

**Ф. А. Ущев**

канд. экон. наук, ст. преподаватель кафедры экономической кибернетики и экономико-математических методов Санкт-Петербургского государственного университета экономики и финансов

**С. С. Чиркова**

аспирант кафедры экономической кибернетики и экономико-математических методов Санкт-Петербургского государственного университета экономики и финансов

## **ИНВЕСТИЦИИ, ЭКОНОМИЧЕСКИЙ РОСТ И КОНВЕРГЕНЦИЯ В РОССИИ И В МИРЕ: ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИЙ ПОДХОД**

### **Введение**

Проблема региональных различий в темпах экономического роста и определяющих эти различия факторах является одной из наиболее дискутируемых в современной экономической литературе. Различия в уровнях дохода и темпах экономического роста различных стран настолько впечатляющи, что, по выражению известного американского экономиста Д. Ромера, «почти превосходят возможности восприятия» (Romer, 1994). В то время как одни страны, будучи сравнительно бедными и отсталыми 50 лет назад, сегодня демонстрируют наиболее высокие темпы роста (характерными примерами являются Китай, Тайвань, Таиланд, Южная Корея), некоторые страны третьего мира до сих пор не могут добиться положительных темпов роста доходов на душу населения. На рис. 1 приведена гистограмма, отражающая выборочную плотность распределения стран мира в зависимости от темпов экономического роста.

Рис. 1 показывает, что модальным значением среднегодового темпа прироста дохода на душу населения является значение 7%. Распределение стран по темпам роста характеризуется достаточно существенным разбросом — от малых отрицательных, впрочем, близких к нулю, значений до 11—12%; очевидна левосторонняя асимметрия, что свидетельствует о сохранении неблагоприятной тенденции.

Все это подтверждает существенность неоднородности стран с точки зрения характера долгосрочной экономической динамики. В этой связи экономисты-теоретики задаются рядом вопросов. Почему одни страны демонстрируют бурный рост, тогда как другим свойственен спад? Какие факторы оказывают наиболее существенное влияние на рост? Каковы пределы роста? Этот перечень вопросов далеко не полон. Степень сложности перечисленных проблем и интереса к ним в современном научном сообществе отражена в известном высказывании нобелевского лауреата Р. Лукаса: «Когда начинаешь думать об экономическом росте, уже едва ли сможешь думать о чем-либо другом» (Lucas, 1988).

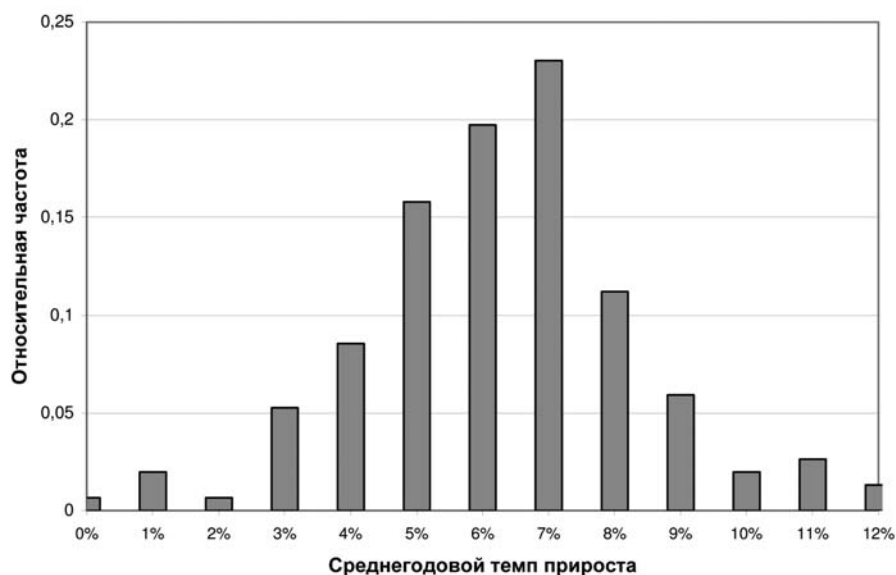


Рис. 1. Выборочная плотность распределения стран в зависимости от среднегодового темпа прироста за 1970—2003 гг.

И с т о ч н и к: база данных Penn World. Table 6.1.

