

К.П. Глущенко

ИЭОПП СО РАН, НГУ, Новосибирск

**Мифы о бета-конвергенции<sup>1</sup>**

Статья посвящена популярному методу исследования пространственного неравенства по доходам – тестированию бета-конвергенции (обратной зависимости душевых доходов в текущий момент от их исходного уровня). Его широкое использование основано на убеждении, что теория экономического роста предсказывает конвергенцию экономик (стран, регионов страны) по доходам, а наличие бета-конвергенции является свидетельством уменьшения неравенства по доходам. Показано, что данные убеждения – это не более чем мифы, следовательно, анализ бета-конвергенции не может служить адекватным методом исследования и предсказания динамики пространственного неравенства по доходам.

**Ключевые слова:** *пространственное неравенство по доходам, конвергенция, экономический рост.*

Классификация JEL: D63, O11, O40.

**1. Введение**

В исследовании динамики неравенства по доходам между некоторыми географическими единицами мы хотим получить ответ на один важнейший вопрос: имеется ли тенденция к выравниванию душевых доходов, т.е. к конвергенции по доходам? Географическими единицами могут быть страны, регионы разных стран, регионы одной страны (соответствующие тому или иному уровню административно-территориального или экономико-географического деления). В качестве обобщающего понятия будем использовать термин «экономика». Термин «доходы» здесь также является обобщающим. В конкретных исследованиях в зависимости от целей и изучаемых экономик он приобретает различное содержание: это может быть душевой ВВП или валовой региональный продукт (ВРП), денежные доходы на душу населения, заработная плата на одного работника и т.п.

Конвергенция по доходам означает, что разброс доходов в изучаемой совокупности экономик со временем уменьшается (в идеале – стремится к нулю). Таким образом, речь, по сути, идет об уменьшении «ширины» плотности распределения доходов. Все показатели неравенства по доходам – индексы Джини, Тейла, Аткинсона и др. – являются статистиками распределения, тем или иным образом измеряющими его «ширину». А один из них – стандартное отклонение логарифма доходов  $\sigma_t = \sigma(\ln y_t)$ , где  $y_t$  – душевые доходы в некоторый момент времени  $t$ , – непосредственно является привычной характеристикой распределений (логарифмирование используется для того, чтобы элиминировать равномерное изменение всех доходов, например, из-за инфляции). Этот измеритель неравенства дал название простому тесту конвергенции по доходам –  $\sigma$ -конвергенции. Она имеет место, если  $\sigma_{t+T} < \sigma_t$ , где  $T$  – некоторый отрезок времени (например, год, пять

<sup>1</sup> Автор признателен Е.В. Желободко за плодотворные обсуждения материалов статьи и анонимному рецензенту – за полезные замечания.

лет и т.д.). Вместо  $\sigma$  в данном выражении может фигурировать любой показатель неравенства; одни авторы и в этом случае сохраняют термин « $\sigma$ -конвергенция», а другие включают в него название используемого показателя, например, «Джини-конвергенция».

Однако самым популярным методом диагностики конвергенции по доходам является тестирование  $\beta$ -сходимости (хотя в русскоязычной литературе прижился термин « $\beta$ -конвергенция», мы специально заменяем его другим, чтобы подчеркнуть отличие  $\beta$ -сходимости от конвергенции по доходам). Наличие  $\beta$ -сходимости означает, что темп роста душевого дохода в экономике тем выше, чем она беднее, т.е. чем ниже в ней душевой доход в исходный момент времени. И тогда, казалось бы, со временем разрывы в доходах между экономиками будут неуклонно сокращаться.

Своей популярностью концепция  $\beta$ -сходимости обязана работам Р. Барро и Х. Сала-и-Мартина, начиная с (Barro, Sala-i-Martin, 1991, 1992), немалый вклад внес и их широко известный учебник по теории экономического роста (Барро, Сала-и-Мартин, 2010)<sup>2</sup>. За два десятилетия, прошедших с появления указанных статей, в мире опубликовано несколько тысяч прикладных эмпирических работ, использующих анализ  $\beta$ -сходимости, в России – как минимум несколько десятков. Авторы подавляющего числа этих работ неверно трактуют специфику данного критерия, что приводит к ошибочной интерпретации полученных результатов и соответственно к ошибочным содержательным выводам. Нужно сказать, что вины Р. Барро и Х. Сала-и-Мартина в этом нет. Напротив, они почти в каждой публикации подчеркивают, что  $\beta$ -сходимость (т.е. более быстрый рост бедных экономик) необязательно приводит к *уменьшению неравенства* по доходам, а именно к  $\sigma$ -конвергенции (см., например (Barro, Sala-i-Martin, 1991, 1992; Барро, Сала-и-Мартин, 2010, с. 70–72, 591–596)). Тем не менее (иногда даже цитируя тезис Р. Барро и Х. Сала-и-Мартина о том, что  $\beta$ -сходимость и  $\sigma$ -конвергенция имеют разный смысл) авторы эмпирических исследований по сути отождествляют  $\beta$ -сходимость с уменьшением разброса доходов. В основе этого массового заблуждения лежат два расхожих мифа:

- теория экономического роста предсказывает конвергенцию экономик по доходам;
- $\beta$ -сходимость является свидетельством уменьшения неравенства по доходам, т.е. конвергенции по доходам.

Эти мифы (особенно второй) развенчивались в работах (Friedman, 1992; Quah, 1993; Durlauf, Quah, 1999; Magrini, 2004; Wodon, Yitzhaki, 2006) и ряде других. Однако вал эмпирических исследований, основанных на концепции  $\beta$ -сходимости, не убывает (а в России, похоже, даже нарастает). Поэтому представляется целесообразным обратиться к данному вопросу еще раз, целенаправленно показав при-

<sup>2</sup> Их иногда представляют первооткрывателями  $\beta$ -сходимости и  $\sigma$ -конвергенции. Однако анализ  $\beta$ -сходимости применялся и ранее (например, в (Baumol, 1986)), не говоря уже о столь простом и очевидном методе, как тестирование  $\sigma$ -конвергенции. Заслуга Р. Барро и Х. Сала-и-Мартина состоит в том, что они показали, каким образом уравнение  $\beta$ -сходимости вытекает из неоклассической модели экономического роста, а также дали ранее безымянным понятиям названия  $\beta$ -convergence и  $\sigma$ -convergence.

роду указанных мифов и несостоятельность концепции  $\beta$ -сходимости как инструмента эмпирического исследования *динамики неравенства* по доходам.

## **2. Миф первый: теория экономического роста предсказывает конвергенцию экономик по доходам**

Большинство эмпирических работ, основанных на концепции  $\beta$ -сходимости, имеет прикладной характер: их цель – выявить тенденции дифференциации доходов в некоторой конкретной группе экономик. Проблематика экономического роста не является предметом исследования таких работ, авторы используют анализ  $\beta$ -сходимости просто как методический прием, указывая, что его теоретической основой служит теория роста. При этом иногда утверждается, что теория экономического роста предсказывает конвергенцию экономик по доходам, а иногда вера в этот миф видна из контекста. По-видимому, причина этого кроется в поверхностном знании авторами теории роста, из-за чего они «обобщают» частный результат теории до уровня универсального вывода.

Теория экономического роста к настоящему времени не представляет собой нечто завершенное. Она включает разные модели роста, последовательно развивающие и дополняющие одна другую (в том числе и путем отказа от ранее принятых предположений). Эти модели нередко приводят к несовпадающим (а иногда и прямо противоположным) выводам. И концепция  $\beta$ -сходимости порождена лишь одной из этих моделей – неоклассической моделью экономического роста (в некоторых вариантах). Отсюда следует, что корректное применение концепции  $\beta$ -сходимости в эмпирическом анализе требует, чтобы анализ учитывал предпосылки модели и особенности вывода уравнения  $\beta$ -сходимости (некоторые моменты будут рассмотрены позже). Вера же в «универсальность» предсказания о конвергенции приводит к отрыву анализа от конкретной модели роста, в результате чего анализ лишается теоретического основания и превращается в схоластический экзерсис.

