



Munich Personal RePEc Archive

# **Methodologies of analyzing inter-regional income inequality and their applications to Russia**

Konstantin Gluschenko

Institute of Economics and Industrial Engineering, Siberian Branch  
of the Russian Academy of Sciences, Department of Economics,  
Novosibirsk State University

November 2009

Online at <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/18443/>

MPRA Paper No. 18443, posted 11. November 2009 13:07 UTC

# Methodologies of Analyzing Inter-Regional Income Inequality and Their Applications to Russia

[Russian version]

**Konstantin Gluschenko**

Institute of Economics and Industrial Engineering,  
Siberian Branch of the Russian Academy of Sciences  
and  
Department of Economics, Novosibirsk State University  
glu@nsu.ru

## Abstract

This paper provides an overview of methodologies used to analyze inter-regional income inequality, and a critical survey of empirical studies that deal with Russian regions. It discusses implications of the growth theory regarding dynamics of inter-economy income inequality. Methodologies for empirically analyzing income inequality are classified as the cross-section approach, distribution approach, and time-series approach. Specific methodologies are described within the framework of this classification, touching upon the subject of their applicability domains. The survey of studies on income inequality among Russian regions summarizes 30 papers grouped according to main approaches used for the analyses.

**JEL classification:** C20, D31, O15, O18, O41, P25, R11, R15

**Keywords:** spatial inequality, convergence, economic growth, beta-convergence, distribution dynamics, income mobility, Russian regions.

## Методы анализа межрегионального неравенства по доходам и их приложение к России

**К.П. Глущенко**

Институт экономики и организации промышленного производства СО РАН и  
Новосибирский государственный университет, экономический факультет  
glu@nsu.ru

## Аннотация

В работе даётся обзор методов анализа межрегионального неравенства по доходам и критический обзор исследований, в которых изучается неравенство по доходам между российскими регионами. Обсуждаются выводы из теории экономического роста относительно динамики неравенства по доходам между экономиками. Выделяются три подхода к эмпирическому исследованию межрегионального неравенства по доходам: анализ пространственных рядов, анализ временных рядов и анализ динамики распределения доходов. В рамках этой классификации описываются конкретные методы анализа и области их применимости. Рассмотрено 30 работ, посвящённых неравенству по доходам между регионами России, которые сгруппированы по основным подходам, использованным для анализа.

**Классификация JEL:** C20, D31, O15, O18, O41, P25, R11, R15

**Ключевые слова:** пространственное неравенство, конвергенция, экономический рост, бета-конвергенция, динамика распределений, мобильность по доходам, российские регионы.

# МЕТОДЫ АНАЛИЗА МЕЖРЕГИОНАЛЬНОГО НЕРАВЕНСТВА ПО ДОХОДАМ И ИХ ПРИЛОЖЕНИЕ К РОССИИ\*

К.П. Глущенко

## 1. ВВЕДЕНИЕ

Проблема неравенства по доходам регионов внутри стран привлекала внимание большого числа исследователей. Для России она имеет особое значение из-за значительной дифференциации её регионов по уровню благосостояния. В научной литературе разработан обширный арсенал методов анализа межрегионального неравенства по доходам. По большей части они призваны дать ответ на вопрос, имеет ли место конвергенция регионов по доходам, т.е. становится ли распределение доходов по регионам более равномерным. Однако в эмпирических исследованиях авторы не всегда критически подходят к выбору метода анализа, не учитывая область его применимости, что может приводить к неверным заключениям. Данная статья преследует две цели. Первая – дать систематизированный (хотя и не исчерпывающий) обзор известных методов исследования межрегионального неравенства по доходам. Вторая – провести критический анализ работ, в которых рассматривается неравенство по доходам между российскими регионами.

Для изучения неравенства по доходам между регионами используется инструментарий, первоначально разработанный для межстрановых исследований. По этому поводу существуют два мнения. Согласно [25], регионы являются даже более удобным объектом применения такого инструментария, поскольку различия в предпочтениях, институтах и технологиях между регионами одной страны обычно меньше, чем между странами. Другая точка зрения состоит в том, страны и регионы – далеко не аналогичные объекты вследствие гораздо большей открытости региональных экономик [59]. Но отсюда следует не отрицание возможности использования одних и тех же методов в межстрановом и межрегиональном анализе, а необходимость учёта этой особенности регионов.

В частности, это касается показателей, используемых для измерения дохода. В зависимости от стоящих перед ним целей, исследователь может изучать неравенство между странами или регионами, условно говоря, либо с социальной, либо с экономической позиции. В первом случае его интересует дифференциация уровня – или, шире, качества –

---

\* Автор признателен Консорциуму экономических исследований и образования (EERC) за финансовую поддержку участия в его семинарах (Одесса, 27-29 июня 2008 г., Киев, 18-20 декабря 2008 г. и 27-29 июня 2009 г.), а также участникам семинаров – особенно Д. Низалову, И. Муртазашвили и А. Шепотило – за полезные замечания. Особая благодарность Е. Желободько за плодотворные дискуссии.

жизни населения (и здесь исследования неравенства по доходам смыкаются с исследованиями других аспектов социально-экономического неравенства, а также бедности). Во втором случае исследователя интересуют различия в продуктивности (уровне развития) экономик стран или регионов. Здесь изучение неравенства по доходам смыкается с исследованиями экономического роста (заключаясь, например, в проверке соответствия предсказаний той или иной модели роста наблюдаемым фактам, т.е. в тестировании моделей роста). В межстрановых исследованиях и в том, и в другом случае душевые доходы населения и душевые ВВП являются практически взаимозаменяемым эмпирическим материалом. С регионами дело обстоит иначе. Валовой региональный продукт (ВРП) – далеко не адекватный показатель благосостояния населения региона хотя бы из-за того, что немалая часть ВРП может потребляться за пределами региона. С другой стороны, денежные доходы населения из-за трансфертов могут не отражать продуктивность региональной экономики. К примеру, в 2003 г. ВРП на душу населения Чукотского АО по отношению к среднему по России составлял 3,5, тогда как душевой доход – 2,6, причём по сравнению с предыдущим годом относительный душевой ВРП вырос, а доход снизился (рассчитано по [15, с. 157-158 и 352-353]).

Другой аспект, связанный с данными – обеспечение их сопоставимости в пространстве. Для межстрановых исследований это требование очевидно, и достаточно просто реализуется пересчётом показателей по отдельным странам в единую валюту по официальному курсу или, что корректнее, паритету покупательной способности. Но оно не менее актуально и для регионов одной страны, несмотря на единство валюты, поскольку её покупательная способность значительно различается по регионам. Например, различие стоимости фиксированного набора товаров и услуг по регионам России составляло на конец 2007 г. 2,6 раза, (неофициального) индекса стоимости жизни по городам США в IV квартале 2002 г. – те же 2,6 раза (рассчитано по [15, с. 965-966; 17]). Отсюда ясно, что при рассмотрении межрегионального неравенства по доходам более корректно оперировать не номинальными, а реальными величинами<sup>1</sup>.

Термин «реальный» по отношению к некоторому стоимостному показателю означает, что он выражен в денежных единицах с одинаковой покупательной способностью. Но смысл этого термина различается в зависимости от того, подразумевается ли сопостави-

---

<sup>1</sup> Следует отметить, что рассмотрение неравенства по номинальным душевым доходам, вообще говоря, не лишено смысла. Так, считается, что основанные на экономических соображениях решения о переезде в другую местность принимаются работниками исходя из сопоставления не реальных, а номинальных доходов в разных местностях. Однако область исследований, где значимы номинальные величины, довольно узка.

мость во времени или между территориями. В первом случае показатель «очищается» от инфляции с помощью динамического индекса цен, например, индекса потребительских цен. Во втором – от различий цен между территориями, что требует использования территориальных индексов цен (индексов Джири-Хамиса, Элтетё-Кёвеша-Шульца и т.п. – см., например, [6]). В данной статье под реальными всегда имеются в виду показатели, сопоставимые между территориями. Официальных статистических данных о стоимости жизни в регионах (региональных уровнях потребительских цен, территориальных индексах цен) нет ни в одной стране. Поэтому исследователям приходится оценивать реальные доходы населения, используя тот или иной доступный показатель (обычно стоимость некоторого набора потребительских благ) в качестве индикатора регионального уровня стоимости жизни. А при отсутствии подходящих показателей, что не редкость для многих стран, – пользоваться номинальными доходами, приняв весьма сильное предположение о примерном равенстве стоимости жизни в регионах.

С ВРП дело обстоит ещё сложнее. Как величина созданной в регионе добавленной стоимости, ВРП, казалось бы, сопоставим между регионами страны. Однако это вовсе не так. Достаточно сказать, что цены строительной продукции с идентичными характеристиками значительно различаются по регионам России. И номинальные значения соответствующей составляющей ВРП не дают представления о действительно созданной в регионе стоимости в данной отрасли. Сходные соображения применимы и к другим компонентам ВРП. И приходим к проблеме, аналогичной возникающей в международных сопоставлениях: оценке «региональных паритетов покупательной способности». Она гораздо сложнее, чем оценка реальных доходов населения, поскольку для расчёта реального ВРП недостаточно единого индикатора, отражающего межрегиональные различия цен, для каждого из основных компонентов ВРП нужен свой индикатор. Методология и методика оценки реальных ВРП в России предложена в работах [3, 4]. Отличия реальных ВРП за 1999 г. от номинальных оказались весьма значительными: в диапазоне от –29% до +33% для произведённого ВРП и от –52% до +32% для используемого [4, с. 12 и 15]. Между тем из-за сложности подобной оценки исследователи, использующие ВРП при изучении межрегионального неравенства, как правило, вынуждены пользоваться номинальными величинами.

Открытость региональных экономик также требует явного учёта в теоретико-экономических и эконометрических моделях взаимодействий и взаимовлияния регионов. Этот вопрос будет затронут в двух следующих разделах.

## 2. ТЕОРИЯ РОСТА И НЕРАВЕНСТВО ПО ДОХОДАМ

Теоретической основой исследований динамики межрегионального неравенства по доходам является теория экономического роста. Ей посвящена обширная литература, и не было бы нужды обращаться к ней здесь, если бы не одно обстоятельство: среди исследователей, занимающихся экономическим неравенством территорий, довольно широко распространён стереотип, что теория экономического роста предсказывает конвергенцию экономик по доходам. По-видимому, его породили работы Р. Барро и Х. Сала-и-Мартина, в частности, [24, 25], основывающиеся на неоклассических моделях роста. Однако указанный вывод вовсе не вытекает даже из этих моделей.

Рассмотрим кратко, о чём говорят такие модели. Имеется замкнутая односекторная экономика, описываемая производственной функцией с экзогенным трудосберегающим технологическим прогрессом:  $Y = F(K, L \cdot A)$ , где  $Y$  – валовой доход,  $K$  – физический капитал,  $L$  – число работников,  $A$  – состояние технологии. При этом  $L(t) = L(0)e^{\nu t}$ ,  $\nu$  – темп прироста населения,  $t$  – время;  $A(t) = A(0)e^{\xi t}$ ,  $\xi$  – темп технологического прогресса. Производственная функция характеризуется постоянным эффектом масштаба и убывающей предельной производительностью. Весь произведённый доход  $Y(t)$  распределяется на производственное потребление и производственное накопление, так что  $\partial K(t)/\partial t = sY(t) - \delta K(t)$ , где  $\delta$  – норма амортизации, а  $s$  – норма накопления (сбережений), которая либо задаётся экзогенно, как в модели Солоу-Свана, либо является решением задачи максимизации общественного благосостояния, как в модели Рамсея в формулировке Касса и Купманса (тогда в общем случае  $s = s(t)$ , но равновесное значение  $s$ , которое нас только и будет интересоваться, не зависит от времени). Отметим, что производственная функция может включать также человеческий капитал (как, например, в модели Мэнкью-Ромера-Вейля), который здесь для простоты опущен<sup>2</sup>. Принято, что неработающее население отсутствует (т.е.  $L$  равно численности населения), поэтому душевой доход равен  $y(t) = Y(t)/L(t)$ . Так как производственная функция по предположению является однородной первой степени, то доход в расчёте на «эффективного работника»,  $\tilde{y}(t) = Y(t)/(L(t) \cdot A(t))$ , составляет  $\tilde{y}(t) = F(\tilde{k}(t), 1) \equiv \varphi(\tilde{k}(t))$ , где  $\tilde{k}$  – фондвооружённость эффективного работника.

Величина  $\tilde{y}$  в долгосрочном равновесии,  $\tilde{y}^* = \varphi(\tilde{k}^*)$ , определяется условием

$$s\varphi(\tilde{k}^*) = (\xi + \nu + \delta)\tilde{k}^*. \quad (1)$$

В случае производственной функции Кобба-Дугласа  $Y = cK^a \cdot (L \cdot A)^{1-a}$  линейно-

---

<sup>2</sup> Описание и анализ указанных моделей содержатся в [25, 40].

логарифмическое приближение условия (1) в окрестности равновесия (см., например, [40]) приводит к следующему соотношению:

$$\ln \tilde{y}(t) - \ln \tilde{y}^* = (\ln \tilde{y}(0) - \ln \tilde{y}^*) e^{-\lambda t}, \quad (2)$$

где  $\lambda$  – скорость сходимости траектории роста к равновесной. В зависимости от того, является накопление эндогенным или экзогенным,  $\lambda$  различным образом выражается через параметры модели. Однако в любом случае  $\lambda > 0$ , откуда следует  $\tilde{y}(t) \rightarrow \tilde{y}^*$  при  $t \rightarrow \infty$ .