### Взаимосвязь инвестиций и долгосрочного роста

На сегодняшний день как в российской экономической литературе, так и на всех уровнях власти и в СМИ живо обсуждается проблема инвестиций в основной капитал. Повышение инвестиционной привлекательности российской экономики рассматривается как один из важнейших факторов обеспечения устойчивого экономического роста. Поэтому естественным является интерес к освещению вопроса о связи инвестиций и темпов роста экономики учеными-экономистами.

Если обратиться к школе «мэйнстрима», то мы получим неожиданный и, казалось бы, парадоксальный ответ. Неоклассическая теория роста, восходящая к работам Ф. Найта, Ф. Рамсея, Р. Солоу, Т. Свэна, Д. Касса и Т. Купманса, утверждает, что никакой связи между нормой инвестиций в основной капитал и долгосрочными темпами роста ВВП не существует. Согласно выводам этой теории, в долгосрочной перспективе рост полностью определяется экзогенными факторами, такими как темп прироста трудоспособного населения и темп научно-технического прогресса. Поэтому в качестве теоретической основы исследования влияния инвестиций в основной капитал на темпы экономического роста представляется естественным выбрать альтернативную концепцию — теорию эндогенного роста.

Модели эндогенного роста (Матвеевко, 2004; Aghion, Howitt, 1992; Arrow, 1962; Frankel, 1962; Lucas, 1988) дают мощный и детально разработанный инструментарий теоретического и прикладного анализа влияния инвестиционных, инновационных, институциональных процессов на экономический рост. В частности, именно в рамках моделей эндогенного роста теоретически обосновывается эффект, состоящий в том, что темпы роста положительно зависят от нормы инвестиций в основной капитал при малых ее значениях, а при превышении нормы инвестиций некоторого критического уровня начинают убывать (рис. 2). Другими словами, зависимость темпа роста от нормы сбережений име-

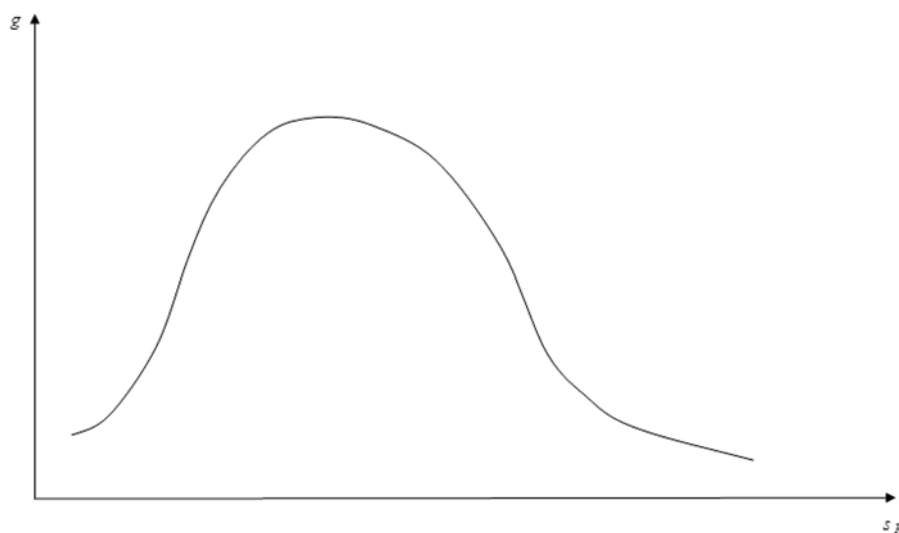


Рис. 2. Зависимость темпов сбалансированного экономического роста от нормы инвестиций в основной капитал

ет перевернутую U-образную форму. Такой результат получается, в частности, в  $fK$ -модели (Матвеев, 2004) и моделях с неоднородным производственным потенциалом (Ущев, Чернов, 2007).

Поскольку этот результат очень важен для дальнейшего эмпирического анализа, покажем, что он сохраняется в модели с неоднородным производственным потенциалом при существенно более слабых предположениях о структуре процесса воспроизводства капитала, чем те предположения, которые лежат в основе большинства агрегированных моделей экономического роста.