Справедливости ради следует отметить, что более искушенные авторы высказываются аккуратней, например, что конвергенцию экономик по доходам (уменьшение неравенства по доходам) предсказывает неоклассическая теория роста либо, еще конкретнее, модель Солоу–Свана. Однако, как будет показано ниже, и такое утверждение представляется чересчур сильным. Для этого рассмотрим кратко, каким образом неоклассическая модель экономического роста приводит к уравнению  $\beta$ -сходимости.

Имеется закрытая односекторная экономика, описываемая неоклассической производственной функцией (с постоянным эффектом масштаба и убывающей предельной производительностью факторов, которая также удовлетворяет условиям Инады: бесконечная

предельная производительность при нулевом количестве фактора производства и нулевая – при бесконечном) с экзогенным трудосберегающим техническим прогрессом. Для определенности возьмем функцию Кобба–Дугласа:  $Y(t) = K(t)^a (L(t)A(t))^{1-a} = K(t)^a \tilde{L}(t)^{1-a}$ , где  $t$  – время,  $Y(t)$  – валовой доход,  $K(t)$  – физический капитал,  $L(t) = L(0)e^{\nu t}$  – число работников,  $\nu$  – темп его прироста,  $A(t) = A(0)e^{\xi t}$  – состояние технологии,  $\xi$  – темп технического прогресса,  $\tilde{L}(t) \equiv L(t)A(t)$  – численность «эффективных работников». Динамика капитала описывается уравнением

$$dK(t) / dt = sY(t) - \delta K(t), \quad (1)$$

где  $\delta$  – норма выбытия капитала;  $s$  – норма накопления (сбережений), которая либо задается экзогенно, как в модели Солоу–Свана, либо является решением задачи максимизации общественного благосостояния, как в модели Рамсея в формулировке Д. Касса и Т. Купманса. В последнем случае норма накопления зависит от времени, но в окрестности равновесного роста, которая нас только и будет интересовать; ее можно принять постоянной (см., например (Durlauf, Quah, 1999, p. 247–248)).

Переходя к удельным величинам в расчете на эффективного работника  $\tilde{y} = Y / \tilde{L}$ ,  $\tilde{k} = K / \tilde{L}$ , получаем  $\tilde{y} = \tilde{k}^a$ . Поскольку  $dK / dt = d(\tilde{k}\tilde{L}) / dt = \tilde{L}d\tilde{k} / dt + (\nu + \xi)\tilde{k}\tilde{L}$ , уравнение (1) приобретает вид

$$d\tilde{k} / dt = s\tilde{y} - (\delta + \nu + \xi)\tilde{k}. \quad (2)$$

Стационарное состояние или равновесный (сбалансированный) рост определяется как ситуация, в которой фондовооруженность эффективного работника имеет равновесное значение  $\tilde{k}(t) = \tilde{k}_*$ , постоянное во времени (при этом  $\tilde{y}(t) = \tilde{y}_* = \tilde{k}_*^a$ ). Следовательно, на траектории равновесного роста  $d\tilde{k} / dt = 0$ , таким образом, его условием является

$$s\tilde{y}_* = (\delta + \nu + \xi)\tilde{k}_*. \quad (3)$$

При этом инвестиции  $sY$  компенсируют выбытие капитала, а также увеличивают его объем по мере роста числа работников и их производительной силы (вследствие технического прогресса) таким образом, что фондовооруженность эффективного работника остается постоянной. Преобразуя (2), получаем

$$(d\tilde{k} / dt) / \tilde{k} = d \ln \tilde{k} / dt = s\tilde{k}^{a-1} - (\delta + \nu + \xi) = s e^{(a-1)\ln \tilde{k}} - (\delta + \nu + \xi) \equiv h(\ln \tilde{k}).$$

Для линеаризации функции  $h(\ln \tilde{k})$  разложим ее в ряд Тейлора в окрестности  $\ln \tilde{k}_*$ :

$$h(\ln \tilde{k}) \approx h(\ln \tilde{k}_*) + dh / d \ln \tilde{k} \Big|_{\ln \tilde{k} = \ln \tilde{k}_*} (\ln \tilde{k} - \ln \tilde{k}_*) = (a-1) s \tilde{k}_*^{a-1} (\ln \tilde{k} - \ln \tilde{k}_*).$$

Отсюда, используя равенство (3), приходим к дифференциальному уравнению

$$d \ln \tilde{k} / dt = (a-1)(\delta + \nu + \xi)(\ln \tilde{k} - \ln \tilde{k}_*) \equiv \lambda(\ln \tilde{k} - \ln \tilde{k}_*). \quad (4)$$

Его решением является  $\ln \tilde{k}(t) - \ln \tilde{k}_* = (\ln \tilde{k}(0) - \ln \tilde{k}_*)e^{\lambda t}$ . Чтобы выразить это соотношение в терминах дохода, умножим обе его части на  $a$ , тогда

$$\ln \tilde{y}(t) - \ln \tilde{y}_* = (\ln \tilde{y}(0) - \ln \tilde{y}_*)e^{\lambda t}. \quad (5)$$

Величина  $\lambda$  характеризует скорость сходимости траектории роста к равновесной. Так как  $a < 1$ , то  $\lambda < 0$ , и следовательно,  $\tilde{y}(t) \rightarrow \tilde{y}_*$  при  $t \rightarrow \infty$  для любой исходной величины дохода  $\tilde{y}(0)$ .

Перейдем к доходу на одного реального работника  $y(t) = Y(t) / L(t) = \tilde{y}(t)A(0)e^{\xi t}$ . Тогда уравнение (5) принимает вид

$$\ln y(t) = (\ln \tilde{y}_* + \ln A(0) + \xi t) + (\ln y(0) - \ln \tilde{y}_* - \ln A(0))e^{\lambda t}. \quad (6)$$

Первое слагаемое в скобках в правой части (6) представляет собой траекторию равновесного роста, а второе – убывающее по времени отклонение от этой траектории (которое теоретически может быть и положительным, но, по-видимому, в действительности является только отрицательным). Заметим, что выражение (6) можно записать только через параметры модели, избавившись от  $\tilde{y}_*$ , поскольку из (3) следует  $\tilde{y}_* = ((\delta + \nu + \xi)/s)^{a/(a-1)}$ .

Возьмем некоторый момент времени  $t = T$  и обозначим  $y(T) = y_T$  и  $y(0) = y_0$ . Перегруппировав члены в правой части (6), получаем уравнение  $\beta$ -сходимости:

$$\ln y_T = ((\ln \tilde{y}_* + \ln A(0))(1 - e^{\lambda T}) + \xi T) + e^{\lambda T} \ln y_0 \equiv \alpha + \beta_+ \ln y_0. \quad (7')$$

Так как  $\lambda < 0$ , то  $\beta_+ < 1$ . Часто используются эквивалентные уравнения, в левой части которых фигурирует общий либо среднегодовой темп роста душевого дохода за период  $[0, T]$ :

$$\ln(y_T / y_0) = \alpha + \beta \ln y_0, \quad (7'')$$

$$\ln(y_T / y_0) / T = \alpha' + \beta' \ln y_0, \quad (7''')$$

где  $\beta = \beta_+ - 1 < 0$ ,  $\alpha' = \alpha / T$ ,  $\beta' = \beta / T < 0$ .

Из изложенного легко увидеть ряд условий применимости уравнений  $\beta$ -сходимости (7'), (7'') и (7''') в эмпирических исследованиях. Во-первых, они справедливы только в окрестности равновесного роста. Таким образом, их использование означает неявное предположение, что траектории экономического роста всех экономик рассматриваемой совокупности близки к равновесным. На наш взгляд, это – чересчур сильное допущение. А если такими экономиками являются российские регионы, то – заведомо неверное. Однако следует сделать оговорку: если норма накопления в периоде  $[0, T]$  постоянная

(т.е. экономики описываются моделью Солоу–Свана), то уравнение  $\beta$ -сходимости справедливо на любом участке траектории роста.