Поскольку  $y(t) = \tilde{y}(t) \cdot A(0)e^{\xi t}$ , выражение (2) можно записать в виде

$$\ln y(t) = \ln \tilde{y}^* + \ln A(0) + \xi t + (\ln y(0) - \ln A(0) - \ln \tilde{y}^*) e^{-\lambda t}, \quad (3)$$

в котором  $\ln \tilde{y}^* + \ln A(0) + \xi t$  представляет собой траекторию равновесного роста. Исходя из (1),  $\tilde{y}^*$  можно выразить как  $\tilde{y}^* = g((\xi + v + \delta)/s)$ , где  $g(\cdot)$  – некоторая функция. Для перехода к эконометрическим моделям (3) преобразуется в выражение

$$\ln y(t) = \alpha + \beta_+ \ln y(0) \quad (4a)$$

или в эквивалентное выражение в терминах темпа роста душевого дохода

$$\ln(y(t)/y(0)) = \alpha + \beta \ln y(0), \quad (4б)$$

где  $\alpha = (1 - e^{-\lambda t})(\ln A(0) + \ln \tilde{y}^*) + \xi t$ ,  $\beta_+ = e^{-\lambda t} < 1$ ,  $\beta = \beta_+ - 1 = e^{-\lambda t} - 1 < 0$ . Часто также используется вариант (4б), в котором фигурирует среднегодовой темп роста за период  $(0, t]$ , для чего правая и левая части выражения (4б) делятся на  $t$ . Из (4б) видно, что поскольку  $\alpha > 0$  и  $\beta < 0$ , темп роста душевого дохода тем выше, чем ниже его исходный уровень  $y(0)$ .

Какие же выводы можно сделать, если имеется совокупность экономик  $\{i\}$ , описываемых рассмотренной моделью? Пусть эти экономики однородны, т.е. имеют одинаковые производственные функции  $f(\cdot)$  и параметры  $\xi$ ,  $v$ ,  $\delta$ ,  $s$  и  $A(0)$ , отличаясь только исходным уровнем душевого дохода  $y_i(0)$ , обусловленным различной исходной фондовооружённостью  $k_i(0) = K_i(0)/L_i(0)$ . Тогда все экономики имеют одну и ту же траекторию равновесного роста, и их индивидуальные траектории сходятся к ней, причём душевые доходы бедных экономик растут быстрее, чем богатых. Такая динамика носит название безусловной (или абсолютной) сходимости, её пример показан на рис. 1а. Как видно, безусловная сходимость в конечном счёте приведёт к выравниванию душевых доходов между экономиками. Однако из результатов основанного на (4а) или (4б) эконометрического анализа, подтверждающего гипотезу безусловной сходимости (оценка  $\beta_+$  значимо меньше 1 или оценка  $\beta$  значимо отрицательна), не обязательно следует конвергенция по доходам. Почему, будет рассмотрено в разделе 3.1.

Если же экономики неоднородны, то траектория роста каждой из них сходится к её собственной траектории равновесного роста. Такая ситуация называется условной сходимостью. В этом случае нельзя считать  $\alpha$  константой, одинаковой для всех экономик, она является некоторой функцией  $\alpha_i = \alpha' + \alpha(x_{i1}, \dots, x_{im})$ , аргументы которой представляют наблюдаемые параметры (например, средний темп роста населения  $v_i$ ) и индикаторы, описывающие – по мнению исследователя – ненаблюдаемые параметры:  $A_i(0)$ ,  $\xi_i$  и т.п.<sup>3</sup> Тогда (4б) принимает вид

$$\ln(y_i(t)/y_i(0)) = \alpha' + \alpha(x_{i1}, \dots, x_{im}) + \beta \ln y_i(0). \quad (5)$$

Условная сходимость говорит только о том, что душевой доход растёт тем быстрее, чем он дальше от равновесной (для данной экономики) величины, но не способна дать никакой информации о динамике неравенства по доходам. На рис. 1б приведён пример условной сходимости. На нём имеется две группы однородных экономик: траектории роста экономик 1 и 4 сходятся к равновесной траектории  $\ln \bar{y}_{1,4}^* + \ln A_{1,4}(0) + \xi_{1,4}t$ , экономик 3 и 5 – к  $\ln \bar{y}_{3,5}^* + \ln A_{3,5}(0) + \xi_{3,5}t$ , а экономика 2 имеет отдельную траекторию равновесного роста  $\ln \bar{y}_2^* + \ln A_2(0) + \xi_2t$ . В целом же наблюдается дивергенция экономик по доходам.

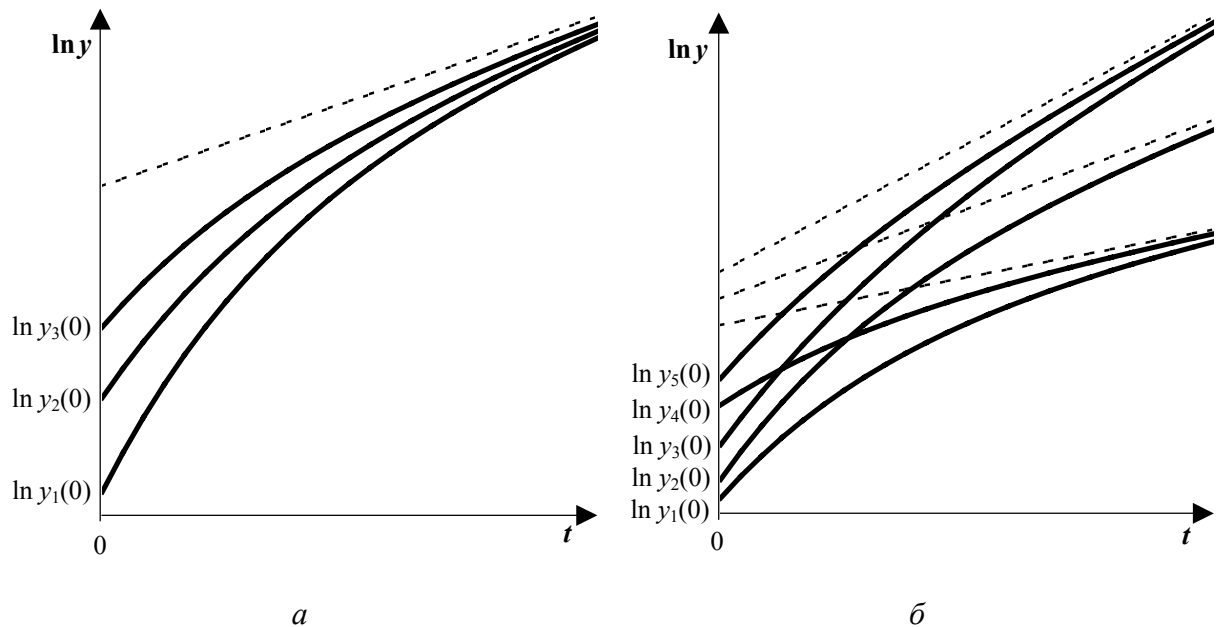


Рис. 1. Безусловная (а) и условная (б) сходимость  
Пунктиром обозначены траектории равновесного роста

<sup>3</sup> Вообще говоря, тогда и величину  $\beta$  нельзя полагать одинаковой для всех экономик: так, в модели с экзогенной нормой накопления  $\lambda = (1 - a)(\xi + v + \delta)$  в окрестности равновесия [25, с. 54], и если входящие в  $\lambda$  параметры у каждой экономики свои, то разными будут и значения  $\beta$ .



На рис. 1б показан частный случай. В зависимости от значений структурных параметров модели для отдельных экономик, т.е. взаимного расположения траекторий равновесного роста, и начальных уровней душевых доходов возможны следующие варианты динамики распределения доходов в рассматриваемой совокупности экономик.

1. Глобальная конвергенция экономик по доходам, например, в случае, когда темп технического прогресса во всех экономиках одинаков, т.е. траектории равновесного роста параллельны, и расстояние между крайними траекториями меньше исходного различия душевых доходов. Однако, в отличие от безусловной сходимости, неравенство по доходам в пределе не исчезает, а стабилизируется на некотором постоянном уровне.

2. Дивергенция экономик по доходам, например, когда каждая из них имеет свою траекторию равновесного роста, и эти траектории расходятся.

3. Локальная или кластерная конвергенция (поляризация) – конвергенция происходит внутри двух или более групп однородных экономик (образно именуемых в англоязычной литературе «клубами конвергенции»). Именно такому случаю соответствует рис. 1б. При этом средний по всем экономикам показатель неравенства может как уменьшаться, так и расти.

Таким образом, неоклассические модели роста предсказывают конвергенцию по доходам в единственном случае: при весьма сильном условии однородности рассматриваемых экономик. Если оно не выполняется, эти модели не могут сказать ничего определённого о динамике распределения доходов.

Из неоклассических моделей следует, что даже в случае условной сходимости экономический рост бедных экономик должен быть выше, чем богатых. Запишем (5) в виде  $\ln(y_i(t)/y_i(0)) - \alpha(x_{i1}, \dots, x_{im}) = \alpha' + \beta \ln y_i(0)$ . Левая часть этого выражения представляет собой темп роста душевого дохода, скорректированный на специфику экономики  $i$  (на различие траекторий равновесного роста). Так как  $\beta < 0$ , «скорректированный» темп роста тем выше, чем меньше величина  $y_i(0)$ .

Однако имеется ряд иных моделей, из которых вытекает отсутствие условной сходимости. Так, если нормы сбережений для разных видов доходов различны (сберегаемая часть зарплаты составляет  $s_1$ , а сберегаемая часть доходов, получаемых в виде процентов на капитал, –  $s_2$ ), то экономика может иметь два устойчивых равновесия  $\bar{Y}_1^*$  и  $\bar{Y}_2^*$ ,  $\bar{Y}_1^* < \bar{Y}_2^*$ . Хотя такая модель вписывается в неоклассическую парадигму (постоянный эффект масштаба и падающая предельная производительность), она предсказывает поляризацию даже в случае однородных экономик: рост экономик с низким начальным уровнем душевого

дохода сходится к траектории равновесного роста с  $\tilde{y}_1^*$ , а с высоким – к траектории с  $\tilde{y}_2^*$  («ловушка бедности») [48].

Из моделей экономического роста, не связанных с неоклассическими предпосылками, можно указать модель Ромера, в которой знания являются фактором производства, а предельная производительность возрастает. Эта модель приводит к следующему заключению: «Уровни душевого выпуска в разных странах не обязаны сходиться, рост в менее развитых странах может быть постоянно более медленным или даже вообще отсутствовать» [67, с. 1003]. Другой пример – модели с определёнными пороговыми эффектами. В модели Азариадиса-Дразена [22] производственная функция включает физический и человеческий капитал. При этом эластичность выпуска по капиталу имеет одно значение, если фондовооружённость ниже некоторого порога, и другое, когда она выше него; аналогично для человеческого капитала в расчёте на одного работника. Таким образом, экономика описывается одной из четырёх производственных функций, причём по мере накопления физического и человеческого капитала может происходить переход от одной из них к другой. Данной модели присущи множественные равновесия  $\tilde{y}^*$ , что приводит к весьма сложной динамике роста, отличной от условной сходимости.

Рассмотрим теперь, что происходит, если модель роста учитывает открытость экономики. Вариант модели Солоу-Свана с глобальными рынками труда и капитала был предложен в [33]. Однако оказалось, что предположение о совершенной интеграции рынков факторов производства приводит к бесконечной скорости сходимости. В [24] говорится о расширенной неоклассической модели, включающей международную торговлю и глобальный рынок капитала. В ней возникло значительное различие между добавленной стоимостью (ВВП, ВРП) и доходами населения. В случае однородных экономик для добавленной стоимости имела место безусловная сходимость, в то время как сходимость душевых доходов отсутствовала. Однако эмпирический анализ динамики ВРП и доходов населения штатов США не подтвердил эти выводы, и в [25] в модель был включён ряд дополнительных условий. В новой модели различие в поведении добавленной стоимости и доходов исчезло; анализ модели показал, что возможность движения капитала между экономиками приводит к ускорению процесса сходимости. Тем не менее модель обладает некоторыми парадоксальными свойствами. Авторы заключают, что пока нет удовлетворительного способа модифицировать модель Рамсея для случая открытой экономики [25, с. 190]. Но когда взаимодействие экономик ограничивается миграцией рабочей силы, свойства неоклассических моделей сохраняются, при этом скорость сходимости возрастает.

Иной способ взаимодействия между экономикками рассмотрен в [58]: перелив человеческого капитала. Как отмечается в [40], будет сходимость в этой модели безусловной или кластерной, зависит от характера взаимодействия, т.е. от того, распространяется ли оно одинаково на все экономики или же есть коалиции экономик, внутри которых взаимодействие сильнее, чем с экономикками, не входящими в коалицию. Модель, включающая такие коалиции в явном виде, представлена в [65]. Коалиции формируются из экономик со схожими уровнями человеческого капитала, поскольку взаимодействие между собой позволяет им увеличить текущее потребление. Вместе с тем включение в коалицию экономики с уровнем человеческого капитала ниже среднего по коалиции замедляет рост всех членов коалиции, что является причиной устойчивости коалиций во времени.

В заключение данного раздела обратимся к случаю, когда рассматриваемая совокупность экономик представляет собой российские регионы. Применительно к ней использование неоклассических или других моделей экономического роста на промежутке 1992-1998 гг. лишено смысла, поскольку тогда имел место не рост, а спад специфической природы – трансформационный. И теоретической основой анализа должна быть та или иная специальная модель, описывающая такой процесс (ряд соответствующих моделей имеется в литературе). Но к отрезку 1999-2007 гг. теория экономического роста, казалось бы, вполне применима. Однако она имеет дело с долгосрочным периодом; серьёзные эмпирические исследования охватывают интервалы в несколько десятков лет (в частности, также для того, чтобы элиминировать влияние экономических циклов). Сомнительно, что закономерности процесса экономического роста успели проявиться в России на столь коротком промежутке времени – всего лишь восемь лет.

### **3. МЕТОДЫ АНАЛИЗА**

#### **ПРОСТРАНСТВЕННОГО НЕРАВЕНСТВА ПО ДОХОДАМ**

Обобщённо можно выделить три подхода к эмпирическому исследованию межрегионального неравенства: анализ пространственных рядов, анализ временных рядов и анализ динамики распределения доходов. Для определённости далее будем говорить о регионах, хотя сказанное в данном разделе в равной степени относится и к межстрановому анализу. Регионы будут обозначаться индексом  $r$  (иногда также  $s$ );  $r = 1, \dots, N$ .