#### Обобщенная модель роста с неоднородным производственным потенциалом

Время предполагается дискретным. Модель описывается следующими соотношениями

$$Y_t = F(K_t, L_t), \quad (1)$$

$$Y_t = C_t + I_t, \quad (2)$$

$$I_t / Y_t = s, \quad (3)$$

$$K_t = G(I_t, K_{t-1}), \quad (4)$$

$$L_t = H(C_t, L_{t-1}), \quad (5)$$

где  $Y$  — валовой выпуск;  $K$  — объем производственного потенциала первого вида (например, основные фонды);  $L$  — объем производственного потенциала второго вида (например, трудовые ресурсы);  $C$  — объем потребления;  $I$  — объем инвестиций;  $s$  — норма инвестирования (доля инвестиций в валовом выпуске), которая предполагается неизменной во времени;  $t$  — индекс времени;  $F$ ,  $G$ ,  $H$  — производственные функции, обладающие стандартным набором свойств: монотонностью, вогнутостью и линейной однородностью (постоянной отдачей от масштаба).

Как и во многих других моделях экономического роста (Barro, Sala-i-Martin, 1995; Frankel, 1962; Phelps, 1961; Solow, 1956; Romer, 1994), в качестве основной пере-

менной состояния системы удобно рассматривать фондовооруженность  $k$  — среднее количество основных фондов, приходящееся на одного работника:

$$k = K/L.$$

Уравнения (1), (4) и (5) говорят о том, что как конечный продукт, так и оба вида потенциала системы производятся при помощи технологии, обладающей стандартными неоклассическими свойствами. Именно вид соотношений (4) и (5) отличает рассматриваемую модель от других моделей такого рода. Обычно уравнение динамики капитала предполагается линейным и имеет вид

$$K_t = I_t + vK_{t-1}, \quad (6)$$

где  $v$  — коэффициент сохранности капитала, т. е. та его доля, которая не выбывает из процесса производства в течение одного периода под действием износа.

Свойство постоянной отдачи от масштаба позволяет перейти к функциям в интенсивной форме:

$$f(k) = F(k, 1). \quad (7)$$

Аналогично через  $g$  и  $h$  обозначим функции в интенсивной форме, соответствующие агрегированным производственным функциям  $G$  и  $H$ .

Используя свойство постоянной отдачи от масштаба, исследование траекторий системы (1)—(5) можно свести к анализу решений следующего разностного уравнения первого порядка в терминах фондовооруженности:

$$k_t / k_{t-1} = \varphi(k_{t-1}), \quad (8)$$

где

$$\varphi(k) = \frac{g[sf(k)/k]}{h[(1-s)f(k)]}. \quad (9)$$

Стационарные решения уравнения (8) определяются как корни уравнения

$$\varphi(\hat{k}) = 1. \quad (10)$$

Мы не обсуждаем здесь проблему существования стационарных решений. Ответ на этот вопрос зависит от вида функций  $G$  и  $H$ . Заметим только, что такое решение существует, если функции  $F$ ,  $G$  и  $H$  являются функциями типа Кобба—Дугласа (возможно, с различными значениями эластичностей). Однако легко показать, что при сделанных предположениях относительно технологии производства функция  $\varphi$ , определяемая уравнением (9), является монотонно убывающей. Отсюда, в свою очередь, следует:

**Предложение 1.** *Если стационарное решение  $\hat{k}$  существует, то оно единственно.*

Если стационарное решение  $\hat{k}$  уравнения (8) существует, то одним из ключевых аспектов исследования является устойчивость этого решения. Следующее предложение дает ответ на вопрос об устойчивости.

**Предложение 2.** *Если стационарное решение  $\hat{k}$  существует, то оно локально устойчиво.*

**Доказательство.** Из постоянной отдачи от масштаба следует, что эластичность функции  $\varphi$  по абсолютной величине не превосходит единицу.

Чтобы установить локальную устойчивость стационарного решения  $\hat{k}$  уравнения (7), следует вычислить производную  $dk_t/dk_{t-1}$  в точке  $\hat{k}$  и проверить, что

ее абсолютное значение меньше единицы. В нашем случае в силу (10) имеет место равенство

$$\left. \frac{dk_t}{dk_{t-1}} \right|_{k_t=\hat{k}} = 1 + \hat{k}\varphi'(\hat{k})/\varphi(\hat{k}). \quad (11)$$

В силу леммы  $-1 < \hat{k}\varphi'(\hat{k})/\varphi(\hat{k}) < 0$ , а это означает, что правая часть (11) положительна и строго меньше единицы. Таким образом, решение  $\hat{k}$  действительно является локально устойчивым. Предложение 2 доказано.