Во-вторых, по построению модели душевой доход в ней является добавленной стоимостью – ВВП или ВРП – на одного работника (производительностью труда в экономике). Если же в качестве  $y$  используется добавленная стоимость на душу всего населения, то корректное применение уравнения  $\beta$ -сходимости требует совпадения темпов роста населения и численности работников (правда, возможны и более слабые условия). В случае же, когда  $y$  представляет денежные доходы на душу населения, ситуация усложняется. Необходимо выполнение дополнительных условий, гарантирующих «изоморфизм» траекторий добавленной стоимости на одного работника и денежных доходов на душу населения (аналогично обстоит дело и в случае заработной платы на одного работника). Мы не будем рассматривать соответствующие условия, отметим только, что в эмпирических работах они *никогда* не оговариваются и тем более не проверяются.

Следует также сказать, что когда в качестве экономик рассматриваются регионы, нельзя не учитывать, что они не являются закрытыми экономиками. Это выражается, в частности, в перераспределении национального дохода между регионами страны и даже разных стран, как это имеет место в ЕС. В результате динамика доходов населения региона теряет непосредственную связь с динамикой ВРП. Они могут оказаться даже разнонаправленными<sup>3</sup>. Кроме того, из-за особенностей национальных статистик (в частности, российской) или использования упрощенных методик оценки ВРП и сам этот показатель далеко не всегда соответствует добавленной стоимости, созданной на территории данного региона (Зайцева, 2012; Зубаревич, 2012).

В-третьих, уравнение  $\beta$ -сходимости справедливо только в случае, если экономический рост действительно имеет место. Применение этого уравнения для экономик, в которых происходит спад, лишено теоретического основания. Так, в (Михеева, 1999) отмечается, что при попытке оценить параметры модели Солоу–Свана по информации для 76 российских регионов за 1990–1996 гг. статистически значимых оценок получить не удалось, т.е. эта совокупность экономик не описывается данной моделью, что и следовало ожидать (тем не менее последующий эмпирический анализ в (Михеева, 1999) опирается на основанную на ней концепцию  $\beta$ -сходимости).

Рассмотренная модель отображает динамику отдельной экономики. К каким же выводам она приводит, если имеется совокупность описываемых ею экономик  $\{i\}$ ? Если экономики однородны, т.е. имеют одинаковые значения структурных параметров  $a$ ,  $\xi$ ,  $v$ ,  $\delta$ ,  $s$  и  $A(0)$ , отличаясь лишь исходным уровнем душевого дохода  $y_{0i}$  (обусловленным различной исходной фондовооруженностью  $K_i(0)/L_i(0)$ ), то, как видно из (6), траектория равновесного роста будет для них одной и той же. Их индивидуальные траектории роста сходятся к общей равновесной

<sup>3</sup> Например, в 2009 г. ВРП на душу населения Чукотского АО по отношению к среднему по России составлял 4,1, тогда как душевой доход – 2,1. Причем по сравнению с предыдущим годом относительный душевой ВРП вырос, а доход снизился (расчитано по (Регионы, 2011, с. 148–149, 353–354)).

траектории, при этом душевые доходы в бедных экономиках (с меньшими значениями  $y_{0i}$ ) растут быстрее, чем в богатых. Такая динамика имеет название безусловной (или абсолютной)  $\beta$ -сходимости, ее пример показан на рис. 1а. Теоретически она, в конечном счете, приводит к выравниванию душевых доходов между экономиками: бедные экономики догоняют богатые, и в пределе (при  $t \rightarrow \infty$ ) неравенство по доходам во всей этой совокупности экономик становится нулевым.

Если же экономики неоднородны, то, согласно (6), каждая из них имеет *свою собственную* траекторию равновесного роста, к которой сходится траектория ее роста. Такая ситуация называется условной  $\beta$ -сходимостью. Она говорит лишь о том, что душевой доход в экономике растет тем быстрее, чем он дальше от равновесной для данной экономики величины (Барро, Сала-и-Мартин, 2010, с. 67), но не дает никакой информации о соотношении темпов роста разных экономик. В случае условной  $\beta$ -сходимости бедные экономики необязательно растут быстрее богатых: если богатая экономика находится дальше от своей равновесной траектории, чем бедная от своей, то темп роста богатой экономики может быть выше. Таким образом, условная  $\beta$ -сходимость не дает никаких оснований для выводов о динамике разброса доходов в рассматриваемой совокупности экономик. Пример условной  $\beta$ -сходимости приведен на рис. 1б. На нем показаны две группы однородных экономик: траектории роста экономик 1 и 4 сходятся к равновесной траектории  $\ln \tilde{y}_{*1,4} + \ln A_{1,4}(0) + \xi_{1,4}t$ , экономик 3 и 5 – к  $\ln \tilde{y}_{*3,5} + \ln A_{3,5}(0) + \xi_{3,5}t$ , экономика 2 имеет отдельную траекторию равновесного роста  $\ln \tilde{y}_{*2} + \ln A_2(0) + \xi_2t$ . А в целом наблюдается рост разброса душевых доходов.

На рис. 1б изображена лишь одна из возможностей. Кроме того, предпосылки неоклассической модели роста могут выполняться

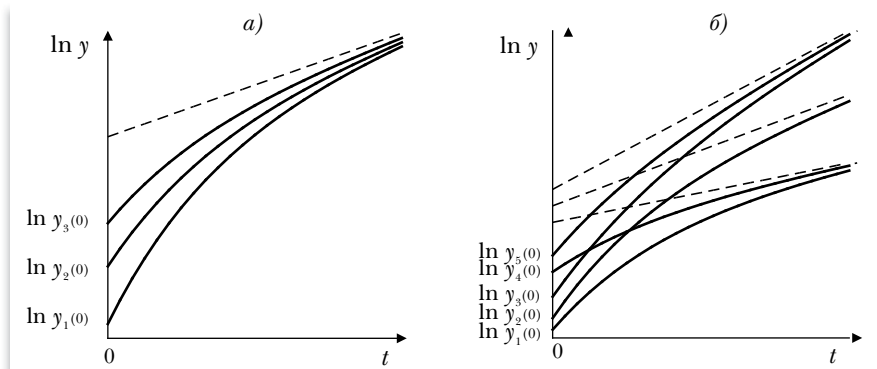


Рис. 1

Безусловная (а) и условная (б)  $\beta$ -сходимости (пунктиром обозначены траектории равновесного роста)

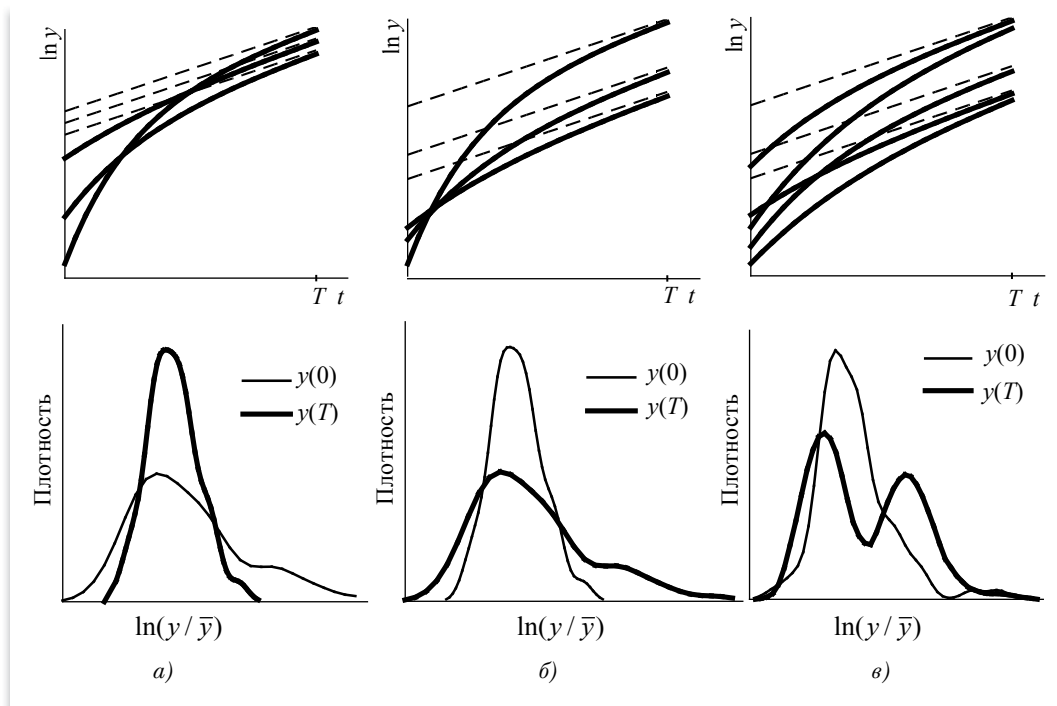


Рис. 2

Варианты изменения распределения доходов при условной  $\beta$ -сходимости:

а) глобальная конвергенция по доходам, б) дивергенция по доходам, в) локальная (кластерная) конвергенция (пунктиром обозначены траектории равновесного роста)

только при условии, что технический прогресс является бесплатным и доступным для всех фирм (Барро, Сала-и-Мартин, 2010, с. 85–86). Если относить это к фирмам не только данной экономики, но и всей их совокупности  $\{i\}$ , то темп технического прогресса  $\xi$  во всех экономиках следует принять одинаковым. Тогда из (6) следует, что траектории равновесного роста неоднородных экономик должны быть параллельны друг другу. Возможные качественно различные варианты динамики распределения доходов в совокупности неоднородных экономик в случае условной  $\beta$ -сходимости в предположении одинаковых темпов технического прогресса демонстрирует рис. 2 (верхняя часть рисунка показывает характер динамики роста в некоторой совокупности экономик, а нижняя – соответствующие плотности распределения доходов, нормированных на среднее по всей совокупности экономик, в начальный и конечный моменты времени).

В зависимости от значений структурных параметров модели в отдельных экономиках, т.е. взаимного расположения траекторий равновесного роста и начальных уровней душевых доходов, условной  $\beta$ -сходимости могут соответствовать три качественно различных варианта динамики распределения душевых доходов.



1. Глобальная конвергенция экономик по доходам. Может иметь место, когда расстояние между крайними траекториями равновесного роста меньше исходного различия душевых доходов. Однако, в отличие от безусловной  $\beta$ -сходимости, неравенство по доходам в пределе не исчезает, а стабилизируется на некотором постоянном уровне.
2. Дивергенция экономик по доходам (когда расстояние между крайними траекториями равновесного роста больше исходного различия душевых доходов).
3. Локальная, или кластерная, конвергенция (поляризация). Выравнивание душевых доходов происходит внутри двух или более групп однородных экономик (образно именуемых в англоязычной литературе «клубами конвергенции»). При этом неравенство по доходам во всей совокупности рассматриваемых экономик может как уменьшаться, так и расти.

Предположение о равенстве темпов технического прогресса в *разных* экономиках представляется не очень обоснованным, поскольку, напомним, рассматриваются закрытые экономики. Так, из бесплатности и доступности одной и той же технологии для всех экономик вытекает, что состояния технологии в них  $A_i(t)$  (в том числе и при  $t = 0$ ) должны быть одинаковыми, что очевидно противоречит реальности. Если отказаться от этого предположения (точнее, трактовать его как частный случай), то наклон траекторий равновесного роста будет разным. Например, верхней части рис. 2в будет соответствовать картина, изображенная на рис. 1б, сходным образом изменится и динамика роста, показанная на рис. 2а и 2б. Однако качественно динамика распределения доходов останется такой же, как на нижних частях рис. 2. Различие будет только в пределе  $t \rightarrow \infty$ : при одинаковых темпах технического прогресса разброс доходов стремится к некоторой конечной величине, тогда как при разных – растет до бесконечности. На конечном же интервале  $[0, T]$  тенденции изменения неравенства будут качественно подобны.

Таким образом, независимо от равенства или различия темпов технического прогресса между экономиками условная  $\beta$ -сходимость может сопровождаться как конвергенцией, так и дивергенцией по доходам. Следовательно, **условная  $\beta$ -сходимость не имеет никакой (прикладной) аналитической и предсказательной ценности** для выявления тенденции динамики пространственного неравенства по доходам. Она позволяет только заключить, что поведение рассматриваемой совокупности экономик соответствует неоклассической модели роста, но не говорит о том, сокращается или растет разрыв в доходах между ними<sup>4</sup>.

О чем же она говорит? В случае условной  $\beta$ -сходимости нельзя считать  $\alpha$  или  $\alpha'$  в уравнениях (7'), (7'') и (7''') константой, одинаковой для всех экономик, теперь она своя для каждой из них<sup>5</sup>.

<sup>4</sup> Если в рассматриваемой совокупности есть группы однородных экономик, анализ условной  $\beta$ -сходимости не позволяет их идентифицировать, более того, не дает возможности установить само наличие таких групп.

<sup>5</sup> Более того, тогда и величину  $\beta$  нельзя полагать одинаковой для всех экономик, что видно из (7') и (4). Тем не менее при эмпирическом анализе *всегда* принимается такое допущение (справедливое лишь при равенстве структурных параметров  $a, s, \xi, v, \delta$  во всех экономиках рассматриваемой совокупности).

Тогда, например, уравнение (7') для экономики  $i$  приобретает вид  $\ln y_{Ti} = \alpha_0 + \alpha_i + \beta_+ \ln y_{0i}$ , где  $\alpha_0$  – общая для всех экономик величина (например, среднее по всем экономикам совокупности). Чтобы вместо индивидуальных уравнений для каждой экономики получить одно единообразное уравнение, вычтем из обеих частей  $\alpha_i$ . Тогда  $\ln y'_{Ti} = \alpha_0 + \beta_+ \ln y_{0i}$ , где  $\ln y'_{Ti} = \ln y_{Ti} - \alpha_i = \ln(y_{Ti} / \exp(\alpha_i))$ . Мы получили уравнение безусловной  $\beta$ -сходимости, но с душевым доходом в момент  $T$  (или темпом роста, если бы мы исходили из (7'') или (7''')), скорректированным на различия экономик (точнее, на различия их траекторий равновесного роста)<sup>6</sup>. Величины  $\alpha_i$  невозможно вычислить, поскольку, как показывает (7'), они включают ряд ненаблюдаемых параметров. Поэтому их заменяют некоторой функцией  $\alpha_i = \alpha(x_{i1}, \dots, x_{im})$ , аргументы которой  $x_{ij}$  – «обуславливающие» переменные – представляют наблюдаемые параметры (например, средний темп прироста числа работников  $v_i$ ) и индикаторы, описывающие, по мнению исследователя, ненаблюдаемые параметры  $A_i(0)$ ,  $a_i$  и т.д. Таким образом, условная  $\beta$ -сходимость интерпретируется следующим образом: разрыв в уровнях доходов между экономиками сокращается *при условии*, что доходы скорректированы на различия экономик. Следовательно, мы получаем информацию о динамике не фактического неравенства, а неравенства по некоторым умозрительным, не отражающим ничего реального, величинам.