##### **3.1. Анализ пространственных рядов**

Пожалуй, самым популярным методом в исследованиях межрегионального неравенства по доходам является анализ  $\beta$ -сходимости (хотя в русскоязычной литературе при-

жился термин « $\beta$ -конвергенция», мы специально заменяем его другим, чтобы подчеркнуть отличие  $\beta$ -сходимости от конвергенции по доходам). Основанием применения метода, в дополнение к указанному в предыдущем разделе стереотипу, служит ещё один: что из  $\beta$ -сходимости следует конвергенция регионов по доходам. При этом также ссылаются на Р. Барро и Х. Сала-и-Мартину, хотя сами они постоянно подчёркивают, что это не так (например, в [25, с. 51-52 и 462-465]).

При анализе  $\beta$ -сходимости используются эконометрические версии уравнений (4а), (4б), (5). Рассматриваются душевые доходы в регионах  $\{y_{rt}\}$  в два момента времени  $t = 0$  и  $t = T$ . С учётом случайных отклонений  $\varepsilon_r$  (4а) и (4б) приобретают, соответственно, вид

$$\ln y_{rT} = \alpha + \beta \ln y_{r0} + \varepsilon_r, \quad (6a)$$

$$\ln(y_{rT}/y_{r0}) = \alpha + \beta \ln y_{r0} + \varepsilon_r; \quad (6б)$$

объясняемую переменную в (6б) часто представляют в виде среднегодовых темпов роста:

$$\ln(y_{rT}/y_{r0})/T = \alpha + \beta \ln y_{r0} + \varepsilon_r. \quad (6в)$$

Когда используется модель (6а), тестируется гипотеза  $\beta_+ < 1$ , когда модель (6б) или (6в) – гипотеза  $\beta < 0$ . Если гипотеза не отвергается, то имеет место безусловная  $\beta$ -сходимость.

В уравнении (5) функция  $\alpha(x_{66}, \dots, x_{rm})$  как правило, представляется в линейно-логарифмическом виде, что приводит к следующим его эконометрическому варианту:

$$\ln(y_{rT}/y_{r0})/T = \alpha + \beta \ln y_{r0} + (\alpha_0 + \alpha_1 \ln x_{66} + \dots + \alpha_m \ln x_{rm}) + \varepsilon_r. \quad (7)$$

Напомним, что  $x_{66}, \dots, x_{rm}$  – переменные, описывающие (по мнению исследователя) параметры, входящие в неоклассическую модель роста. Если гипотеза  $\beta < 0$  в (7) не отвергается, то имеет место условная  $\beta$ -сходимость.

Обратимся сперва к безусловной  $\beta$ -сходимости. Отрицательная связь между темпом роста душевого дохода и исходным уровнем дохода ( $\beta < 0$ ) означает, что душевой доход в бедных регионах растёт быстрее, чем в богатых. При этом, казалось бы (и как следует из рис. 1а), неравенство по доходам между регионами должно сокращаться, например, с ростом  $t$  должна уменьшаться дисперсия логарифмов душевого дохода  $\sigma_t^2 = \sigma^2(\ln y_t)$ . Такое умозаключение было бы верным, если бы динамика роста регионов строго следовала теоретическим траекториям, изображённым на рис. 1а. Тогда исходно более бедный регион постоянно оставался бы беднее, чем более богатый, хотя разрыв в доходах между ними непрерывно бы сокращался; другими словами, ранжирование регионов по доходам оставалось бы неизменным. Но в жизни-то дело обстоит не так. Из-за каких-то обстоятельств, не учитываемых в теоретической модели (случайных возмущений  $\varepsilon_r$  в её эконометриче-

ском варианте) часть регионов может «обгонять» свою теоретическую траекторию, а значит, и опережать другие регионы (вместо того, чтобы догонять их), а часть – «отставать» от неё<sup>4</sup>. Другими словами, имеет место относительная мобильность регионов (более подробно о ней будет сказано в разделе 3.3). В этом случае  $\beta$ -сходимость не обязательно приводит к конвергенции по доходам, в частности, к снижению  $\sigma_t^2$ , т.е. к  $\sigma$ -конвергенции (к ней мы также вернёмся в разделе 3.3). Вывод о  $\sigma$ -конвергенции на основе того, что оценка  $\beta_+$  в (6а) меньше 1, – аналог парадокса Гальтона<sup>5</sup>, на что указывал целый ряд авторов: [46, 63, 71] и др.

Эти неформальные рассуждения можно облечь в строгую форму [25, с. 50-51]. Примем, что динамика доходов описывается уравнением (6а) с  $\beta_+ < 1$  для моментов времени  $t - 1$  и  $t$  вместо 0 и  $T$ . Пусть  $N$  достаточно велико, а остатки регрессии  $\varepsilon_t$  имеют нулевое среднее, одинаковую для всех регионов дисперсию  $\sigma_\varepsilon^2$  и не зависят от времени и региона. Тогда предел  $\sigma_t^2$  при  $t \rightarrow \infty$  равен  $\sigma^2 = \sigma_\varepsilon^2 / (1 - \beta_+^2)$ , а дисперсия логарифмов доходов имеет динамику  $\sigma_t^2 = \sigma^2 + (\sigma_0^2 - \sigma^2)\beta_+^{2t}$ , где  $\sigma_0^2$  – значение  $\sigma_t^2$  при  $t = 0$ . Следовательно, неравенство по доходам будет снижаться только если  $\sigma_0^2 > \sigma^2$ ; в противном случае оно растёт, несмотря на наличие  $\beta$ -сходимости. Отсюда также вытекает, что из  $\sigma$ -конвергенции следует  $\beta$ -сходимость, обратное же неверно.

Таким образом, для анализа тенденций межрегионального неравенства по доходам разумнее анализировать непосредственно динамику какого-либо показателя неравенства. Если имеет место конвергенция по доходам, то анализ  $\beta$ -сходимости не даёт никакой дополнительной информации. Если же конвергенции нет, то результаты анализа  $\beta$ -сходимости могут ввести в заблуждение.

Приведём яркий пример таких случаев. В качестве  $y_{t0}$  возьмём среднедушевые (номинальные) денежные доходы по регионам России за 2005 г. [15, с. 157-158], рассматривая составные субъекты Федерации как единые регионы (тогда число регионов – без Чеченской Республики – составляет 79). Данные для конечного момента времени  $y_{tT}$  постро-

<sup>4</sup> Приведём прозрачный пример двух стран с несинхронными экономическими циклами. Если на каком-то отрезке времени более бедная страна находится в фазе подъёма цикла, а более богатая – в фазе спада, то более бедная страна может на некоторое время опередить более богатую.

<sup>5</sup> Френсис Гальтон обнаружил, что у высоких родителей взрослые дети обычно ниже их, а у низких родителей – выше (отсюда, кстати, и происходит термин «регрессия») [49]. Из этого, казалось бы, следует вывод, что со временем рост всех взрослых людей должен стать одинаковым (вопреки встречающимся в литературе утверждениям, сам Гальтон вовсе не делает такого вывода, напротив, он объясняет, почему этого не происходит [49, с. 256], так что названия «парадокс Гальтона» или «заблуждение Гальтона» несправедливы). Если отвлечься от некоторых деталей, формальная запись найденной Гальтоном зависимости – это как раз уравнение (6а) (без логарифмов) с  $\beta_+ = 2/3$ .

им так, чтобы распределение доходов осталось прежним, гарантируя отсутствие конвергенции регионов по доходам. Для этого просто поменяем местами доходы в регионах, соседствующих друг с другом в исходной таблице из [15]. Результаты оценки регрессии (6в) с такими переменными (принято, что  $T = 1$ ) содержатся в первой строке табл. 1.

Таблица 1

**Парадоксы  $\beta$ -сходимости**

Регрессия	Константа $\alpha$		$\beta$	
	Оценка	$p$ -значение	Оценка	$p$ -значение
$\ln(y_{rT}/y_{r0}) = \alpha + \beta \ln y_{r0} + \varepsilon_r$	5,992 (0,945)	0,000	-0,687 (0,108)	0,000
$\ln(y_{r0}/y_{rT}) = \alpha + \beta \ln y_{rT} + \varepsilon_r$	5,992 (0,945)	0,000	-0,687 (0,108)	0,000
$\ln(y'_{rT}/y_{r0}) = \alpha + \beta \ln y_{r0} + \varepsilon_r$	11,985 (1,889)	0,000	-0,375 (0,217)	0,087
$\ln(y_{r0}/y'_{rT}) = \alpha + \beta \ln y'_{rT} + \varepsilon_r$	5,992 (0,945)	0,000	-0,844 (0,054)	0,000

В скобках приведены стандартные ошибки оценок.

Несмотря на то, что за промежуток времени от 0 до  $T$  неравенство не изменилось (стандартное отклонение логарифмов дохода  $\sigma(\ln y_0) = \sigma(\ln y_T) = 0,407$ , коэффициент Джини  $G(y_0) = G(y_T) = 0,237$ ), регрессионный анализ говорит о  $\beta$ -сходимости ( $\beta < 0$ ). Вот он, парадокс Гальтона! Естественно ожидать, что если  $\beta$ -сходимость имеет место при переходе от  $\{y_{r0}\}$  к  $\{y_{rT}\}$ , то в обратную сторону (от  $\{y_{rT}\}$  к  $\{y_{r0}\}$ ) её быть не должно. Но вторая строка табл. 1 показывает, что и в обратную сторону наблюдается  $\beta$ -сходимость (к тому же оценки регрессии вообще не меняются). Более того,  $\beta$ -сходимость, причём двухсторонняя, может обнаруживаться и при росте неравенства по доходам. Возведём доходы в момент  $T$ , построенные указанным выше способом, в квадрат:  $y'_{rT} = y_{rT}^2$ . Тогда показатели неравенства в конечный момент  $T$  увеличиваются вдвое и больше по сравнению с исходным моментом 0:  $\sigma(\ln y'_{rT}) = 0,815$ ,  $G(y'_{rT}) = 0,503$ . Результаты оценки соответствующей регрессии приведены в третьей строке табл. 1. Оценка  $\beta$  снова отрицательна (и значима на уровне 10%)! В обратную сторону тоже имеет место  $\beta$ -сходимость (четвёртая строка табл. 1), но здесь это уже не противоречит здравому смыслу, поскольку при переходе от  $\{y'_{rT}\}$  к  $\{y_{r0}\}$  неравенство снижается.

Не следует думать, что рассмотренные парадоксы появляются только в искусственных примерах. Так, двухсторонняя  $\beta$ -сходимость наблюдается для душевых номинальных доходов по российским регионам в 1995 и 2001 гг. с  $\beta = -0,054$  в прямом направлении времени и  $\beta = -0,055$  в обратном; правда, обе оценки значимы лишь на уровне 15% (рассчитано по данным [15, с. 157-158]). В [71] обнаружена двухсторонняя  $\beta$ -сходимость (в прямом направлении  $\beta = -0,21$ , в обратном  $\beta = -0,43$ ) при рассмотрении доходов по стра-

нам Латинской Америки в 1960 и 1998 гг.

Иногда высказывают мнение, что безусловная  $\beta$ -сходимость, действительно, сомнительный инструмент анализа тенденций пространственного неравенства, однако к условной  $\beta$ -сходимости это не относится. Но, во-первых, как было показано в предыдущем разделе, условная  $\beta$ -сходимость вообще не способна дать никакой информации о динамике неравенства по доходам. Во-вторых, всё сказанное выше относительно безусловной  $\beta$ -сходимости справедливо и для условной, поскольку регрессия (7) наследует все недостатки (6а)-(6в). Представим (7) в эквивалентном виде, аналогичном (6а):

$$\ln y_{rT} = \alpha + \beta \ln y_{r0} + (\alpha_0 + \alpha_1 \ln x_{66} + \dots + \alpha_m \ln x_{rm}) + \varepsilon_r. \quad (8)$$

Условная  $\beta$ -сходимость означает, что сходимость будет наблюдаться при условии учёта различий региональных экономик (т.е. траекторий равновесного роста), описываемых переменными  $x_{66}, \dots, x_{rm}$ . Другими словами, как говорилось в предыдущем разделе, можно скорректировать душевые доходы  $y_{rT}$  (или темп роста доходов) на региональные различия,  $\ln y_{rT}^\circ = \ln y_{rT} - (\alpha_0 + \alpha_1 \ln x_{66} + \dots + \alpha_m \ln x_{rm})$ , и тогда сходимость станет безусловной. Поскольку параметры  $\alpha_0, \dots, \alpha_m$  неизвестны, скорректированные доходы рассчитываются как  $\ln y_{rT}^\circ = v_r$ , где  $v_r$  – оценки остатков регрессии  $\ln y_{rT} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln x_{66} + \dots + \alpha_m \ln x_{rm} + v_r$ . После чего из (8) получаем  $\ln y_{rT}^\circ = \alpha + \beta \ln y_{r0} + \varepsilon_r$  или  $\ln(y_{rT}^\circ / y_{r0}) / T = \alpha + \beta \ln y_{r0} + \varepsilon_r$ , т.е. регрессию, полностью аналогичную (6в). И применительно к ней можно снова говорить о парадоксе Гальтона и т.п.

С условной  $\beta$ -сходимостью связана и специфическая проблема связи между исходной теоретической моделью роста и регрессией вида (8). Возвращаясь к теоретическому соотношению (3), в регрессии (8), по сути, оцениваются  $\tilde{y}_r^* = g((\xi_r + v_r + \delta_r) / s_r)$  – т.е. параметры функции  $g(\cdot)$  – и, возможно,  $A_r(0)$  и  $\xi_r$ , выраженные как функции других экономических переменных. Дополнительные переменные  $x_{66}, \dots, x_{rm}$  выбираются применительно к конкретному случаю, при этом выбор обосновывается некоторыми эвристическими соображениями. В [40, с. 277-281] перечисляется несколько десятков показателей, использовавшихся различными авторами в качестве переменных  $x_{rj}$  в межстрановых исследованиях (среди них, например, такие как уровень коррупции, господствующая религия, степень правопорядка). Далеко не ясно, каким образом такие переменные могут входить в теоретическую модель, а если будут включены в неё, приведёт ли это к регрессии вида (8). Отсутствуют также более или менее строгие основания представления функции  $\alpha(x_{66}, \dots, x_{rm})$  в линейно-логарифмическом виде. Ещё одна проблема – возможность эндогенности переменных (обратной причинной зависимости), когда не изменение значения некоторой пе-

ременной  $x_{rj}$  даёт некоторый вклад в экономический рост, а наоборот, вызвано ростом.