Теперь приведем основной теоретический результат.

**Предложение 3.** *Максимально возможный темп сбалансированного роста в модели достигается при единственном значении нормы инвестиций, которое удовлетворяет «золотому правилу» Фелпса.*

**Доказательство.** Сформулированное Э. Фелпсом «золотое правило» (Phelps, 1961) заключается в следующем: норма сбережений должна совпадать с эластичностью валового выпуска по капиталу, которая при условии наличия совершенной конкуренции может интерпретироваться как доля капитала в национальном доходе. Таким образом, на сбалансированной траектории с максимальным темпом роста должно выполняться соотношение

$$s^* = \frac{kf'(k)}{f(k)}. \quad (12)$$

Темп сбалансированного роста определяется формулой

$$G = g[sf(k)/k] = h[(1-s)f(k)].$$

Сбалансированная траектория с максимальным темпом роста определяется следующим условием: функции  $g$  и  $h$  должны достигать максимума по  $k$  и  $s$  и при этом их значения должны быть равны между собой. Отсюда, в свою очередь, следует, что градиенты этих функций должны быть коллинеарными. Путем элементарных преобразований можно получить соотношение

$$\frac{s}{1-s} = \frac{kf'(k)}{f(k) - kf'(k)},$$

откуда непосредственно следует (12).

То, что максимум является внутренним, следует из того, что эластичность функции  $f$  лежит строго между нулем и единицей, а единственность максимума — из монотонности функций  $f$ ,  $g$  и  $h$ . Предложение 3 доказано.

На основании предложения 3 можно заключить, что график зависимости темпа сбалансированного роста от нормы инвестиций в тот или иной вид потенциала (в частности, в основной капитал) имеет именно такую форму, как показано на рис. 2. Важно, что этот результат получен при анализе модели достаточно общего вида. Это обстоятельство позволяет утверждать, что установленное свойство зависимости темпа роста от нормы инвестиций действительно является существенным, что дает основание использовать его при эмпирическом анализе взаимосвязи инвестиций и долгосрочного экономического роста.

### Конвергенция

Гипотеза о сходимости, или конвергенции (convergence hypothesis), состоит в том, что темпы экономического роста более бедных стран в среднем превышают темпы роста в более богатых странах, а по мере накопления богатства и роста доходов экономический рост замедляется.

На сегодняшний день в экономической литературе различают три варианта этой гипотезы:

- гипотеза об абсолютной сходимости (сходимость имеет место вне зависимости от различий в структурных характеристиках экономики разных стран);
- гипотеза об условной сходимости (сходимость имеет место лишь внутри групп стран с близкими структурными характеристиками экономики, такими как уровень развития технологий, степень инвестиционной активности, параметры экономической политики государства);
- гипотеза о клубной сходимости (сходимость имеет место лишь внутри групп стран, которые не только обладают схожими структурными характеристиками экономики, но и находятся в близких стартовых условиях).

Вывод в пользу той или иной модификации сходимости может одновременно пониматься как свидетельство работоспособности той или иной теоретической модели. Так, анализ неоклассических моделей экономического роста приводит к выводу об условной сходимости (Solow, 1956; Cass, 1965) или о клубной сходимости (например, модель перекрывающихся поколений (Diamond, 1965)). В то же время некоторые модели эндогенного роста (например, АК-модель (Frankel, 1962)) предсказывают зависимость долгосрочных темпов роста от структурных параметров, но не от стартовых условий. В модели с неоднородным капиталом (Ущев, Чернов, 2007) сходимость к сбалансированной траектории имеет место лишь при определенных условиях, выражаемых в терминах соотношений между структурными параметрами системы. Поэтому эмпирические исследования сходимости представляют, по крайней мере, двоякий интерес. Они не только отвечают на вопрос, имеет ли место эта тенденция на практике, но и позволяют косвенно судить о том, какие модели роста более адекватны применительно к той или иной группе стран или регионов, т. е. какие именно эффекты являются ключевыми для анализа экономической динамики реальных макроэкономических систем.