Рассмотрим простой числовой пример. Есть две страны, восточная ( $i = 1$ ) и западная ( $i = 2$ );  $\ln y_0 = (1,8; 2)$ ,  $\ln y_T = (3,44; 4)$ . Различия между их экономиками описываются переменной  $x$ , равной 0 для восточной страны и 0,4 – для западной<sup>7</sup>. В такой совокупности экономик имеет место условная  $\beta$ -сходимость:  $\beta_+ = 0,8 < 1$  в уравнении  $\ln y_{Ti} = \alpha_0 + x_i + \beta_+ \ln y_{0i}$ . Для восточной страны получаем  $3,44 = 2 + 0 + 0,8 \times 1,8$ , для западной  $4 = 2 + 0,4 + 0,8 \times 2$  или же  $3,6 = 2 + 0,8 \times 2$ . Отсюда  $\ln y'_T = (3,44; 3,6)$ . При этом разрыв в доходах между странами сокращается:  $\sigma(\ln y_0) = 0,1$ ,  $\sigma(\ln y'_T) = 0,08$ . Но данный вывод относится к *скорректированным* доходам. Чтобы элиминировать различия между экономиками, нужно уменьшить темпы роста западной экономики примерно в полтора ( $e^{0,4}$ ) раза! Разрыв же между фактическими доходами, напротив, растет:  $\sigma(\ln y_T) = 0,28$ . Так что наличие условной  $\beta$ -сходимости с западной страной вряд ли может служить восточной стране поводом для оптимизма, да и сам этот факт не несет (с практической точки зрения) никакой полезной информации.

Вот вполне реальная ситуация. Допустим, мы задаемся вопросом о динамике неравенства по доходам между регионами страны. Приняв, что различия между региональными экономиками хорошо описываются их отраслевой структурой (используя в качестве «обуславливающих» переменных  $x_j$ , в которых  $x_j$  – доля отрасли  $j$  в ВРП

<sup>6</sup> Реальный пример можно увидеть в (Барро, Сала-и-Мартин, 2010, с. 674, рис. 12.3), где на графике даны скорректированные приросты ВВП 112 стран (следует иметь в виду, что перевод части подписи вертикальной оси графика там ошибочен: в английском оригинале не «объясняющая переменная», а «необъясненная часть» – «unexplained part»).

<sup>7</sup> Если говорить в эконометрических терминах, то  $x$  является фиктивной переменной, принимающей значение 0 для восточной страны и 1 – для западной, а оценка коэффициента при  $x$  равна 0,4.

региона  $i$ ), мы обнаружили условную  $\beta$ -сходимость. Это означает, что мы получили такой ответ: межрегиональное неравенство по доходам снижалось бы, *если бы отраслевая структура экономик всех регионов была одинаковой* (при этом остается неизвестным, растет или снижается неравенство в действительности). Ну и какова практическая ценность такого ответа?

Отсутствие же условной  $\beta$ -сходимости необязательно говорит о росте разрыва в уровнях доходов. Оно может быть вызвано тем, что рассматриваемая совокупность экономик не описывается неоклассической моделью роста или что выбранные исследователем «обуславливающие» переменные плохо характеризуют различия экономик. Причиной может быть и нарушение условий применимости уравнений  $\beta$ -сходимости (заметим, что оно может вызывать и обратный эффект – ложное обнаружение  $\beta$ -сходимости).

Основной вывод из рассмотренной модели роста состоит в том, что *всегда*, чем беднее данная экономика (чем ниже  $y_0$ ), тем выше темп ее роста ( $y_T/y_0$ ) – см. (7''). Однако даже небольшая и довольно реалистичная модификация приводит к совершенно иному результату. Она состоит в разделении нормы сбережений для разных видов доходов: сберегаемая часть заработной платы составляет  $s_w$ , а сберегаемая часть доходов, получаемых в виде процентов на капитал, –  $s_r$  (Galor, 1996). Тогда экономика может иметь два устойчивых равновесия  $\tilde{y}_{*1}$  и  $\tilde{y}_{*2}$ ,  $\tilde{y}_{*1} < \tilde{y}_{*2}$ . Это означает, что в некоторой группе *однородных экономик* рост тех из них, у которых величина  $y_0$  низкая, сходится к траектории равновесного роста с  $\tilde{y}_{*1}$  («ловушка бедности»), а рост экономик с высокой величиной  $y_0$  – к траектории с  $\tilde{y}_{*2}$ . Такая модель не приводит к уравнению  $\beta$ -сходимости (поскольку сама траектория равновесного роста оказывается зависящей от начального уровня дохода  $y_0$ ).

Тем более не предсказывают ни безусловную, ни условную  $\beta$ -сходимость модели, отходящие от неоклассических посылок. Так, в модели Ромера (Romer, 1986) знания являются фактором производства с возрастающей предельной производительностью, что дает возрастающий эффект масштаба. Анализ этой модели приводит к такому заключению: «Уровни душевого выпуска в разных странах не обязаны сходиться, рост в менее развитых странах может быть постоянно более медленным или даже вообще отсутствовать» (Romer, 1986, p. 1003). Такой же «негативный» вывод следует из модели Азариадиса–Дразена (Azariadis, Drazen, 1990) и моделей ряда других исследователей.

Итак, неоклассическая модель экономического роста (точнее, ряд ее вариантов) предсказывает конвергенцию по доходам (строго говоря, измеряемым только добавленной стоимостью на одного работника) в единственном случае: при весьма сильном и малореалистичном условии однородности рассматриваемых экономик. **При неоднородности экономик эта модель не может сказать ничего определенного о динамике неравенства по доходам.**

### 3. Миф второй: $\beta$ -сходимость является свидетельством уменьшения неравенства

Обратимся сначала к безусловной  $\beta$ -сходимости. Для ее эмпирического анализа используются эконометрические версии уравнений (7'), (7'') и (7'''):

$$\ln y_{Ti} = \alpha + \beta_+ \ln y_{0i} + \varepsilon_i, \quad (8')$$

$$\ln(y_{Ti} / y_{0i}) = \alpha + \beta \ln y_{0i} + \varepsilon_i, \quad (8'')$$

$$\ln(y_{Ti} / y_{0i}) / T = \alpha' + \beta' \ln y_{0i} + \varepsilon_i, \quad (8''')$$

где  $i$  – индекс экономики,  $i = 1, \dots, N$ ;  $\varepsilon_i$  – случайное отклонение (остаток регрессии). Для регрессии (8') тестируемой гипотезой является  $H_0$ :  $\beta_+ < 1$  (против  $H_a$ :  $\beta_+ \geq 1$ ), для регрессий (8'') и (8''') –  $H_0$ :  $\beta, \beta' < 0$  (против  $H_a$ :  $\beta, \beta' \geq 0$ ). Если нулевая гипотеза не отвергается, то имеет место  $\beta$ -сходимость.

Из наличия  $\beta$ -сходимости, как показывает рис. 1а, казалось бы, следует неуклонное уменьшение неравенства, т.е.  $\sigma$ -конвергенция  $\sigma_T < \sigma_0$ . Но такое умозаключение было бы верным, если бы динамика роста экономик строго следовала теоретическим траекториям, изображенным на рис. 1а. Как видно из уравнения (6), упорядоченность экономик по доходам не меняется во времени (иными словами, порядковая мобильность экономик по доходам отсутствует). Однако в действительности это не так. Из-за каких-то обстоятельств, не учитываемых в теоретической модели (и отражаемых возмущениями  $\varepsilon_i$  в эконометрическом варианте уравнения  $\beta$ -сходимости), часть экономик может «обгонять» свою теоретическую траекторию («опережая» другие экономики, вместо того чтобы догонять их), а часть – «отставать» от нее. Тем более – в окрестности траектории равновесного роста, что подразумевает близость душевых доходов в этих экономиках. Таким образом, в реальности может иметь место порядковая мобильность экономик по доходам. И тогда  $\beta$ -сходимость необязательно влечет за собой наличие  $\sigma$ -конвергенции.

Вывод о сближении значений некоторого показателя экономических объектов (т.е. об уменьшении неравенства между ними по этому показателю) на основании того, что у объектов с более высоким значением показателя он уменьшается или увеличивается медленней, чем у объектов с низким, а у последних растет (причем быстрее, чем у первых), – нередкое заблуждение в эмпирических работах, которое носит название парадокса Гальтона. По отношению к  $\beta$ -сходимости на это указывал ряд авторов (Friedman, 1992; Quah, 1993; Wodon, Yitzhaki, 2006). Ф. Гальтон (Galton, 1886) обнаружил, что у высоких родителей взрослые дети обычно ниже их, а у низких родителей – выше (отсюда,

кстати, и происходит термин «регрессия»). Из этого на первый взгляд следует, что со временем рост всех взрослых людей должен стать одинаковым<sup>8</sup>. Если отвлечься от некоторых деталей, формальная запись найденной Гальтоном зависимости – аналог уравнения (8'):  $H_{T_i} = \text{const} + \frac{2}{3}H_{0_i}$ , где  $H_{0_i}$  – рост родителей,  $H_{T_i}$  – рост детей.

