971. — Vol. 39. — P. 255-256.
22. *Cobb C., Douglas P.* A Theory of Production // *The American Economic Review*. 1928. — Vol. 18, Supplement. — P. 139-172.
23. *Ericson Richard E., Ickes Barry.* A Model of Russia's 'Virtual Economy' // *Review of Economic Design*. — 2001. — Vol. 6(2). — P. 185-214.
24. *Felipe Jesus, McCombie J. S. L.* How Sound are the Foundations of the Aggregate Production Function? // *Eastern Economic Journal*. — 2005. — Vol. 31. — P. 467-488.
25. *Felipe Jesus, Hasan Rana, McCombie J. S. L.* Correcting for Biases when Estimating Production Functions: an Illusion of the Laws of Algebra? // *Cambridge Journal of Economics*. — 2008. — Vol. 32. — P. 441-459.
26. *Ha J., Howitt P.* Accounting for Trends in Productivity and R&D A Schumpeterian Critique of Semi-Endogenous Growth Theory // Working paper. — 2006. — January 24.
27. *Jones Ch.* R&D-Based Models of Economic Growth // *the Journal of Political Economy*. — 1995. — Vol. 103 (aug.). — P. 759-784.
28. *Jones Ch.* Time Series Tests of Endogenous Growth Models // *the Quarterly Journal of Economics*. — 1995. — Vol. 110. (may). — P. 495-525.
29. *Khalil Ali M.* A Cross Section Estimate of Translog Production Function: Jordanian Manufacturing Industry // *Topics in Middle Eastern and North African Economies*. — 2005. — Vol. 7.
30. *McCombie J. S. L.* Regional Production Functions and the Accounting Identity: A Problem of Interpretation // *Australasian Journal of Regional Studies*. — 2000. — Vol. 6. — P. 33-156.
31. *Polterovich V., Tonis A.* Innovation and Imitation at Various Stages of Development: A Model with Capital. Working paper #2005/048. M., 2005: New Economic School.
32. *Sylos Labini P.* Why the Interpretation of the Cobb-Douglas Production Function must be Radically Changed // *Structural Change and Economic Dynamics*. — 1995. — Vol. 6. — P. 485-504.
33. *Wan G. H., Griffiths W. E., Anderson J. R.* Using panel data to estimate risk effects in seemingly unrelated production functions // *Empirical Economics*. — 1992. — Vol. 17 (1) (march). — P. 35-49.

**УДК 330.35; 330.43; 332.05**

**Ключевые слова:** экономический рост, региональная производственная функция, НИОКР, гипотеза Джонса, регрессионный анализ