Простой эконометрический метод проверки гипотезы абсолютной сходимости был предложен в (Baumol, 1986). Рассматриваются макроэкономические данные по  $n$  странам (или регионам одной страны) за период длительностью  $T + 1$  лет. Основное тестовое уравнение имеет следующий вид

$$\ln(y_{iT}) - \ln(y_{i0}) = a + b \ln(y_{i0}) + \varepsilon_i, \varepsilon_i \sim iid(0, \sigma^2), \quad (13)$$

где  $i$  — порядковый номер страны в выборке;  $y_{i0}$  — среднедушевой объем ВВП в стране с номером  $i$  за начальный год рассматриваемого периода;  $y_{iT}$  — та же величина, относящаяся к последнему году.

Выражение, стоящее в левой части уравнения (13), представляет собой логарифм темпа роста среднедушевого ВВП за весь анализируемый интервал времени. Эта величина пропорциональна среднегодовому темпу прироста ВВП на душу населения за рассматриваемый период; коэффициент пропорциональности равен  $1/T$ .

Незначимость коэффициента  $b$  в уравнении (13) естественно трактовать как аргумент в пользу отсутствия зависимости темпов экономического роста от начального значения ВВП: более богатые страны демонстрируют в среднем примерно такие же темпы экономического роста, как и бедные. В этом случае гипотезу об абсолютной сходимости следует, конечно, отвергнуть.

Если коэффициент  $b$  значим и имеет отрицательное значение, то гипотеза сходимости не отвергается.

В (Barro, Sala-i-Martin, 1995) описан достаточно универсальный подход к построению эконометрических моделей экономического роста, основанный на

добавлении в правую часть уравнения (13) серии переменных, описывающих структурные параметры экономики,

$$\ln(y_{iT}) - \ln(y_{i0}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(y_{i0}) + \sum_{j=1}^k \beta_j \text{ControlVar}_{ij} + \varepsilon_i, \quad \varepsilon_i \sim iid(0, \sigma^2). \quad (14)$$

Здесь  $k$  — число дополнительных переменных,  $\text{ControlVar}_{ij}$  — среднее за рассматриваемый период значение переменной с номером  $j$  для страны с номером  $i$ .

Этот подход позволяет изучать влияние различных факторов на темпы роста ВВП и одновременно проверять согласованность полученной модели с гипотезой о сходимости. Это необходимо делать, так как большинство содержательных теоретических результатов, получаемых в рамках теории роста, относятся к анализу сбалансированных траекторий, отвечающих стационарным состояниям экономической системы. Анализ переходной динамики в явном виде зачастую является чрезвычайно сложной задачей.

Эконометрические модели типа (14) часто используются при изучении влияния различных факторов на темпы экономического роста. Так, в (Sachs, Warner, 1995) на основе подобной модели делается попытка ответить на вопрос о наличии эффекта «проклятия природных ресурсов», состоящего в том, что богатые природными ресурсами страны растут в среднем медленнее тех, которые обделены ресурсами. В (Борисов, Подкорытова, 2006) аналогичным образом изучается влияние неравенства доходов на экономический рост. При исследовании долгосрочного влияния инвестиций в основной капитал на темпы экономического роста мы будем также следовать этому подходу.

### Межстрановой анализ влияния инвестиций на экономический рост

Эконометрическое моделирование зависимости темпов экономического роста различных стран мира от нормы инвестиций в основной капитал проводилось на основе макроэкономических данных по 153 странам мира за период 1970—2003 гг., представленных в базе Penn World Table 6.1.

Простейший способ проверки гипотезы о перевернутой U-образной форме зависимости темпов роста от нормы инвестиций состоит в том, чтобы ввести в уравнение (14) норму инвестиций и ее квадрат в качестве дополнительных переменных.

$$\ln(y_{iT}) - \ln(y_{i0}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(y_{i0}) + \beta_2 s_i + \beta_3 s_i^2 + \varepsilon_i, \quad \varepsilon_i \sim iid(0, \sigma^2). \quad (15)$$

Результаты оценивания уравнения (15) следующие:

$$\ln y_i^{2003} - \ln y_i^{1970} = \underset{(2,57)}{0,909} - \underset{(-4,06)}{0,186} \ln y_i^{1970} + \underset{(4,68)}{8,854} s_i - \underset{(-2,04)}{9,837} s_i^2, \\ R^2 = 0,326. \quad (16)$$

Для сравнения приведем также результат оценивания уравнения линейной регрессии темпа прироста среднедушевого дохода на логарифм ее начального уровня и норму инвестиций, не содержащее квадратичного члена:

$$\ln y_i^{2003} - \ln y_i^{1970} = \underset{(6,80)}{2,107} - \underset{(-3,105)}{0,155} \ln y_i^{1970} + \underset{(4,68)}{5,095} s_i, \\ R^2 = 0,283. \quad (17)$$

В скобках указаны значения  $t$ -статистик коэффициентов регрессии.