Покажем строго, как связаны  $\beta$ -сходимость и  $\sigma$ -конвергенция. Согласно известной формуле, оценка коэффициента  $\beta$  в парной регрессии (8'') равна  $\beta = \text{cov}(\ln y_0, \ln y_T) / \sigma_0^2 - 1$ . Используя тот факт, что  $\sigma^2(\ln y_T - \ln y_0) = \sigma_0^2 + \sigma_T^2 - 2\text{cov}(\ln y_0, \ln y_T)$ , получаем

$$\beta = 0,5((\sigma_T^2 / \sigma_0^2 - 1) - \sigma^2(\ln(y_T / y_0)) / \sigma_0^2). \quad (9)$$

Отсюда видно, что при уменьшении неравенства по доходам ( $\sigma_T < \sigma_0$ ) будем иметь  $\beta$ -сходимость:  $\beta < 0$ . Если же неравенство остается постоянным,  $\sigma_T = \sigma_0$ , мы должны были бы получать  $\beta = 0$ . Однако, как показывает формула (9), оценка регрессии (8'') *всегда* (за исключением единственного случая, когда  $y_0$  и  $y_T$  идентичны, давая  $\sigma^2(\ln(y_T/y_0)) = 0$ ) будет говорить о  $\beta$ -сходимости. Более того,  $\beta$ -сходимость будет иметь место даже при росте неравенства ( $\sigma_T > \sigma_0$ ), если  $\sigma_T^2 - \sigma_0^2 < \sigma^2(\ln(y_T / y_0))$  или, что эквивалентно,  $\text{cov}(\ln y_0, \ln y_T) < \sigma_0^2$ . При этом (как и в случае  $\sigma_T = \sigma_0$ )  $\beta$ -сходимость будет двухсторонней – как в прямом направлении времени, так и в обратном, что противоречит здравому смыслу.

Из последнего выражения следует, что двухсторонняя  $\beta$ -сходимость будет наблюдаться всегда, причем независимо от соотношения между  $\sigma_0$  и  $\sigma_T$ , при статистической независимости  $y_0$  и  $y_T$  (при  $\text{cov}(\ln y_0, \ln y_T) = 0$  получаем  $\beta = -1$ ), а также при отрицательной корреляции между  $y_0$  и  $y_T$ . Последнее означает, что существенная часть исходно более бедных экономик перегоняет исходно более богатые экономики. Такая ситуация может возникнуть, например, когда рассматриваемая группа экономик состоит из экономик с достаточно близкими душевыми доходами.

Таким образом, из  $\sigma$ -конвергенции следует  $\beta$ -сходимость, однако  $\beta$ -сходимость не обязательно сопровождается  $\sigma$ -конвергенцией<sup>9</sup> (т.е. уменьшением неравенства по доходам). Следовательно, для анализа тенденций неравенства по доходам более корректно непосредственно сравнивать значения какого-либо показателя неравенства в разные моменты времени. Если имеет место конвергенция по доходам, то анализ  $\beta$ -сходимости не дает никакой дополнительной информации. **Если же конвергенции нет, то вывод о динамике неравенства на основе анализа  $\beta$ -сходимости может оказаться неверным.**

<sup>8</sup> Вопреки встречающимся в литературе утверждениям Ф. Гальтон не делал такого вывода, напротив, он объяснил, почему этого не происходит (Galton, 1886, p. 256), так что названия «парадокс Гальтона» и тем более «заблуждение Гальтона» несправедливы.

<sup>9</sup> Другими способами этот факт доказывается в (Барро, Сала-и-Мартин, 2010, с. 71; Quah, 1993; Furceri, 2005; Wodon, Yitzhaki, 2006).

Приведем два реальных примера таких случаев. Первый – среднедушевые (номинальные) денежные доходы по регионам России в 1995 и 2005 гг.<sup>10</sup> Составные субъекты Федерации рассматриваются как единые регионы, при этом общее число регионов (без Чеченской Республики) составляет 79. В 2005 г. по сравнению с 1995 г. неравенство по доходам немного снизилось:  $\sigma_{1995} = 0,418$ ;  $\sigma_{2005} = 0,405$ ; оценка регрессии (8') говорит о  $\beta$ -сходимости  $\ln y_{2005} = 3,434 + 0,877 \ln y_{1995}$ . Однако поскольку  $\text{cov}(\ln y_{1995}, \ln y_{2005}) = 0,153 < \sigma_{2005}^2 = 0,175$ , то  $\beta$ -сходимость наблюдается и в обратном направлении времени:  $\ln y_{1995} = -2,128 + 0,935 \ln y_{2005}$  (обе оценки  $\beta_+$  статистически значимы на уровне 1%).

Второй, более яркий, пример – реальный ВВП на душу населения по 24 странам Латинской Америки<sup>11</sup> в 1960 и 1998 гг. (источник данных – (Heston, Summers, Aten, 2002), переменная *rgdpl*). На эффект двухсторонней  $\beta$ -сходимости в данной выборке указывалось в (Wodon, Yitzchaki, 2006), однако наши оценки несколько отличаются (возможно, из-за последующей корректировки данных в их источнике). За 1960–1998 гг. неравенство в рассматриваемых странах выросло:  $\sigma_{1960} = 0,457$ ,  $\sigma_{1998} = 0,554$ . Тем не менее  $\beta$ -сходимость имеет место:  $\ln y_{1998} = 2,003 + 0,823 \ln y_{1960}$  (так как выполняется полученное выше соотношение  $\text{cov}(\ln y_{1960}, \ln y_{1998}) = 0,172 < \sigma_{1960}^2 = 0,307$ ). В обратную сторону тоже наблюдается  $\beta$ -сходимость (но здесь это было уже ожидаемо, поскольку при этом неравенство снижается)  $\ln y_{1960} = 3,179 + 0,561 \ln y_{1998}$  (в обеих регрессиях оценки  $\beta_+$  значимы на уровне 1%). Графическая иллюстрация дана на рис. 3, на котором приведены графики разброса и линии оцененных регрессий. Для большей наглядности исходные данные нормированы на средние величины (что изменяет только константу регрессии, не затрагивая оценку  $\beta_+$ ); пунктиром показана диагональ, соответствующая  $\beta_+ = 1$ .

Содержательно причину возможной противоречивости результатов анализа  $\sigma$ -конвергенции и  $\beta$ -сходимости можно объяснить концептуальным расхождением между ними. Одно из обязательных требований к измерителям неравенства – принцип анонимности (симметрии) (Jenkins, van Kerm, 2009, p. 52). Он гласит, что величина неравенства должна определяться только значениями доходов в рассматриваемой совокупности независимо от того, какому из элементов совокупности принадлежит тот или иной доход. Иными словами,

<sup>10</sup> Источник данных – Центральная база статистических данных: [www.gks.ru/dbscripts/Cbsd/DBInet.cgi?pl=2340019](http://www.gks.ru/dbscripts/Cbsd/DBInet.cgi?pl=2340019).

<sup>11</sup> Аргентина, Барбадос, Боливия, Бразилия, Венесуэла, Гаити, Гайана, Гватемала, Гондурас, Доминиканская Республика, Колумбия, Коста-Рика, Мексика, Никарагуа, Панама, Парагвай, Перу, Пуэрто-Рико, Сальвадор, Тринидад и Тобаго, Уругвай, Чили, Эквадор, Ямайка.