Развитием анализа пространственных рядов является анализ панельных данных, где панель трактуется как совокупность пространственных рядов, наблюдаемых в несколько моментов времени. Этот метод позволяет лучше учесть неоднородность регионов, а также принять во внимание изменение параметров во времени. Однако все принципиальные проблемы, связанные с  $\beta$ -сходимостью, остаются (и к ним добавляются новые, связанные со спецификой панельного анализа). Не останавливаясь на этом вопросе, отсылаем читателя к работам [40, 59], где он подробно рассмотрен.

Итак, и безусловная, и условная  $\beta$ -сходимость бесполезны в исследованиях тенденций динамики межрегионального неравенства по доходам. Их широкое использование в таких исследованиях основано на массовом заблуждении, порождённом двумя рассмотренными стереотипами. Значит ли это, что сама концепция  $\beta$ -сходимости порочна? Отнюдь. Дело не в ней самой, а в неверной её интерпретации, использовании не по назначению. С помощью анализа  $\beta$ -сходимости пытаются получить ответ на вопрос, на который этот метод в принципе не способен ответить. Эмпирический анализ  $\beta$ -сходимости позволяет только выяснить, обладает ли поведение экономик свойствами, вытекающими из той или иной модификации неоклассической модели роста. Сфера его применения довольно узка – верификация теоретических моделей экономического роста<sup>6</sup>.

Не отрицает всё сказанное выше и корректность использования анализа пространственных рядов (как и панелей) для изучения межрегионального неравенства по доходам. Регрессии типа (7) и (8) вполне применимы в этих целях, если отказаться от неверной интерпретации  $\beta$ -сходимости или вообще отойти от этой концепции. В последнем случае исследователь уже не связан той моделью роста, которой порождена данная концепция (а знак  $\beta$  или  $\beta_+ - 1$  не несёт predetermined интерпретационной нагрузки); исходные доходы  $y_{t0}$  могут вообще отсутствовать в составе объясняющих переменных. Да и сам тип регрессии заранее не ограничен: она может быть аддитивной, мультипликативной (аддитивной в логарифмах) или какой-либо другой. Цель анализа теперь состоит не в том, чтобы определить, имеет ли место конвергенция регионов по доходам, а в том, чтобы выяснить, от чего зависит душевой доход или темп его роста в регионе, т.е. чем определяется межрегиональное неравенство. Его можно назвать «причинно-следственным анализом

---

<sup>6</sup> Правда, и тут возможности данного метода весьма ограничены, на что указывалось во многих работах, например, в [40] (добавим к этому, что непонятно также, как интерпретировать случаи двухсторонней  $\beta$ -сходимости). Однако этот вопрос выходит за рамки данной статьи.



пространственных рядов».

Однако проблема связи с экономической теорией не исчезает. Почти всегда можно подобрать некоторый набор переменных, которые будут значимо связаны с объясняемой переменной. И тогда возникает вопрос: каковы теоретические основания найденной зависимости? Каков механизм воздействия факторов, описываемых подобранными переменными, на изучаемое явление? Лучшим ответом на эти вопросы была бы теоретическая модель (как исходный пункт анализа или как его результат), но зачастую авторы таких работ ограничиваются качественными соображениями.

Как указывалось в начале статьи, вследствие открытости региональных экономик эконометрические модели должны явно учитывать взаимодействия и взаимовлияния регионов. Очевидный способ – включение в регрессию переменных, характеризующих взаимодействие регионов. Например, в [25] при анализе  $\beta$ -сходимости между регионами ряда стран в регрессии (7) наряду с другими переменными присутствует среднегодовое сальдо миграции в регион<sup>7</sup>. Однако такой способ описания взаимодействия регионов не является исчерпывающим, всегда остаются не учтённые (например, ненаблюдаемые) пути влияния регионов друг на друга. Это приводит к явлению, аналогичному автокорреляции во временных рядах, – пространственной автокорреляции. Её наличие вызывает сходные последствия: смещённость ошибок оценок регрессии (в некоторых случаях возможна и несостоятельность самих оценок), что приводит к смещению статистических выводов.

Ось времени одномерна и наблюдения на ней естественно упорядочены, наблюдение с лагом (предшествующее данному) всегда единственно. В пространстве это не имеет места, поэтому явление автокорреляции в пространственных рядах гораздо сложнее, чем во временных. Имеется специальная область эконометрики, занимающаяся пространственной автокорреляцией – пространственная эконометрика [19-21, 57]. В ней разработано несколько подходов к моделированию пространственных взаимовлияний. Пусть исходной является регрессионная модель  $z_r = \alpha_0 + \alpha_1 x_{r66} + \dots + \alpha_m x_{rm} + \varepsilon_r$ , в матричной записи имеющая вид

$$\mathbf{z} = \mathbf{X}\boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\varepsilon}, \tag{9}$$

где  $\mathbf{z}$  – вектор-столбец объясняемой переменной размерности  $N \times 1$  (например, душевые доходы в регионах или темп их роста),  $\mathbf{X}$  – матрица объясняющих переменных, включая константу, размерности  $N \times (m + 1)$ ,  $\boldsymbol{\alpha}$  – вектор-столбец оцениваемых коэффициентов раз-

---

<sup>7</sup> К слову, это может служить иллюстрацией к отмеченной выше проблеме эндогенности. Вполне вероятно, что положительное сальдо миграции в регион является не причиной более высоких темпов экономического роста в нём, а следствием: ускоренный рост доходов стимулирует приток мигрантов из других регионов.

мерности  $(m + 1) \times 1$  и  $\boldsymbol{\varepsilon}$  – вектор-столбец остатков регрессии размерности  $N \times 1$ . Различные подходы отличаются способом моделирования пространственных эффектов, модифицирующим исходную модель (9). Выбор того или иного подхода определяется содержательными соображениями, обсуждаемыми в литературе ([20, 59] и др.).

Один из подходов основывается на том, что объясняемые переменные предполагаются автокоррелированными. Включение в (9) авторегрессионного члена даёт модель пространственной авторегрессии (spatial autoregression model):

$$\mathbf{z} = \mathbf{X}\boldsymbol{\alpha} + \rho\mathbf{W}\mathbf{z} + \boldsymbol{\varepsilon}. \quad (10)$$

В этой модели  $\rho$  – коэффициент авторегрессии, а  $\mathbf{W}\mathbf{z}$  носит название пространственного лага, являющегося аналогом предшествующего наблюдения (переменной с лагом) в моделях временных рядов. Обозначим  $\mathbf{W}\mathbf{z} = \mathbf{z}_{(-1)} = (z_{r(-1)})$ . Для данного  $r$  пространственный лаг представляет собой взвешенное среднее пространственных наблюдений (отличных от  $r$ -го, поскольку всегда принимается  $w_{rr} = 0$ ):  $z_{r(-1)} = \sum_{s=1}^N w_{rs} z_s$ . Матрица пространственных

весов  $\mathbf{W} = (w_{rs})$  имеет размерность  $N \times N$ , её элементы  $w_{rs}$  характеризуют вклад региона  $s$  во влияние на величину  $z_r$  в регионе  $r$ ; обычно их нормируют так, чтобы сумма по строке матрицы равнялась единице. Наиболее часто  $\mathbf{W}$  представляет собой «матрицу соседства»:  $w_{rs} = 1/n_r$ , если регионы  $r$  и  $s$  соседствуют друг с другом (имеют общую границу), и  $w_{rs} = 0$  в противном случае;  $n_r$  – общее число регионов, соседних с  $r$ . Тогда пространственный лаг региона является просто средним значением величин  $z_s$  в соседних регионах. Однако единого рецепта выбора весов нет. Альтернативный способ построения матрицы соседства – считать соседними регионы, расстояние между которыми не превышает некоторую заданную величину. В качестве весов  $w_{rs}$  используют также убывающие функции расстояния (физического или экономического) между регионами. Некоторые конкретные примеры можно увидеть в разделе 4.1.

Другой подход состоит в том, что автокоррелированными считаются остатки регрессии (9), что приводит к модели пространственной автокорреляции остатков (spatial error model):

$$\mathbf{z} = \mathbf{X}\boldsymbol{\alpha} + \mathbf{v}, \mathbf{v} = \rho\mathbf{W}\mathbf{v} + \boldsymbol{\varepsilon}. \quad (11)$$

В этой модели автокоррелированы и объясняемая, и объясняющие переменные: если объединить оба уравнения модели (11), получим  $\mathbf{z} = \mathbf{X}\boldsymbol{\alpha} + \rho\mathbf{W}\mathbf{z} - \rho\mathbf{W}\mathbf{X}\boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\varepsilon}$ . Отметим, что в случае «чистой» пространственной автокорреляции, при отсутствии регрессоров  $\mathbf{X}$ , модели (10) и (11) совпадают.

Наличие пространственных лагов в регрессиях (10) и (11) приводит к эндогенности и, следовательно, неприменимости обычного метода наименьших квадратов. Для них нужны специальные методы оценивания: метод максимального правдоподобия, обобщённый метод моментов, метод инструментальных переменных и др.

Ещё один подход, как и предыдущий, основан на предположении о том, что остатки регрессии (9) скоррелированы между собой, но модифицируется не сама регрессия, а матрица ковариаций её остатков  $\mathbf{\Omega} = (\omega_{rs}) = (\text{cov}(\varepsilon_r, \varepsilon_s))$  и используется обобщённый метод наименьших квадратов. При этом необходимы какие-либо предположения о строении  $\mathbf{\Omega}$ . Так, естественно предположить, что взаимовлияние регионов убывает с расстоянием между ними  $L_{rs}$ , приняв, например, что  $\omega_{rs} = \kappa + \mu \cdot \exp(-\lambda L_{rs})$ ,  $\lambda > 0$ . Коэффициенты  $\kappa$ ,  $\mu$  и  $\lambda$  оцениваются с помощью регрессии  $\varepsilon_r \varepsilon_s = \kappa + \mu \cdot \exp(-\lambda L_{rs}) + \xi_{rs}$ , где  $\{\varepsilon_r\}$  – оценки остатков регрессии (9), после чего с помощью полученной матрицы ковариаций заново оцениваются коэффициенты регрессии (9).

Существует ряд тестов на пространственную автокорреляцию. Самый простой и наиболее популярный в пространственной эконометрике тест основан на  $I$ -статистике Морана – пространственном аналоге статистики Дарбина-Уотсона [19, 21]. Применительно к регрессии (9) эта статистика рассчитывается как  $I = \boldsymbol{\varepsilon}' \mathbf{W} \boldsymbol{\varepsilon} / \boldsymbol{\varepsilon}' \boldsymbol{\varepsilon}$ , где штрих обозначает операцию транспонирования. Статистически значимое отличие  $I$  от нуля говорит об автокоррелированности остатков регрессии и, следовательно, о необходимости изменения спецификации модели, например, путём использования модели вида (10) или (11) вместо (9). Тест на пространственную автокорреляцию можно применить и непосредственно к исходным данным, в этом случае  $I = \mathbf{z}' \mathbf{W} \mathbf{z} / \mathbf{z}' \mathbf{z} = \text{cov}(z, z_{(-1)}) / \sigma^2(z)$ .

Пространственная автокорреляция может быть довольно просто визуализирована. Пусть  $z_r$  – душевой доход в регионе  $r$ ,  $\mathbf{W}$  – простая матрица соседства (тогда пространственный лаг  $z_{r(-1)}$  представляет собой средний душевой доход в соседних регионах),  $z^*$  – граница между высокими и низкими доходами (например, средний по всем регионам доход). Морановская диаграмма рассеяния строится в координатах  $z$  и  $z_{(-1)}$  и на ней выделяются четыре квадранта:  $HH$  – богатые регионы, окружённые богатыми ( $z_r > z^*$  и  $z_{r(-1)} > z^*$ ),  $HL$  – богатые регионы, окружённые бедными ( $z_r > z^*$  и  $z_{r(-1)} < z^*$ ),  $LL$  – бедные регионы, окружённые бедными ( $z_r < z^*$  и  $z_{r(-1)} < z^*$ ),  $LH$  – бедные регионы, окружённые богатыми ( $z_r < z^*$  и  $z_{r(-1)} > z^*$ ). Сосредоточение наблюдений в квадрантах  $HH$  и  $LL$  служит свидетельством наличия пространственной автокорреляции (на этот график иногда наносят также линию регрессии  $z$  по  $z_{(-1)}$ ). Интересную картину взаимовлияния регионов может дать гео-

графическая карта, на которой принадлежность региона к той или иной из указанных групп обозначена цветом.

Нужно отметить, что несмотря на важность пространственных взаимовлияний (и весьма вероятную опасность ошибочной спецификации эконометрической модели при пренебрежении ими), методы пространственной эконометрики нечасто применяются при анализе пространственных рядов.

### 3.2. Анализ временных рядов

То, что в действительности долгосрочная динамика душевых доходов в регионах следует трендам, изображённым на рис. 1 – отнюдь не факт. Не исключено, что для каждого региона она представляет собой, например, случайное блуждание с дрейфом. Хотя никакой тенденции к конвергенции регионов по доходам в этом случае не имеется, в некоторые моменты времени доходы в регионах могут случайно сблизиться. Отсюда вытекает целесообразность непосредственного изучения динамики, т.е. моделирования временных рядов душевых доходов в регионах.