Можно видеть, что переход к квадратичной спецификации модели зависимости темпа роста от нормы сбережения не только повышает значение коэффициента детерминации  $R^2$  (при включении в модель дополнительного регрессора этот эффект имеет место всегда), но и существенно улучшает характеристики индивидуальной значимости коэффициента при логарифме среднедушевого дохода за 1970 г. Оценка этого коэффициента в уравнении (16) превосходит оценку этого же коэффициента в уравнении (17) по абсолютной величине, и  $t$ -статистика также выше, т. е. коэффициент значим с более высокой вероятностью. Квадрат нормы инвестиций является значимым регрессором, а коэффициент при нем отрицателен, что дает основание не отвергать гипотезу о немономонном характере зависимости.

Проверка устойчивости полученных результатов осуществлялась путем добавления в уравнение (16) двух дополнительных переменных — степени открытости экономики, рассчитываемой как отношение суммы объемов экспорта и импорта к ВВП, и индекса восприятия коррупции. Результат оценивания соответствующего регрессионного уравнения таков:

$$\begin{aligned} \ln y_i^{2003} - \ln y_i^{1970} = & \underset{(6,19)}{2,397} - \underset{(-7,51)}{0,434} \ln y_i^{1970} + \underset{(5,06)}{9,037} s_i - \underset{(-3,09)}{13,233} s_i^2 + \\ & + \underset{(1,71)}{0,174} OPEN_i + \underset{(4,32)}{0,121} CPI_i^{2003}, R^2 = 0,541, \end{aligned} \quad (18)$$

где  $OPEN$  — степень открытости экономики;  $CPI$  — индекс восприятия коррупции.

Отметим, что если по данному уравнению вычислить точку максимума темпа роста по норме инвестиций  $s$ , то оптимальная норма инвестиций окажется равной примерно 0,34, что соответствует оценкам доли капитала в национальном доходе во многих странах мира. Таким образом, полученные эмпирические результаты согласуются с обоснованным выше утверждением о том, что на оптимальной траектории роста должно выполняться «золотое правило» накопления.

### Анализ влияния инвестиций на экономический рост в российских регионах

В последние годы как журналисты СМИ, так и эксперты-регионалисты все чаще высказывают пессимистичные прогнозы относительно перспектив развития многих российских регионов<sup>1</sup>. В качестве наиболее вероятного сценария рассматривается дальнейшее отставание большинства регионов от нескольких лидеров по темпам роста, усиление межрегионального неравенства доходов. В то же время анализ региональных статистических данных позволяет обосновать противоположную точку зрения: имеется тенденция сходимости регионов к неким единым устойчивым темпам роста.

Следуя описанному выше подходу к моделированию экономического роста, проверим гипотезу об условной сходимости применительно к российским регионам.

Для проверки теоретических выводов модели эндогенного роста используется следующая спецификация эконометрической модели (14):

$$\ln(y_{iT}) - \ln(y_{i0}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(y_{i0}) + \beta_2 s_i + \varepsilon_i. \quad (19)$$

Согласно статистическим данным, средняя по России доля дохода капитала в ВВП составляет 36,7%. Анализ региональных данных показывает, что только

<sup>1</sup> <http://prospekt.nnet.ru/society/1622/v-novosibirsk-stavyat-krest-na-sibiri>.



в двух регионах (Сахалинская область и Республика Калмыкия) норма накопления превышает данное значение. С учетом теоретических выводов можно предположить, что в среднем российские регионы находятся по одну сторону от максимально возможного темпа роста, который достигается при равенстве нормы накопления доле доходов капитала в ВВП. Таким образом, функция темпа роста ВРП является возрастающей по норме накопления  $S_i$ . В качестве ее аппроксимации может использоваться линейная регрессия.