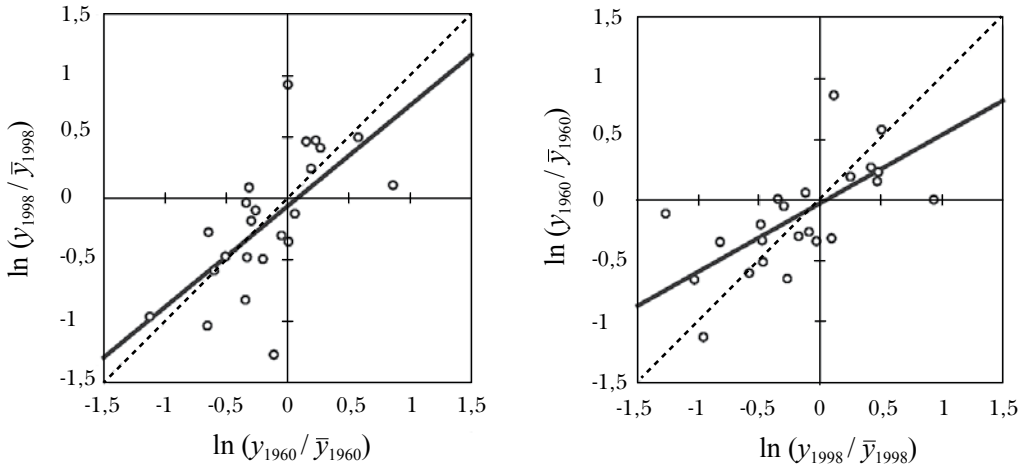


Рис. 3

Двухсторонняя  $\beta$ -сходимость реального ВВП на душу населения (Латинская Америка, 1960 и 1998 гг.)

величина неравенства инвариантна к перестановкам элементов совокупности (номерам наблюдений). Таким образом, изменение неравенства по доходам  $\sigma_T / \sigma_0$  не зависит от того, в каких именно экономиках изменился доход. Например, если часть экономик просто «поменяется» доходами, их неравенство остается точно таким же: поскольку для измерителя неравенства отдельные экономики неразличимы, то не будет наблюдаться и различия в конечном состоянии по сравнению с исходным.

С  $\beta$  дело обстоит иначе: здесь принцип анонимности не соблюдается, экономика идентифицируется номером наблюдения, и  $\beta$  сопоставляет наблюдения (экономики) с одинаковыми номерами. Таким образом, значение  $\beta$  зависит от того, как изменился доход в каждой конкретной экономике, т.е. от совокупности величин  $\ln(y_{Ti} / y_{0i})$ . Другими словами,  $\beta$  включает мобильность по доходам, общую величину которой отражает член  $\sigma^2(\ln(y_T / y_0)) / \sigma_0^2$  в формуле (9). Так, если часть экономик просто «поменялась» доходами, то этот член будет характеризовать порядковую мобильность – изменение порядка экономик в их ряде, упорядоченном по величине душевого дохода.

Рассмотрим простой пример двух экономик:  $\ln y_0 = (0,99; 1,01)$ ;  $\ln y_T = (1,01; 0,99)$ , неравенство по доходам между которыми не меняется во времени ( $\sigma_T = \sigma_0 = 0,01$ ). Однако логарифм душевого дохода в первой экономике изменился на 0,02, во второй – на -0,02. Это дает  $\sigma^2(\ln(y_T / y_0)) / \sigma_0^2 = 0,0004 / 0,0001 = 4$  и  $\beta = -2$ , свидетельствуя о  $\beta$ -сходимости.

Следует также добавить, что рассмотрение всего лишь двух моментов времени, 0 и  $T$ , характерное для анализа  $\beta$ -сходимости, пре-

вато неверными выводами о тенденции динамики неравенства по доходам, даже если в точке  $T$  оно меньше, чем в исходный момент. Это может произойти, например, если траектория неравенства имеет  $U$ -образную форму. Потеря информации о динамике неравенства в промежутке между  $0$  и  $T$  при анализе  $\beta$ -сходимости не позволяет заметить этого, тогда как простой график изменения  $\sigma_t$  (или иного показателя неравенства) на данном промежутке дает гораздо более богатую картину, позволяя легко увидеть тенденцию роста неравенства. Примером может служить динамика неравенства

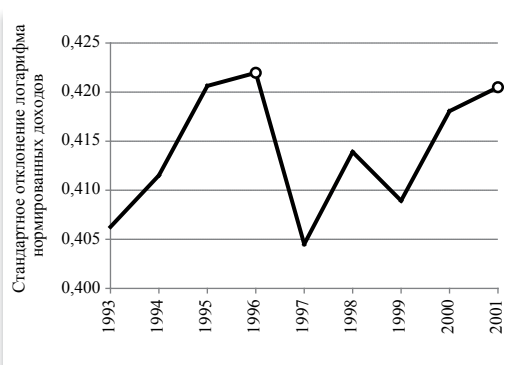


Рис. 4

*Динамика неравенства по номинальным душевым доходам ( $\sigma_t$ ) между российскими регионами в 1993–2001 гг.*

*Источник:* рассчитано по данным Центральной базы статистических данных, URL: [www.gks.ru/dbscripts/Cbsd/DBInet.cgi?pl=2340019](http://www.gks.ru/dbscripts/Cbsd/DBInet.cgi?pl=2340019).

российских регионов по номинальным душевым доходам, приведенная на рис. 4. Анализ  $\beta$ -сходимости между 1996 и 2001 гг. показывает ее наличие, тогда как из графика очевидно, что имело место лишь одномоментное уменьшение неравенства по доходам, сменившееся его ростом (с некоторым отклонением от этой тенденции в 1999 г.).

Что же касается условной  $\beta$ -сходимости, то она не нуждается в подробном рассмотрении, поскольку, как говорилось в предыдущем разделе, вообще не способна дать никакой информации о динамике неравенства по доходам. Но, кроме того, все сказанное выше относительно безусловной  $\beta$ -сходимости, как легко показать, справедливо и для условной. Аналог уравнения (8'') в случае условной  $\beta$ -сходимости имеет вид  $\ln(y_{T_i} / y_{0_i}) = \alpha_0 + \alpha(x_{i1}, \dots, x_{in}) + \beta \ln y_{0_i} + \varepsilon_i$ . Напомним, что  $x_{i1}, \dots, x_{in}$  – переменные, отражающие (по мнению исследователя) параметры, которые входят в неоклассическую модель роста. Функцию  $\alpha(x_{i1}, \dots, x_{in})$  обычно представляют в линейно-логарифмическом виде, и типичное уравнение условной  $\beta$ -сходимости имеет вид

$$\ln(y_{T_i} / y_{0_i}) = \alpha_0 + \beta \ln y_{0_i} + \alpha_1 \ln x_{i1} + \dots + \alpha_n \ln x_{in} + \varepsilon_i. \quad (10)$$

Как было показано в предыдущем разделе, чтобы элиминировать различия экономик, описываемых переменными  $x_{i1}, \dots, x_{in}$ , можно скорректировать душевые доходы  $y_{iT}$  (и тем самым темп роста доходов) на эти различия,  $\ln y'_{iT} = \ln y_{iT} - (\alpha_1 \ln x_{i1} + \dots + \alpha_n \ln x_{in})$ , и тогда сходимость станет безусловной. Поскольку параметры  $\alpha_1, \dots, \alpha_n$  неизвестны, скорректированные доходы рассчитываются как  $\ln y'_{iT} = \hat{\eta}_i$ ,



где  $\hat{\eta}_i$  – оценки остатков регрессии  $\ln y_{Ti} = \alpha_1 \ln x_{i1} + \dots + \alpha_n \ln x_{in} + \eta_i$ . После этого из уравнения (10) получаем  $\ln(y'_{Ti} / y_{0i}) = \alpha_0 + \beta \ln y_{0i} + \varepsilon_i$ , т.е. регрессию вида (8'').