Использованный Дж. Карлино и Л. Миллсом в [36] метод исходит из неоклассической модели роста. Упрощённо его идея состоит в следующем. Предполагается, что душевой доход в регионе  $y_{rt}$  относительно среднего по стране стремится к равновесному значению  $y_r^*$  (различие равновесий по регионам соответствует условной сходимости). Тогда  $\ln y_{rt} = \ln y_r^* + d_{rt}$ , где  $d_{rt}$  – отклонение от равновесия, моделируемое линейным трендом со случайными возмущениями:  $d_{rt} = d_{r0} + \delta_r t + v_t$ , в котором  $d_{r0}$  – отклонение от равновесия при  $t = 0$ , а  $\delta_r$  – скорость сходимости к равновесию (в отличие от модели  $\beta$ -сходимости, своя для каждого региона). Отсюда  $\ln y_{rt} = (\ln y_r^* + d_{r0}) + \delta_r t + v_t$ . Если исходное отклонение от равновесия положительно ( $d_{r0} > 0$ ), следует ожидать, что тренд окажется отрицательным ( $\delta_r < 0$ ) и наоборот. Приняв, что стохастический процесс  $v_t$  – авторегрессионный первого порядка<sup>8</sup>,  $v_t = \rho v_{t-1} + \varepsilon_t$ , получим  $\ln y_{rt} = \alpha_r + \rho \ln y_{r,t-1} + \delta'_r t + \varepsilon_t$ , где  $\delta'_r = (1 - \rho)\delta_r$ . Цель эконометрического анализа – определить, действительно ли динамика душевых доходов в регионе описывается данной моделью. Это будет иметь место, если временной ряд  $\{\ln y_{rt}\}_{t=0, \dots, T}$  стационарен относительно тренда, т.е. когда  $\rho < 1$  (отвергается гипотеза единичного корня  $\rho = 1$ ). Такой случай назван стохастической сходимостью.

Нетрудно видеть, что рассмотренный метод представляет интерес только с точки зрения верификации моделей экономического роста, информации относительно конвер-

---

<sup>8</sup> Это условие использовано только для простоты изложения. На самом деле в [36] (а также в [31, 43]) приняты более общие предположения о характере автокорреляции.

генции регионов по доходам он не даёт. Действительно, допустим, что мы обнаружили стохастическую сходимости для всех рассматриваемых регионов. Это означает, что траектории логарифмов относительных душевых доходов описываются линейными трендами со своей скоростью у каждого региона, причём у части регионов она положительна, а у части – отрицательна. Поскольку равновесные величины  $y_r^*$  ненаблюдаемы, невозможно сказать, какова динамика распределения доходов во всей совокупности регионов, происходит ли конвергенция или дивергенция регионов по доходам. Да и описание сходимости с помощью линейных трендов неудачно: ведь, следуя ему, доход после достижения равновесного значения станет удаляться от него.

А. Бернар и С. Дурлауф предложили иной путь [31]. Исходя из их определения, сходимость душевых доходов между регионами  $r$  и  $s$  имеет место, если

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E(\ln y_{rt} - \ln y_{st}) = 0, \quad (12)$$

где  $E(\cdot)$  означает математическое ожидание. Это выражение следует из неоклассической модели роста – см. уравнение (3) – для пары однородных регионов. Для тестирования временных рядов на соответствие определению (12) использована модель  $\ln y_{rst} = v_t$ , где  $\ln y_{rst} = \ln y_{rt} - \ln y_{st}$ . Приняв, что  $v_t = \rho v_{t-1} + \varepsilon_t$ , получаем стандартное уравнение тестирования временного ряда на стационарность:  $\ln y_{rst} = \rho \ln y_{rs,t-1} + \varepsilon_t$ . Ряд  $\{y_{rst}\}_{t=0, \dots, T}$  стационарен и, следовательно, удовлетворяет соотношению (12), при  $\rho < 1$ . Близкий метод предложен П. Эвансом и Г. Каррасом [43]. При этом вместо (12) используется условие вида  $\lim_{t \rightarrow \infty} E(\ln y_{rt} - \ln \bar{y}_t) = \mu_r$ , где  $\bar{y}_t$  – среднее по всем регионам, а  $\mu_r$  – произвольная константа.

Это позволяет анализировать как безусловную ( $\mu_r = 0$  для всех  $r$ ), так и условную ( $\mu_r \neq 0$  хотя бы для одного  $r$ ) сходимость. Главное же отличие состоит в анализе сходимости не между парами регионов, а всех регионов друг к другу, для чего тестируется стационарность панели размерности  $T \times N$ , трактуемой как совокупность временных рядов  $\ln y_{rt} - \ln \bar{y}_t$ , наблюдаемых в  $N$  объектах. Б. Хобейн и Ф.Г. Фрэнсис [53] определяют сходимость доходов непосредственно в терминах стационарности. Наряду с соответствующим тестом они предлагают алгоритм выявления кластеров регионов, доходы в которых сходятся друг к другу.

Выражение (12) непосредственно говорит о конвергенции регионов  $r$  и  $s$  по доходам. Для всей совокупности регионов она будет происходить, если (12) выполняется для  $N - 1$  пары регионов, в которых один из элементов зафиксирован как база сравнения. Однако метод тестирования временных рядов на соответствие определению (12), используемый в

[31], гораздо уже данного определения<sup>9</sup>. Стационарность ряда  $\{\ln y_{rst}\}_{t=0, \dots, T}$  означает, что доходы в регионах уже  $r$  и  $s$  совпадают с точностью до случайных возмущений, т.е. собственно процесс конвергенции уже завершился и динамика доходов в обоих регионах определяется траекторией равновесного роста. О чём же говорит тест на стационарность? О том, что действие единичного случайного возмущения временно, вызванное им отклонение от траектории  $\ln y_{rst} = 0$  со временем затухает (уменьшаясь наполовину за время  $\theta = -\ln 0,5 / \ln \rho$ ), и различие доходов возвращается на прежнюю траекторию. Таким образом, здесь сходимостью описывает краткосрочные свойства динамики доходов – поведение временных отклонений от заданной долгосрочной траектории  $\ln y_{rst} = 0$ .

Если же происходит конвергенция как таковая, т.е. постоянное уменьшение (с точностью до случайных возмущений) ненулевого разрыва в доходах между  $r$  и  $s$ , то ряд  $\ln y_{rst}$ , удовлетворяя определению (12), оказывается нестационарным. В этом случае сочетаются две сходимости: долгосрочная – сходимостью долгосрочных трендов доходов в регионах  $r$  и  $s$  друг к другу (т.е. сходимостью  $\ln y_{rst}$  к 0), и краткосрочная, как в предыдущем случае, – сходимостью фактических траекторий, испытывающих действие краткосрочных возмущений, к долгосрочным трендам (т.е. стационарностью  $\ln y_{rst}$  относительно долгосрочного тренда). Различие между долгосрочной и краткосрочной сходимостью иллюстрирует рис. 2. На рис. 2а изображён случай, соответствующий гипотезе, тестируемой в [31]; на рис. 2б – процесс, сочетающий долгосрочную и краткосрочную сходимости. Такие процессы метод тестирования, предложенный А. Бернардом и С. Дурлауфом, не выявляет (что отмечают они сами в [32]).

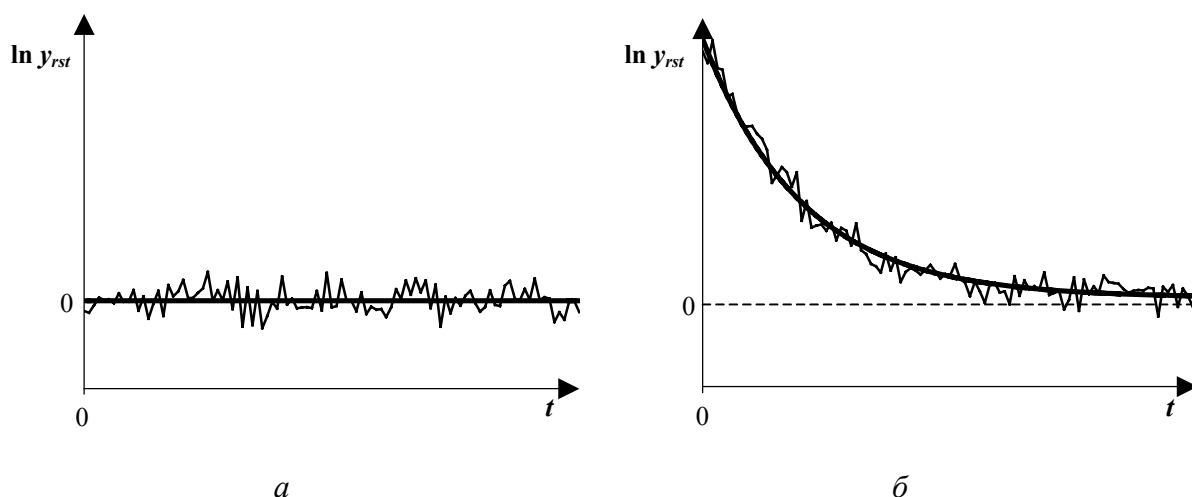


Рис. 2. Краткосрочная и долгосрочная сходимости  
Жирные линии – долгосрочный тренд, тонкие линии – наблюдаемая динамика

<sup>9</sup> Отметим, что (12) не эквивалентно определению стационарности временного ряда (см., например [16, с. 351]).

С. Нахар и Б. Индер, основываясь на определении (12), предприняли попытку преодолеть этот недостаток, разработав тест на долгосрочную сходимость [60]. Идея их метода состоит в следующем. Динамика различия доходов в паре регионов описывается как  $(\ln y_{rst})^2 = h(t) + \varepsilon_t$ , где  $h(t)$  – долгосрочный тренд,  $\varepsilon_t$  – случайные возмущения, удовлетворяющие стандартным условиям. Функция  $h(t)$  аппроксимируется полиномом некоторой степени  $k$ , тогда  $(\ln y_{rst})^2 = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 t^2 + \dots + \alpha_k t^k + \varepsilon_t$ . Если долгосрочная сходимость (конвергенция регионов по доходам) имеет место, то  $h(t)$  – убывающая функция времени, и для всех  $t$  должно выполняться  $dh(t)/dt < 0$ . Тестируемой гипотезой является отрицательность среднего по времени этой производной:  $\frac{1}{T} \sum_{t=0}^T \frac{dh(t)}{dt} = \sum_{i=1}^k \alpha_i \frac{i}{T} \sum_{t=0}^T t^{i-1} < 0$ . Что, однако, не эк-

вивалентно отрицательности производной во всех точках, и поэтому тест является некорректным. Это легко видеть, перейдя к непрерывному времени:

$$\frac{1}{T} \int_0^T \frac{dh(t)}{dt} dt = \frac{1}{T} (h(T) - h(0)) < 0.$$

Таким образом, для принятия гипотезы конвергенции достаточно лишь, чтобы  $h(T) < h(0)$ . Очевидно, что в общем случае о долгосрочной сходимости это отнюдь не свидетельствует: данному тесту может, например, удовлетворять U-образная траектория различия доходов. Кроме того, тест не учитывает возможность автокорреляции остатков регрессии, т.е. отсутствия краткосрочной сходимости.

Первый недостаток метода Нахара-Индера обусловлен слишком общим представлением долгосрочного тренда. От него можно избавиться, например, ограничив класс функций  $h(t)$  асимптотически затухающими трендами. Способ избавления от второго недостатка очевиден: нужно отказаться от условия некоррелированности остатков регрессии, представив их в виде автокорреляционного процесса<sup>10</sup>. Эти способы использованы в [50], правда, в ином контексте – для анализа ценовой конвергенции регионов. В качестве долгосрочного асимптотически затухающего тренда была принята функция  $h(t) = \ln(1 + \gamma e^{-\delta t})$ ,  $\delta > 0$ , где  $\gamma$  и  $\delta$  – оцениваемые параметры тренда. Более общий метод разработали П.Ч.Б. Филлипс и Д. Сул [61]. Динамика доходов в некоторой совокупности экономик описывается панельной моделью  $\ln y_{rt} = \delta_{rt} \mu_t$ , где  $\mu_t$  – общая для всех регионов компонента динамики, а  $\delta_{rt}$  – компонента, специфичная для региона  $r$ . Последняя в свою очередь моделируется как  $\delta_{rt} = \delta_r + \sigma_r L(t)^{-1} t^{-\alpha} \zeta_{rt}$ , где  $L(t)$  – медленно меняющаяся функция времени

<sup>10</sup> Трудность, однако, в том, что придётся оценивать нестандартное распределение статистики теста на стационарность (даже при полиномиальной аппроксимации тренда, поскольку такие распределения табулированы только для  $k \leq 2$ ).

(т.е. такая, что  $L(at)/L(t) \rightarrow 1$  и  $L(t) \rightarrow \infty$  при  $t \rightarrow \infty$ ),  $\xi_{rt}$  – случайные возмущения. Конвергенция имеет место, когда  $\delta_r = \delta$  и  $\alpha \geq 0$ . В работе предложен тест на глобальную конвергенцию, а также алгоритм выявления кластеров конвергенции – групп регионов, между которым происходит конвергенция по доходам.

Следует отметить, что при анализе временных рядов может возникнуть необходимость принять во внимание структурные скачки (structural breaks) – одномоментные изменения траектории рассматриваемого процесса, вызванные внешними обстоятельствами. В случае России такие скачки обусловлены финансовым кризисом 1998 г. и, возможно, началом мирового экономического кризиса в конце 2008 г. Структурные скачки должны быть явно представлены в моделях временных рядов, в противном случае из-за неверной спецификации модели стационарность ряда будет отвергнута стандартными тестами (из рассмотренных работ структурные скачки учитывались только в [36]).

Анализ динамики попарных различий доходов между регионами даёт подробную картину конвергенции. В частности, он сразу показывает кластеры конвергенции. Однако такой анализ может оказаться слишком громоздким. Так, 79 российских регионов образуют  $79 \times 78 / 2 = 3081$  пару. Паллиативом может быть не попарное сравнение регионов, а сравнение динамики дохода в каждом из них с динамикой среднего по стране дохода. Другой путь – зафиксировать один регион в качестве базы сравнения. Теоретически он корректен, поскольку  $\ln y_{rst} = \ln y_{rqt} - \ln y_{sqt}$ , т.е. из  $N - 1$  пары регионов  $(r, q)$ , где  $q$  фиксировано, а  $r$  пробегает остальные регионы, можно получить все возможные пары. Однако здесь необходима осторожность. Например, из того, что конвергенция между регионами  $r$  и  $q$ , а также  $s$  и  $q$  не обнаруживается, не следует, что она отсутствует и между регионами  $r$  и  $s$ . Как показано в ряде работ, на практике от выбора базы сравнения могут зависеть и другие результаты анализа.