Для решения данной задачи сформулирована следующая эконометрическая модель

$$\ln(y_{iT}) - \ln(y_{i0}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(y_{i0}) + \beta_2 sk_i + \beta_3 sh_i + \varepsilon_i, \quad \varepsilon_i \sim iid(0, \sigma^2), \quad (20)$$

где  $i$  — порядковый номер региона в выборке;  $y_{i0}$  — среднедушевой объем ВРП в регионе с номером  $i$  за начальный год рассматриваемого периода;  $y_{iT}$  — та же величина, относящаяся к последнему году;  $sk_i$  — средняя доля инвестиций в основной капитал относительно ВРП за рассматриваемый период;  $sh_i$  — средняя доля инвестиций в исследования и разработки относительно ВРП за рассматриваемый период.

Включение в качестве объясняющих переменных доли инвестиций в основной капитал и инвестиций в наукоемкие разработки сделано с целью проверки теоретических выводов модели с неоднородным капиталом: существование стационарных траекторий предполагает устойчивую структуру инвестирования в различные типы капитала. В соответствии с выводами из модели мы можем ожидать, что  $\beta_1 < 0$ ,  $\beta_2 > 0$ ,  $\beta_3 > 0$ .

Исследование проводится на основе данных по 77 российским регионам за период 1998—2004 гг. (Регионы России, 2005). Субъекты Федерации, имеющие в своем составе автономные образования, рассматриваются как единый регион. Из выборки были удалены Чеченская республика, Республика Ингушетия (из-за отсутствия данных) и Чукотский автономный округ, так как наблюдаемый рост показателей во многом определялся регистрацией офшорных компаний, близких губернатору Роману Абрамовичу. Исходные данные приведены на рис. 3.

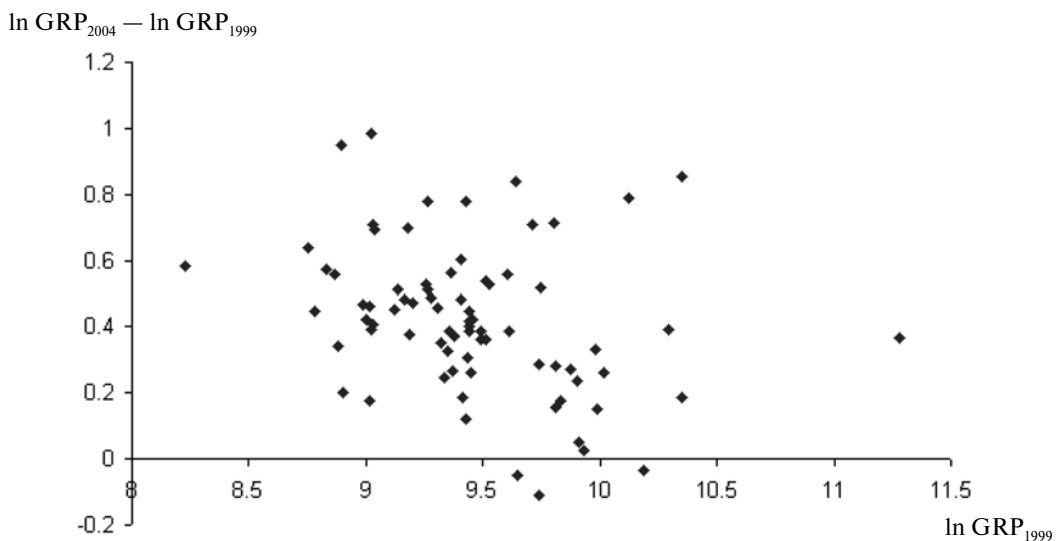


Рис. 3. Диаграмма рассеяния темпов роста ВРП в российских регионах за период 1999—2004 гг.

Источники. (Регионы России, 2005).