Не спасает положения и использование панельных данных (совокупности пространственных рядов  $\{y_{it}\}$ , наблюдаемых в несколько моментов времени  $t_1, \dots, t_m$ ). Анализ панельных данных позволяет лучше учесть неоднородность экономик, а также принять во внимание изменение параметров во времени. Но и в случае панельных вариантов уравнений (8'), (8'') и (8''') все принципиальные проблемы, связанные с  $\beta$ -сходимостью, остаются (и к ним добавляются новые, связанные со спецификой панельного анализа). Мы не будем вдаваться в подробности этого вопроса, отсылая за ними читателя к работам (Durlauf, Quah, 1999; Magrini, 2004).

Итак, **интерпретация обнаруженной при регрессионном анализе  $\beta$ -сходимости как свидетельства уменьшения разброса доходов является ошибочной**. Наличие  $\beta$ -сходимости совместимо не только со снижением неравенства по доходам, но и с его постоянством и даже ростом.

#### 4. Заключение

Как было показано, анализ  $\beta$ -сходимости (как безусловной, так и условной) бесполезен в прикладных исследованиях, направленных на выявление тенденций динамики пространственного неравенства по доходам. Его широкое использование в таких исследованиях основано на массовом заблуждении, порожденном двумя рассмотренными расхожими мифами. Ряд работ подобного рода принадлежит известным ученым, что способствует некритическому восприятию этих публикаций, а для неопытных исследователей они становятся примером для подражания, в конечном счете порождая «цепную реакцию» прикладных работ, основанных на концепции  $\beta$ -сходимости.

Из проведенного анализа не следует, что концепция  $\beta$ -сходимости порочна. Дело не в ней самой, а в ее неверной интерпретации, использовании не по назначению. С помощью эмпирического анализа  $\beta$ -сходимости пытаются получить ответ на вопрос, на который этот метод в принципе не способен ответить: он лишь позволяет выяснить, обладает ли поведение экономик свойствами, вытекающими из неоклассической модели экономического роста. И только. Поэтому сфера его применения довольно узкая – верификация теоретических моделей экономического роста<sup>12</sup>.

Следует отметить еще одну причину популярности анализа  $\beta$ -сходимости. При изучении динамики пространственного неравенства по доходам исследователь задается вопросом: выросло или уменьшилось неравенство при  $t = T$  по сравнению с  $t = 0$ ? Ответ на него легко

<sup>12</sup> Правда, и тут возможности данного метода весьма ограничены, на что указывалось в ряде работ, например, в (Durlauf, Quah, 1999).

получить, всего лишь сравнив два числа: значения показателя неравенства (к примеру,  $\sigma_t$  или индекса Джини) в эти два момента времени. Однако возможность публикации работы, использующей столь нехитрый метод, весьма сомнительна. А вот антураж регрессионного анализа, сопровождающий поиск ответа на этот же вопрос на основе концепции  $\beta$ -сходимости, придает работе наукообразия, что значительно повышает шансы ее публикации.

Анализ  $\beta$ -сходимости в прикладных целях следует квалифицировать как «экономическую лысенковщину». Можно было бы относиться к нему как к схоластическому академическому упражнению, безвредному, если не считать создаваемого соответствующими публикациями информационного шума. Но на основе такого анализа нередко делаются далеко идущие заключения. Например: «Если имеет место достаточно быстрая безусловная  $\beta$ -конвергенция... то без региональной экономической политики центрального правительства вообще можно обойтись» (Мельников, 2005, с. 13). Так что данное направление экономического анализа далеко не безобидно – оно способно привести к ошибочным выводам для экономической политики.

#### Литература

- Барро Р.Дж., Сала-и-Мартин Х.** (2010). Экономический рост. М.: БИНОМ, Лаборатория знаний.
- Зайцева Ю.С.** (2012). Валовой региональный продукт: что и как мы измеряем // *ЭКО*. № 4. С. 86–103.
- Зубаревич Н.В.** (2012). «Лукавые цифры» на карте Родины // *ЭКО*. № 4. С. 74–85.
- Мельников Р.М.** (2005). Анализ динамики межрегионального экономического неравенства: зарубежные подходы и российская практика // *Регион: экономика и социология*. № 4. С. 3–18.
- Михеева Н.Н.** (1999). Анализ дифференциации социально-экономического положения российских регионов // *Проблемы прогнозирования*. № 5. С. 91–102.
- Регионы (2011). Регионы России. Социально-экономические показатели. 2011. М.: Росстат.
- Azariadis C., Drazen A.** (1990). Threshold Externalities in Economic Development // *Quarterly J. of Econ.* Vol. 105 (2). P. 501–526.
- Barro R.J., Sala-i-Martin X.** (1991). Convergence across States and Regions // *Brookings Papers on Economic Activity*. No. 1. P. 107–82.
- Barro R.J., Sala-i-Martin X.** (1992). Convergence // *J. of Political Economy*. 1992. Vol. 100 (2). P. 223–251.
- Baumol W.J.** (1986). Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show // *American Econ. Rev.* Vol. 76 (5). P. 1072–1085.
- Durlauf S.N., Quah D.** (1999). The New Empirics of Economic Growth. In: «*Handbook of Macroeconomics*». Oxford: Elsevier. Vol. 1A. P. 235–308.
- Friedman M.** (1992). Do Old Fallacies Ever Die? // *J. of Economic Literature*. Vol. 30 (4). P. 2129–2132.

- Furceri D.** (2005).  $\beta$  and  $\sigma$ -Convergence: A Mathematical Relation of Causality // *Economics Letters*. Vol. 89 (2). P. 212–215.
- Galor O.** (1996). Convergence? Inferences from Theoretical Models // *Econ.J.* Vol. 106 (437). P. 1056–1069.
- Galton F.** (1886). Regression Towards Mediocrity in Hereditary Stature. [Электронный ресурс] // *J. of the Anthropological Institute of Great Britain and Ireland*. Vol. 15. P. 246–263. Режим доступа: <http://www.galton.org/essays/1880-1889/galton-1886-jaigi-regression-stature.pdf>, свободный. Загл. с экрана. Яз. англ. (дата обращения: апрель 2012 г.).
- Heston A., Summers R., Aten B.** (2002). Penn World Table Version 6.1. [Электронный ресурс] Center for International Comparisons at the University of Pennsylvania (CICUP). Режим доступа: [http://pwt.econ.upenn.edu/php\\_site/pwt61\\_form.php](http://pwt.econ.upenn.edu/php_site/pwt61_form.php), свободный. Загл. с экрана. Яз. англ. (дата обращения: апрель 2012 г.).
- Jenkins S.P., van Kerm, P.** (2009). The Measurement of Economic Inequality. In: *«Oxford Handbook of Economic Inequality»*. Oxford: Oxford University Press. P. 40–67.
- Magrini S.** (2004). Regional (Di)Convergence. In: *«Handbook of Regional and Urban Economics»*. Oxford: Elsevier, 2004. P. 2741–2796.
- Quah D.** (1993). Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis // *Scandinavian J. of Econ.* Vol. 95 (4). P. 427–443.
- Romer P.M.** (1986). Increasing Returns and Long-Run Growth // *J. of Political Econ.* Vol. 94 (5). P. 1002–1037.
- Wodon Q., Yitzhaki S.** (2006). Convergence Forward and Backward? // *Economics Letters*. Vol. 92 (1). P. 47–51.

Поступила в редакцию 21 апреля 2012 года

## K. Gluschenko

Institute of Economics and Industrial Engineering, Siberian Branch of RAS, and Novosibirsk State University, Novosibirsk, Russia

### Myths about Beta-Convergence

A popular methodology of studying spatial income inequality is the analysis of beta-convergence (i.e. an inverse relationship between current income per capita and its initial level). Its widespread use is based on a belief that the economic growth theory predicts income convergence among economies (countries or regions within a country), and that beta-convergence suggests decreasing income inequality. This article demonstrates that these are nothing but myths; hence, analyzing of beta-convergence cannot serve as an adequate methodology for studying and predicting the evolution of spatial income inequality.

**Keywords:** *spatial income inequality, convergence, economic growth.*

JEL classification: D63, O11, O40.