### **3.3. Анализ динамики распределения доходов.**

Если в предыдущих двух подходах наблюдением служил душевой доход в отдельном регионе в отдельный момент времени, то в данном подходе наблюдением является распределение душевых доходов по регионам в данный момент времени. В последующем описании методов анализа через  $y_t$  обозначаются душевые доходы в момент времени  $t$ ; в зависимости от контекста  $y_t$  трактуется как случайная величина или как набор её реализаций  $y_t = (73_t, \dots, y_{rt}, \dots, y_{Nt})$ , т.е. величин доходов в регионах. Через  $f_t(y_t)$  обозначена плотность распределения  $y_t$  в момент  $t$ ; для краткости её далее будем называть просто распределением.



К данному подходу относятся все неформальные методы анализа динамики неравенства по доходам. Они состоят в изучении изменения во времени некоторого показателя разброса доходов  $\Phi(y_t)$ , характеризующего неравенство по доходам. Убывающий тренд говорит о конвергенции регионов по доходам ( $\sigma$ -конвергенции). Обычно наличие или отсутствие такого тренда непосредственно видно из числовых данных или графика величины  $\Phi(y_t)$  за некоторый период, что и позволяет обходиться без формальных тестов. Часто применяемыми показателями неравенства являются стандартное отклонение логарифмов доходов ( $\Phi(y_t) = \sigma(\ln(y_t))$ , отсюда и название), коэффициент Джини  $G(y_t)$ , индекс Тейла, коэффициент вариации, иногда некоторые другие показатели. Преимущество индекса Тейла состоит в том, что он допускает декомпозицию. Например, общая величина неравенства по доходам в стране может быть разложена на ту часть, которая обусловлена внутрорегиональным неравенством, и часть, обязанную межрегиональному неравенству.

Анализ  $\sigma$ -конвергенции использует только один параметр распределения доходов и поэтому даёт довольно бедное представление о динамике неравенства. В частности, он не способен выявить случаи кластерной конвергенции, которые могут сопровождаться как ростом, так и уменьшением величины неравенства по доходам. Более информативно изучение изменения формы распределения доходов во времени. Наиболее популярным является метод ядерной оценки плотности распределения [68]:

$$f_t(y_t) = \frac{1}{Nh} \sum_{r=1}^N K(z_{rt}),$$

где  $z_{rt} = (y_t - y_{rt})/h$ ,  $h$  – параметр сглаживания,  $K(\cdot)$  – функция-ядро; часто используется гауссово ядро  $K(z_{rt}) = (2\pi)^{-1/2} \exp(-z_{rt}^2/2)$ . Наличие в плотности распределения двух и более мод может свидетельствовать о поляризации регионов по доходам, а их формирование во временной последовательности  $f_t(y_t)$  – о кластерной конвергенции.

На рис. 3 показан условный пример бимодального распределения доходов в регионах, говорящего о поляризации как результате конвергенции по доходам среди бедных регионов и конвергенции среди богатых регионов. Однако полагаться на графический анализ здесь нельзя, необходимо тестирование значимости мультимодальности распределения. Тестируемой гипотезой при этом является  $H_0: f_t(Y_t)$  имеет  $k$  мод против  $H_1: f_t(Y_t)$  имеет более  $k$  мод. При  $k = 1$  это тест на наличие кластеров конвергенции среди регионов, при  $k > 1$  определяется число кластеров. Тесты такого рода описаны в литературе, например, в [52, 68].

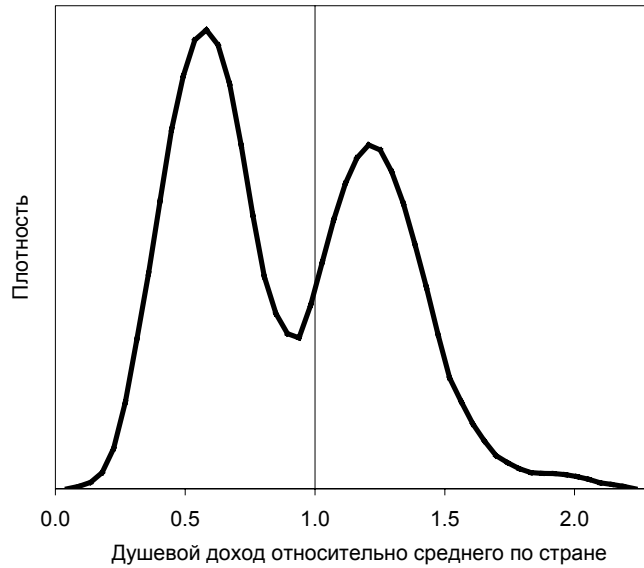


Рис. 3. Кластерная конвергенция (поляризация)

Рассмотренный метод, позволяя выявить наличие поляризации, не даёт её количественной характеристики. Существует ряд подходов, ориентирующихся именно на измерение поляризации [42]. Содержательно поляризация означает наличие в обществе внутренне неоднородных групп при существенной межгрупповой неоднородности (некоторые исследователи трактуют поляризацию как наличие только двух групп). Такое состояние общества рассматривается как источник социальной напряжённости и социальных конфликтов. Поляризация растёт при уменьшении внутригруппового и при увеличении межгруппового неравенства, при этом общее неравенство в обществе может и уменьшаться. Х. Эстебан и Д. Рэй предложили следующую меру поляризации [41]:

$$P_t^{(ER)} = \frac{1}{\bar{y}_t} \sum_{r=1}^N \sum_{s=1}^N n_{rt}^{1+\alpha} n_{st} |y_{rt} - y_{st}|, \quad (13)$$

где  $n_{rt}$ ,  $n_{st}$  – доля численности населения регионов  $r$  и  $s$  в населении страны в момент  $t$ , а  $0 < \alpha \leq 1,6$  – «степень чувствительности» меры поляризации (индекс может быть нормирован на медианный доход  $m(y_t)$  вместо среднего). Легко видеть, что при  $\alpha = 0$  индекс поляризации (13) превращается в коэффициент Джини, взвешенный по численности населения регионов. Величина  $\alpha$  выбирается исследователем априорно, иногда степень поляризации рассчитывают при нескольких значениях  $\alpha$  (например,  $\alpha = 0,5, 1, 1,5$ ). Отметим, что в индексе Эстебана-Рея число кластеров (групп) регионов не присутствует.

Индекс поляризации Вольфсона [72] заранее предполагает наличие двух групп. Он по сути измеряет расстояние рассматриваемого распределения доходов от «совершенно бимодального» и имеет вид

$$P_t^{(w)} = (0,5 - L_t(0,5) - 0,5G(y_t)) \cdot \bar{y}_t / m(y_t), \quad (14)$$

где  $L_t(0,5)$  – значение ординаты кривой Лоренца при медианном доходе.

Индекс Канбура-Жанга [75] предполагает заданным состав групп регионов (их количество может быть любым) и использует декомпозицию индекса Тейла на межгрупповое и внутригрупповое неравенство, представляя собой их отношение. Группировка регионов производится по выбранным исследователем признакам, например, богатые и бедные регионы; добывающие, обрабатывающие и сельскохозяйственные; группами могут быть федеральные округа или экономические районы и т.д.

Ещё один аспект анализа динамики распределения доходов – изучение перемещений регионов внутри распределения, т.е. мобильности регионов по доходам, и её влияния на изменение неравенства. Существуют две концепции мобильности: относительная (иногда её называют ранговой) и абсолютная мобильность. Относительная мобильность – изменение величины душевого дохода в регионе, которое приводит к изменению его позиции на оси доходов относительно других регионов, т.е. к изменению ранга региона по доходам или переходу региона из одной квантили в другую. Сама величина изменения дохода здесь роли не играет, интерес представляет, например, могут ли бедные регионы переходить в группу богатых. Абсолютная мобильность – любое перемещение региона по оси доходов вне зависимости от изменения его относительного положения, здесь нас не интересует, перегнал ли он при этом какие-то другие регионы или, напротив, отстал от них. Отметим, что анализ абсолютной мобильности относится и к случаю, когда рассматриваются абсолютные изменения относительных доходов в регионах (например, отнесённых к среднему по стране доходу). Однако на этот счёт есть и иное мнение: некоторые исследователи считают, что в данном случае объединяются элементы обеих концепций [2, 45].

Распространённый инструмент анализа мобильности по доходам – переходная матрица (или матрица вероятностей переходов)  $\mathbf{P} = (p_{ij})$ . Для её построения регионы разбиваются на  $M$  доходных групп. Элемент матрицы  $p_{ij}$  представляет собой долю регионов, перешедших за рассматриваемый период  $[t, t + \tau]$  из группы  $i$  в группу  $j$ . Иначе говоря, это оценка вероятности того, что в момент  $t + \tau$  регион окажется в доходной группе  $j$  при условии, что в момент  $t$  он находился в группе  $i$ . Диагональный элемент  $p_{ii}$  показывает долю имобильных регионов, т.е. оставшихся в прежней доходной группе  $i$ . Существует ряд измерителей мобильности, большинство из которых могут быть представлены функцией от переходной матрицы: общая доля регионов, покинувших исходную группу (нормированное расстояние  $\mathbf{P}$  от единичной матрицы), расстояние между  $\mathbf{P}$  и матрицей совершен-

ной мобильности и т.д., см. [2, 45].

Различие между относительной и абсолютной мобильностью состоит в способе построения доходных групп. При изучении относительной мобильности эти группы представляют собой доходные квантили, таким образом, число регионов в группе всегда постоянно и равно  $N/M$ , но границы групп в терминах дохода в моменты  $t$  и  $t + \tau$  в общем случае будут разными. В случае абсолютной мобильности весь возможный диапазон доходов, например,  $[\min(\min(y_{rt}), \min(y_{r,t+\tau})), \max(\max(y_{rt}), \max(y_{r,t+\tau}))]$  или  $[0, \infty)$ , разбивается на  $M$  равных либо неравных интервалов, которые и представляют доходные группы. Здесь границы доходных групп постоянны во времени, но число регионов в группе переменное, в частности, некоторые доходные группы в начале или конце рассматриваемого периода могут оказаться пустыми.

Агрегирование регионов в доходные группы приводит к тому, что теряется информация о внутригрупповом неравенстве. Чтобы избавиться от этого недостатка в случае относительной мобильности, Ш. Ицхаки и К. Уодон [74] предложили строить доходные группы так, чтобы каждая квантиль содержала ровно один объект (регион),  $M = N$ . Тогда номер квантили – это ранг региона по возрастанию дохода, а переходная матрица содержит в каждой строке и каждом столбце ровно одну единицу, остальные её элементы равны нулю. Это приводит к мере относительной мобильности за промежуток времени  $[t, t + \tau]$ , названной авторами симметричным индексом мобильности Джини:

$$S_{t,t+\tau} = \frac{1}{2} \frac{G(y_t) \cdot (1 - \Gamma_{t,t+\tau}) + G(y_{t+\tau}) \cdot (1 - \Gamma_{t+\tau,t})}{G(y_t) + G(y_{t+\tau})},$$

где  $\Gamma_{t,t+\tau} = \text{cov}(y_t, R(y_{t+\tau})) / \text{cov}(y_t, R(y_t))$  и  $\Gamma_{t+\tau,t} = \text{cov}(y_{t+\tau}, R(y_t)) / \text{cov}(y_{t+\tau}, R(y_{t+\tau}))$  – коэффициенты корреляции Джини,  $R(y_t)$  и  $R(y_{t+\tau})$  – ранги по возрастанию дохода,  $G(y_t)$  и  $G(y_{t+\tau})$  – коэффициенты Джини. Этот индекс назван симметричным, поскольку  $S_{t,t+\tau} = S_{t+\tau,t}$ . Величина  $S_{t,t+\tau}$  может меняться от 0 до 1: чем она больше, тем выше относительная мобильность. Коэффициенты  $\Gamma_{t,t+\tau}$ ,  $\Gamma_{t+\tau,t}$  заключены в пределах от  $-1$  до  $1$ , меньшая величина соответствует большей мобильности. В общем случае  $\Gamma_{t,t+\tau}$  и  $\Gamma_{t+\tau,t}$  не равны друг другу, равенство имеет место в случае одинаковой формы распределений  $f_t(y_t)$ ,  $f_{t+\tau}(y_{t+\tau})$ . Отметим также, что эти коэффициенты, а следовательно, и индекс мобильности  $S_{t,t+\tau}$ , не чувствительны к монотонным преобразованиям распределений. А им могут соответствовать уменьшения или увеличения межрегиональных различий доходов, приводящие к конвергенции или дивергенции регионов по доходам. Изменения такого рода отражает абсолютная мобильность.

Подход к анализу абсолютной мобильности, разработанный Д. Куа [62, 64], даёт возможность получить богатую информацию о динамике распределения доходов – как о перемещениях внутри распределения, так и об изменении его формы. Некоторое описание абсолютной мобильности  $\Lambda$  позволяет получить «закон движения» распределения доходов:  $f_{t+\tau}(y_{t+\tau}) = \Lambda \cdot f_t(y_t)$ , поскольку  $\Lambda$  является оператором, отображающим распределение доходов в момент  $t$  в распределение в момент  $t + \tau$ . Имея такой закон, можно задаться вопросом о долгосрочном поведении распределения: стремится ли оно к состоянию равенства доходов, некоторого постоянного неравенства, поляризации и т.д. В предположении независимости Лот времени (т.е. рассматривая динамику распределения как марковский процесс) применение указанного отображения  $n$  раз даёт распределение для  $t + n\tau$ :  $f_{t+n\tau}(y_{t+n\tau}) = \Lambda^n \cdot f_t(y_t)$ . При  $n \rightarrow \infty$  получим эргодическое распределение  $f_\infty(y)$ , такое что  $f_\infty(y) = \Lambda_\infty \cdot f_\infty(y)$ , где  $\Lambda_\infty$  – предел  $\Lambda^n$  при  $n \rightarrow \infty$ . Эргодическое распределение представляет собой долгосрочный предел распределения доходов – при условии неизменности механизма, определяющего абсолютную мобильность регионов по доходам. По одномодальности или мультимодальности эргодического распределения можно судить, есть ли тенденция к кластерной конвергенции (поляризации).