По данным субъектов РФ получены следующие результаты оценивания уравнения (13):

$$\ln y_i^{2004} - \ln y_i^{1998} = 1,79 - 0,144 \ln y_i^{1998}. \quad (21)$$

(0,054)

В скобках указана стандартная ошибка коэффициента  $b$ . Этот коэффициент является значимым и имеет отрицательное значение. Таким образом, гипотеза сходимости российских регионов к неким единым темпам роста не отвергается.

$$\ln y_i^{2004} - \ln y_i^{1998} = 1,77 - 0,16 \ln y_i^{1998} + 0,68 s_i. \quad (22)$$

(0,504)      (0,053)      (0,394)

Результаты оценивания уравнения (20):

$$\ln y_i^{2004} - \ln y_i^{1998} = 1,83 - 0,17 \ln y_i^{1998} + 0,85 sk_i + 4,596 sh_i. \quad (23)$$

(0,053)      (0,386)      (2,544)

В скобках указаны стандартные ошибки коэффициентов. Все коэффициенты модели являются значимыми, знаки соответствуют теоретическим предположениям. Уравнение (23) также показывает, что гипотеза условной сходимости регионов не может быть отвергнута. Значимость коэффициентов  $\beta_2$ ,  $\beta_3$  и их положительность подтверждают гипотезу о том, что инвестирование в различные типы капитала (основной капитал и инновационный капитал) значимо влияет на развитие российских регионов. Данный результат может рассматриваться как косвенное свидетельство в пользу моделей эндогенного роста с неоднородным капиталом и определяет необходимость анализа влияния инвестиционной политики.

### Источники

*Борисов К. Ю., Подкорытова О. А.* Влияние неравенства в распределении доходов на темпы экономического роста: подход к моделированию // Экономико-математические исследования: математические модели и информационные технологии. № 5. Анализ процессов глобализации. СПб., 2006.

*Матвеев В. Д.* Горизонт эффективности в однопродуктовой модели экономической динамики // Оптимальное планирование и модели функционирования экономики. Оптимизация. Вып. 36(53). Новосибирск, 1985.

*Матвеев В. Д.* Инвестиции, институты и экономический рост: исследование на основе fK-модели // Конкурентоспособность и модернизация экономики / под ред. Е. Г. Ясина. М., 2005. Регионы России. Социально-экономические показатели, 2005: Стат. сб. / Росстат. М., 2005.

*Ущев Ф. А., Чернов В. П.* Модель экономической динамики, учитывающая неоднородность капитала // Финансы и бизнес. 2007. № 2.

*Ущев Ф. А., Чернов В. П., Чиркова С. С.* Модель экономического роста, учитывающая воспроизводственный аспект потребления // Известия Санкт-Петербургского университета экономики и финансов. 2007. № 3.

*Ущев Ф. А.* Модель эндогенного роста, учитывающая восстановление рабочей силы посредством потребления // Материалы конференции «Современные подходы к исследованию и моделированию в экономике, финансах и бизнесе». СПб., 2007.

*Чернов В. П.* Базовые структуры моделей экономической динамики. СПб., 1996.

*Чиркова С. С.* Эконометрическая проверка некоторых результатов теории эндогенного роста // Материалы конференции «Современные подходы к исследованию и моделированию в экономике, финансах и бизнесе». СПб., 2007.

*Aghion P., Howitt P. A.* A model of growth through creative destruction. // *Econometrica*. 1992. Vol. 60. P. 323–351.

*Arrow K. J.* The economic implications of learning by doing. // *Review of Economic Studies*. 1962. Vol. 29. P. 155–173.

*Barro R., Sala-i-Martin X.* Economic growth. Cambridge, 1995.

*Baumol W.* Productivity growth, convergence, and welfare: what the long-run data show // *American Economic Review*. 1986. Vol. 76. P. 1072–1085.

*Cass D.* Optimum Growth in an Aggregate Model of Capital Accumulation: A Turnpike Theorem // *Econometrica*. 1965. Vol. 34. P. 833—850.

*Diamond P.* National debt in a neoclassical growth model // *American Economic Review*. 1965. Vol. 55. P. 1126—1150.

*Frankel M.* The production function in allocation and growth: a synthesis // *American economic review*. 1962. Vol. 52. P. 995—1022.

*Lucas R. E.* On The Mechanics of Economic Development // *Journal of Monetary Economics*. 1988. Vol. 22. P. 3—42.

*Phelps E.* Golden rule of accumulation: a fable for growthmen // *American Economic Review*. 1961. Vol. 54. P. 638—643.

*Romer D.* *Advanced Macroeconomics*. New York; London, 1996.

*Sachs J., Warner A.* Natural Resources Abundance and Economic Growth // NBER working paper series. Working paper N 5398. 1995.

*Solow R. M.* A contribution to the theory of economic growth // *Quarterly Journal of Economics*. 1956. Vol. 70. P. 65—94.