В дискретном варианте описанной схемы, предложенном в [62], описание абсолютной мобильности представлено переходной матрицей  $\Lambda = \mathbf{P}'$  (штрихом обозначено транспонирование), а распределение доходов – вектором  $\mathbf{f} = (f_i)$ , элемент которого представляет собой долю регионов, находящихся в доходной группе  $i$ . В качестве  $\Lambda_\infty$  используется  $\Lambda^n = (\mathbf{P}^n)'$  при достаточно большом  $n$  (на практике сходимость  $\Lambda^n$  к  $\Lambda_\infty$  достигается за несколько десятков, хотя иногда и сотен, итераций в зависимости от числа доходных групп и критерия сходимости). Все строки матрицы  $\Lambda_\infty$  одинаковы и равны транспонированному вектору эргодического распределения  $\mathbf{f}_\infty$ . Избежать потери информации, связанной с дискретизацией доходов, позволяет переход к их непрерывному представлению, развитый в [64]. В этом случае абсолютная мобильность описывается стохастическим ядром, которое можно трактовать как переходную матрицу с бесконечным числом строк и столбцов. Оно представляет собой плотность вероятности доходов в момент  $t + \tau$  в зависимости от до-

ходов в  $t$ :  $\Lambda = f(y_{t+\tau} | y_t)$ . Тогда  $f_{t+\tau}(y_{t+\tau}) = \int_{-\infty}^{\infty} f(y_{t+\tau} | y_t) f_t(y_t) dy_t$ . Стохастическое ядро можно оценить способом, аналогичным указанному выше для одномерных распределений, учитывая, что  $f(y_{t+\tau} | y_t) = f(y_{t+\tau}, y_t) / f(y_t)$ . Оно показывает, куда переместятся со временем раз-

личные части исходного распределения. Линия  $y_{t+\tau} = y_t$  является линией иммобильности, пики (локальные максимумы  $\Lambda$ ) вдоль которой соответствуют кластерам конвергенции.

Рассмотренный метод даёт картину динамики распределения доходов, но не объясняет её. Для решения этого вопроса Д. Куа в [65] предложил способ учёта дополнительных факторов. Суть метода состоит в следующем. Оцениваются условные душевые доходы в регионах как  $y_{rt}^\circ = y_{rt}/u_{rt}$ ,  $u_{rt} = \sum_{s \in C(r,t)} \omega_{rst} y_{s,t-\theta(r,t)}$ , где  $C(r, t)$  – совокупность регионов,

связанных с регионом  $r$  (например, товарообменом),  $\omega_{rst}$  – относительная важность влияния региона  $s$  на развитие региона  $r$ ,  $\theta(r, t)$  – лаг влияния регионов из  $C(r, t)$  на регион  $r$ . Иначе говоря, условный доход в регионе есть наблюдаемый доход в нём, нормированный на взвешенное среднее душевых доходов (с лагом) в функционально связанных с ним регионах. Далее оценивается стохастическое ядро  $\Lambda^\circ = f(y_t^\circ | y_t)$ , по строению которого можно судить о некоторых причинах особенностей распределения доходов. Распределения условных доходов дают также информацию о динамике, если анализировать абсолютную мобильность по условным доходам, оценив стохастическое ядро как  $\Lambda^{\circ\circ} = f(y_{t+\tau}^\circ | y_t^\circ)$ .

Как и в случае регрессионного анализа пространственных рядов, на оценки динамики распределения могут оказывать пространственные эффекты. С. Рей модифицировал метод Куа, включив в него явное описание этих эффектов [66]. Основная идея заключается в построении пространственной переходной матрицы, т.е. матрицы, в которой вероятности переходов являются условными по доходной группе, к которой принадлежат соседние регионы (в непрерывном варианте –  $\Lambda = f(y_t | y_{t(-1)})$ ). С. Магрини предложил ещё один путь: учитывать пространственные эффекты непосредственно в условных доходах [59].

#### 4. ИССЛЕДОВАНИЯ НЕРАВЕНСТВА РОССИЙСКИХ РЕГИОНОВ ПО ДОХОДАМ

В этом разделе рассматриваются основные работы, посвящённые вопросу межрегионального неравенства по доходам в России. Обзор не является исчерпывающим, поскольку часть исследований наверняка осталась неизвестной автору. Кроме того, обзор не включает довольно большое число публикаций, в которых «анализ» состоит в пересказе и «систематизации» статистических данных. Рассматриваемые ниже работы сгруппированы по применяемым в них методам анализа, однако эта группировка довольно условна, так как в большинстве работ используется несколько методов, нередко относящихся к разным подходам (как они определены в предыдущем разделе). Под регионами понимаются субъекты Российской Федерации. В некоторых работах составные субъекты Федерации трактуются как единый регион, т.е. автономные округа отдельно не выделяются. Показатели

дохода (ВРП, доходы населения и др.) везде в расчёте на душу населения. Если не указана мера неравенства по доходам, используемая при анализе  $\sigma$ -конвергенции, то подразумевается стандартное отклонение логарифмов доходов.

#### **4.1. Работы, основанные на анализе пространственных рядов**

Исследования, использующие анализ пространственных рядов, составляют наиболее многочисленную группу. При этом большинство из них сосредоточено на вопросе  $\beta$ -сходимости.

В работах Н.Н. Михеевой [13, 14] используются данные по ВРП и доходам населения в 1990-1996 гг. Для оценки ВРП применена оригинальная методика. В качестве исходных взяты официальные данные о ВРП за 1994 г., значение ВРП за другие годы рассчитываются на основе факторов, отражающих динамику физического объёма производства в отдельных секторах экономики региона. Такая методика позволяет обеспечить сопоставимость ВРП во времени, но не между регионами (поскольку базовые ВРП территориально несопоставимы), таким образом, ВРП фактически являются номинальными. Доходы населения пересчитаны в реальные с помощью региональных индексов потребительских цен (ИПЦ). В данных работах была предпринята попытка оценить параметры модели Солоу, оказавшаяся неудачной. Отсюда делается вывод, что неоклассическая теория роста не объясняет динамику переходного процесса. Тем не менее, дальнейший анализ основан на концепции  $\beta$ -сходимости.

Регионы разбиваются на две доходные группы: с доходами выше («богатые») и ниже среднероссийских («бедные») и рассматривается их переход их группы в группу за 1990-1996 гг. То есть, по сути, строится переходная матрица размерности  $2 \times 2$ ; совокупности регионов, соответствующие её элементам, образуют четыре подгруппы. Когда доходы характеризуются ВРП, 21% «богатых» регионов переходит к 1996 г. в класс «бедных», в группу «богатых» не перешёл ни один регион. Регрессионный анализ показал отсутствие безусловной  $\beta$ -сходимости как во всей совокупности регионов, так и в их подгруппах; не обнаружено также  $\sigma$ -конвергенции. Такие же результаты дал анализ динамики доходов населения с тем отличием, что в подгруппе регионов, относившихся к «бедным» и в 1990, и в 1996 гг., статистически значимая  $\beta$ -сходимость имеет место (при рассмотрении доходов населения 64% «богатых» регионов оказались в 1996 гг. «бедными», а 10% «бедных» перешли в группу «богатых»).

Этот анализ дополнен анализом детерминант неравенства по доходам с помощью регрессионных моделей вида (9), в которых объясняемой переменной  $\mathbf{z} = (z_r)$  служит от-

клонение дохода от среднего по стране:  $z_r = \ln(y_{r,1996} / \bar{y}_{1996})$ . При этом была обнаружена положительная связь уровня ВРП в 1996 г. с его исходным уровнем (в 1990 г.), инвестициями и расходами регионального бюджета и отрицательная связь с долями сельского хозяйства и сектора услуг в ВРП, а также принадлежностью региона к Центрально-Чернозёмному, Поволжскому, Северо-Кавказскому или Дальневосточному экономическому району. Доходы населения оказались положительно связаны с их исходным уровнем, долей промышленности и сектора услуг в ВРП, инвестициями, расходами регионального бюджета, темпами инфляции, принадлежностью региона к Северо-Западному экономическому району. Отрицательную связь проявили доля сельского хозяйства в ВРП, принадлежность региона к Поволжскому или Дальневосточному району и, как ни удивительно, объём экспорта в расчёте на душу населения.

Ф. Карлёр и Е. Шапирова [38] используют три показателя в номинальном выражении: доходы населения за 1985-1999 гг., ВРП за 1994-1999 гг. и объём промышленного производства за 1995-2000 гг.. Для первого и последнего безусловная  $\beta$ -сходимость отсутствует, но для ВРП она имеет место. Похожие результаты дал и анализ  $\sigma$ -конвергенции (причём оказалось, что разброс душевого ВРП в течение 1994-1999 гг. был относительно стабильным). Условная же  $\beta$ -сходимость обнаружена для ВРП и объёма промышленного производства. В качестве переменных, ответственных за региональные различия (т.е. различия траекторий равновесного роста), использовались следующие: в регрессии доходов населения – образование, общественные расходы и финансовая помощь, в регрессии ВРП – инвестиции, образование, финансовая поддержка и уровень здоровья, в регрессии объёма промышленного производства – инвестиции, финансовая помощь и социальная политика. Однако о показателях, характеризующих указанные переменные (а иногда и о содержании самих переменных), остаётся только догадываться – какая-либо информация на этот счёт в статье отсутствует.

Условная  $\beta$ -сходимость анализируется также с географической точки зрения: в предположении, что территориальные различия экономического роста обусловлены географическим положением регионов. В регрессии доходов населения оно описывается расстоянием от Москвы; эта регрессия говорит об отсутствии условной  $\beta$ -сходимости. В регрессиях ВРП и объёма промышленного производства географические факторы описываются двоичными («фиктивными») переменными: является ли регион приграничным и относится ли к северу, югу, западу или востоку (по классификации авторов). Для ВРП условная  $\beta$ -сходимость отсутствует, но обнаруживается для объёма промышленного производства.



Любопытно, что связь принадлежности региона к югу или западу с темпом роста оказалась отрицательной. Хотя результаты проведённого в работе анализа довольно противоречивы, авторы заключают, что региональная дивергенция в России – это реальный процесс.

В работах Л. Соланко [69, 70] анализируется динамика доходов населения в 1992-2005 гг. (в первой работе – в 1992-2003 гг.). Для расчёта реальных доходов использованы региональные ИПЦ как в [13, 14]. Регионы разделены на бедные и богатые: к первым отнесены те, в которых в 1992 г. душевой доход, делённый на стоимость набора из 19 основных продуктов питания, составил менее трети среднероссийского; в эту группу попало 28% регионов. Для всего периода, за исключением 1998 г.,  $\sigma$ -конвергенция отсутствует; в 1998 г. неравенство регионов по доходам резко упало, но через несколько лет достигло предкризисных значений, а затем и превысило их. Такая картина наблюдается как для всех, так и для бедных и богатых регионов. Но если в этом результаты Л. Соланко согласуются с полученными Н.Н. Михеевой в [13, 14], то относительно безусловной  $\beta$ -сходимости они принципиально отличны: как для всего периода 1992-2005 гг., так и для разных подпериодов внутри него обнаружена статистически значимая  $\beta$ -сходимость; анализ панельных данных также говорит о  $\beta$ -сходимости. Она имеет место также в группах бедных и богатых регионов: среди бедных регионов она значима для 1995-2005 гг., среди богатых – для 1992-2005, 1992-2002, 1995-2005 и 1999-2005 гг.

При анализе условной  $\beta$ -сходимости в качестве дополнительных объясняющих переменных использованы расстояние от Москвы (оказавшееся незначимым), число выпускников вузов в расчёте на душу населения (как индикатор инвестиций в человеческий капитал, эта переменная также оказалась незначимой), доля добывающих отраслей в продукции промышленности, доля населения региона, занятого в сельском хозяйстве (знак при ней оказался отрицательным), число малых и средних предприятий в расчёте на душу населения (как индикатор качества экономической политики в регионе). Условная  $\beta$ -сходимость в 1992-2005 гг. обнаружена как среди всех регионов, так и в группах бедных и богатых регионов.

С. Ледяева и М. Линден анализировали условную  $\beta$ -сходимость, используя панель номинальных ВРП по 74 регионам за 1996-2005 гг. [56]. В качестве дополнительных переменных фигурируют внутренние инвестиции, прямые иностранные инвестиции, объём экспорта, «ресурсный индекс» (все показатели – в расчёте на душу населения региона), а также двоичная переменная, равная 1 для 1998 г. и 0 для остальных лет. «Ресурсный ин-

декс» представляет собой среднее арифметическое производства электроэнергии и чёрных металлов, добычи нефти, газа и угля в регионе по отношению к среднему по всем регионам. Анализ выявил наличие условной  $\beta$ -сходимости, при этом наиболее существенное воздействие на экономический рост оказывали внутренние инвестиции, тогда как иностранные на него не влияли. Получены слабые свидетельства положительной связи между экспортом и ростом, но данный результат неустойчив. Переменная, характеризующая кризис 1998 г., как и следовало ожидать, отрицательно связана с ростом. Довольно неожиданным результатом является очень слабое влияние и даже статистическая незначимость ресурсного индекса. При проведении анализа по отдельным подпериодам – 1996-1999 и 2000-2005 гг. результаты для первого из них оказались качественно такими же, как и для всего периода, но во втором подпериоде не только не проявляется  $\beta$ -сходимость, но и все переменные оказываются незначимыми. Не обнаружена также  $\beta$ -сходимость между богатыми и бедными регионами (с ВРП выше и ниже среднего по стране).

Объектом исследования в работе Р.М. Мельникова [10] служит динамика ВРП за 1995-2003 гг. В [11, 12] этот период продлён до 2004 г., а анализ дополнен изучением динамики доходов населения за 1997-2005 гг. Как утверждается в этих работах, номинальные величины пересчитаны в реальные делением на стоимость фиксированного набора потребительских товаров и услуг для межрегиональных сопоставлений покупательной способности населения (далее – фиксированный набор) по регионам. Но поскольку стоимость фиксированного набора публикуется Росстатом только с 2002 г., остаётся загадкой, каким же образом рассчитаны реальные доходы за более ранние годы. В качестве измерителя неравенства по доходам использован индекс Тейла. На промежутке 1995-2000 гг. неравенство регионов по душевому ВРП растёт (за исключением 1998 г.), а с 2001 г. снижается, хотя в 2004 г. снова наблюдается рост. Декомпозиция межрегионального неравенства по доходам на неравенство внутри федеральных округов и между округами показывает, что рост общего неравенства в основном обязан росту неравенства внутри округов. Автор предлагает собственное экономическое районирование страны, разбивая её территорию на 11 макрорегионов. В этом случае на отрезке 2000-2004 гг. картина радикально меняется: основная часть межрегионального неравенства определяется неравенством между макрорегионами, причём неравенство внутри макрорегионов остаётся практически постоянным. Анализ  $\beta$ -сходимости предваряется тестом на пространственную автокорреляцию, показавшим её наличие. Однако результат тестирования далее игнорируется: в эконометрических моделях пространственная автокорреляция не учитывается.

Условная  $\beta$ -сходимость ВРП анализируется за 2000-2004 гг., при этом в качестве детерминант региональных различий используется принадлежность региона к федеральному округу или макрорегиону;  $\beta$ -сходимость обнаруживается в обоих случаях. Однако в первом случае вся совокупность дополнительных переменных оказывается незначимой, во втором же гипотеза её незначимости отвергается. Динамика неравенства по доходам населения разительно отличается от динамики душевого ВРП и полностью противоречит результатам Л. Соланко в [70]: на всём протяжении 1997-2005 гг. наблюдается  $\sigma$ -конвергенция (с небольшими отклонениями от этой тенденции в 2003 и 2004 гг.). Это же относится и к составляющим декомпонированного индекса Тейла как при использовании федеральных округов, так и выделенных Р.М. Мельниковым макрорегионов. Условная  $\beta$ -сходимость доходов населения за 1997-2005 гг. обнаруживается при использовании в качестве дополнительных переменных как принадлежности к федеральным округам, так и к макрорегионам, однако в обоих случаях совокупность этих переменных оказывается незначимой. Это приводит к выводу, что имеет место безусловная  $\beta$ -сходимость, что подтверждается эконометрическим анализом.

В объёмном исследовании, выполненном группой сотрудников Института экономики переходного периода [9], рассматривается динамика реальных ВРП в 1998-2004 гг., которые рассчитаны на основе оценок за 1999 г., приведённых в [3]. Данные по Чукотскому АО и Республике Ингушетии сочтены выбросами, и эти регионы исключены из выборки. Для анализа  $\sigma$ -конвергенции (он охватывает более длительный период – 1996-2004 гг.) использованы четыре меры неравенства по доходам: коэффициент вариации, коэффициент Джини, интерквартильная широта и размах неравенства (измеряемый логарифмом отношения максимального ВРП к минимальному). Данная работа – единственная, в которой проверяется статистическая значимость изменений неравенства (как годовых, так и за более длительные периоды, в частности за 1996-2003 гг.). Эта проверка показала, что гипотезу о равенстве значений ВРП в различные годы рассматриваемого периода отвергнуть нельзя, таким образом, данные не позволяют сделать заключение ни о  $\sigma$ -конвергенции, ни о  $\sigma$ -дивергенции. Как и в работах Р.М. Мельникова, в рассматриваемом исследовании обнаружена пространственная автокорреляция, но, в отличие от них, это служит основанием для применения методов пространственной эконометрики.

Для построения пространственных лагов использованы две матрицы пространственных весов. Первая имеет вид  $\mathbf{W}_{(1)} = (\omega_r/T_{r69})$ , где  $T_{rs}$  – минимальное время преодоления расстояния между административными центрами регионов  $r$  и  $s$  по автодорогам,  $\omega_r$  – нор-

мирующий множитель. Вторая матрица рассчитывается как  $\mathbf{W}_{(2)} = (\omega_r Y_{rs} / T_{r69})$ , где  $Y_{rs}$  – ВРП в регионе  $s$ , если он является соседним с  $r$ , в противном случае  $Y_{rs} = 0$ . При анализе безусловной  $\beta$ -сходимости<sup>11</sup> с помощью модели вида (10) с пространственными весами  $\mathbf{W}_{(2)}$  значимость оценки  $\beta$  составила 7%. Поскольку гипотеза об отсутствии  $\beta$ -сходимости не отвергается на уровне 5%, авторы считают полученный результат недостаточным свидетельством  $\beta$ -сходимости. Оценка коэффициента при пространственном лаге равна 0,46, что говорит о сильном пространственном взаимовлиянии регионов: например, если темп роста ВРП во всех соседних регионах вырастет на 1%, то это увеличит темп роста в данном регионе почти на 0,5%.

Условная  $\beta$ -сходимость анализируется с помощью модели вида (11) с пространственными весами  $\mathbf{W}_{(1)}$ , при этом оценка  $\beta$  значима на уровне 1%. В качестве переменных, определяющих различия траекторий равновесного роста, использованы доля топливных отраслей в промышленной продукции региона (положительно связанная с темпом роста ВРП), финансовая помощь из федерального бюджета в расчёте на душу населения и принадлежность к депрессивным регионам (эти переменные отрицательно связаны с темпами роста). Анализ условной сходимости проведён также без учёта пространственной автокорреляции, но с включением, в дополнение к указанным, переменных, характеризующих межрегиональные взаимодействия и человеческий капитал: наличие незамерзающих морских портов, железнодорожные пассажирские перевозки в расчёте на душу населения, число аспирантов на 10000 чел. населения. Все эти переменные оказались положительно связанными с темпом роста ВРП, а их включение устранило пространственную автокорреляцию. Обсуждаемое исследование включает также построение и оценку модели роста в российских регионах с учётом большого числа факторов и применением изошрённой техники анализа. Хотя этот сюжет тесно примыкает к нашей теме, приходится ограничиться только его упоминанием, поскольку рассмотрение потребовало бы слишком много места.

В работе К. Холодилина, А. Ощепкова и Б. Силиверстова [54], как и в предыдущей, рассматривается динамика реальных ВРП (рассчитанных аналогичным образом), но за несколько более длительный период, 1998-2006 гг. Вместе с тем используются и данные о номинальных ВРП, пересчитанных с помощью региональных дефляторов в цены 1998 г. (хотя авторы делают упор на результаты, полученные на основе таких данных, мы их рассматривать не будем). Из выборки наряду с Чукотским АО и Ингушетией исключена

---

<sup>11</sup> Строго говоря, её нельзя назвать безусловной, поскольку здесь есть дополнительная детерминанта роста – пространственный лаг, т.е. некоторым образом взвешенная сумма темпов роста ВРП в соседних регионах.

Калмыкия. Регрессионный анализ, как и в [9], основан на методах пространственной эконометрики с матрицами пространственных весов вида  $\mathbf{W}_{(i)} = (\omega_r \cdot q_i(L_{rs}) / L_{r69})$ , где  $\omega_r$  – нормирующий множитель,  $L_{rs}$  – расстояние между административными центрами регионов  $r$  и  $s$  по прямой,  $q_i(L_{rs}) = 1$ , если  $L_{rs} \leq l_i$ , и  $q_i(L_{rs}) = 0$  в противном случае,  $l_i$  –  $i$ -я квартиль распределения расстояний,  $i = 2, 3, 4$ . Из текста, однако, видно, что в расчётах использовалась только одна из этих матриц, но непонятно, какая. Одно из существенных отличий рассматриваемой работы от [9] состоит в том, что  $\beta$ -сходимость анализируется не только по всем регионам, но и по каждой из четырёх групп регионов, выделенных с помощью морановской диаграммы рассеяния (*HH*, *HL*, *LL*, *LH*). Эти группы довольно стабильны во времени; в 1998 г. группы *HH* (богатые регионы в окружении богатых) и *LL* (бедные в окружении бедных) содержали 62% регионов. Таким образом, регионы с высокими (низкими) душевыми ВРП по большей части располагаются рядом с такими же.

Безусловная  $\beta$ -сходимости анализируется с помощью моделей вида (10) и (11). По всем регионам она отсутствует (оценка  $\beta$  имеет ожидаемый знак, но статистически незначима), как и в группах *HL* и *LH* (в последней  $\beta$  имеет «неправильный» знак). Но в группах *HH* и *LL*  $\beta$ -сходимость обнаружена, причём её скорость в группе *HH* почти вдвое выше, чем в *LL*. Если исходить из логики концепции  $\beta$ -сходимости, это означает, что разрыв в доходах между регионами этих групп будет расти. Эластичность темпа роста по её пространственному лагу составляет 0,32-0,45, что близко к величине, полученной в [9]. В рассматриваемой работе не проводится эконометрический анализ условной  $\beta$ -сходимости, но авторы качественно анализируют, что отличает регионы, принадлежащие к разным группам, и в особенности, чем выделяется группа *HH*, сопоставляя данные об инвестициях, структуре ВРП, населению, рынку труда и человеческому капиталу, внешней торговле, природным условиям. Регионы группы *HH* опережают регионы других групп по всем характеристикам инвестиций и внешней торговли, а также отличаются относительно высокой долей промышленности в ВРП и самой низкой долей сельского хозяйства. Группа *LL*, единственная из четырёх, характеризуется положительным сальдо миграции, в ней также наиболее благоприятные природные условия. Любопытно, что в группе *HH* средняя температура января почти на  $7^\circ\text{C}$ , а средняя температура июля на  $3^\circ\text{C}$  ниже, чем в группе *LL*; если же сравнить богатые регионы в целом с бедными в целом, то в первых температуры ниже на  $5^\circ\text{C}$  и  $3^\circ\text{C}$  соответственно – чем хуже климат в регионе, тем эффективней его экономика.

Пространственная эконометрика используется также в работе Т. Буччеллато [35],

объектом изучения в которой служит динамика номинальных ВРП за 1999-2004 гг. Оценка моделей вида (10) и (11) с матрицей соседства показала, как и в [54], отсутствие безусловной  $\beta$ -сходимости. Модели этого же вида применены и для анализа условной  $\beta$ -сходимости, причём модель пространственной авторегрессии (10) на основании значений разных характеристик признана более подходящей. Обе модели говорят о наличии условной  $\beta$ -сходимости; «обусловленность» сходимости характеризуется долей нефте- и газодобычи в ВРП, долей внешней торговли в ВРП (служащей индикатором открытости экономики региона), долей занятых в сфере исследований и разработок и прямыми иностранными инвестициями на душу населения.

Среди исследований, основанных на анализе пространственных рядов, имеется ряд работ, не опирающихся на концепцию  $\beta$ -сходимости. Их цель состоит в объяснении причин межрегиональных различий в эффективности экономического роста, иными словами, в выявлении детерминант неравенства регионов по доходам.

Д. Берковиц и Д.Н. ДеЙонг в [26-28] анализируют зависимость роста реальных доходов населения в регионах от исходных условий, реформистской политики и предпринимательской активности. Работы [26, 27] охватывают 48 регионов и период 1993-1997 гг., несколько отличаясь составом объясняющих переменных и методами эконометрического анализа. В [28] число регионов увеличено до 70, а рассматриваемый период расширен до 2000 г. (для верификации предыдущих результатов анализ проводится также за период 1993-1997 гг.). Для пересчёта роста номинальных доходов в рост реальных использованы региональные ИПЦ (но исходные уровни реальных доходов оценены по стоимости набора основных продуктов питания). Предпринимательская активность измеряется числом малых частных предприятий в расчёте на 1000 чел. населения на конец 1995 г. Из-за возможной эндогенности (обратной причинной связи между предпринимательской активностью и экономическим ростом) для эконометрического анализа в [28] применён метод инструментальных переменных. На первом шаге оценивалась регрессия предпринимательской активности по ряду переменных. Из них значимую положительную связь с объясняемой переменной проявили исходный уровень душевых доходов, человеческий капитал (измеряемый долей взрослого населения с послешкольным образованием) и предрасположенность населения региона к рыночным реформам (измеряемая долей голосов, отданных прореформистским кандидатам на парламентских выборах 1993 г.). На втором шаге оценивалась регрессия роста доходов по расчётным величинам предпринимательской активности и ряду других факторов (из которых значимым оказался только исходный промыш-

ленный потенциал региона).

Основной результат всех трёх работ состоит в том, что предрасположенность к рыночным реформам положительно связана с созданием новых фирм, которое, в свою очередь, имеет сильную положительную связь с ростом душевых доходов. В последующем исследовании [29] использован иной путь оценки реальных доходов в регионах: на конец 2007 г. они вычислялись по стоимости фиксированного набора товаров и услуг, для расчёта реальных доходов за более ранние периоды полученных величины дефлировались региональными ИПЦ. Кроме того, из выборки исключены «нетипичные» Москва и Тюменская область. Несмотря на это, результаты для периода 1993-2000 гг. мало отличаются от полученных в [28]. Но картина за 2000-2007 гг. оказалось совершенно иной: главным фактором роста (и источником межрегиональных различий в его темпах) с 2000 г. становится не предпринимательская активность, а банковское кредитование производства.

В работе [30] Д. Берковиц и Дж. Е. Джексон изучают влияние малых предприятий на изменение распределения доходов, используя данные по 66 регионам (Москва и Санкт-Петербург из выборки исключены). Объясняемой переменной служит изменение доли дохода, приходящейся на нижние две квинтили (40% населения) распределения доходов в регионах, за 1995-2001 гг. Переменная, характеризующая развитие малых предприятий, представлена тремя вариантами: доля занятых на малых предприятиях в 2001 г., число малых предприятий в расчёте на 1000 чел. населения в 1995 г. и изменение этого числа за 1995-2001 г. Поскольку эта переменная может оказаться эндогенной, использован метод инструментальных переменных; в качестве её инструментов приняты показатели «большой» и «малой» приватизации в 1993 г. В основной регрессии, наряду с расчётным значением того или иного варианта переменной «малые предприятия», в качестве объясняемых переменных участвуют начальная доля дохода «нижних» 40% населения, численность населения региона и уровень образования. Полученные результаты показывают, что развитие малых предприятий приводят к уменьшению неравенства по доходам, увеличивая долю дохода, приходящуюся на две нижние квинтили (на 1,25% при увеличении доли занятых на малых предприятиях на одно стандартное отклонение). Аналогичный анализ, проведённый для польских регионов, даёт близкую оценку. Но сравнение не в пользу России: в то время как в Польше сектор малых предприятий динамично развивался, в России он за 1995-2001 гг. сократился, что является главной причиной резкого расхождения между распределениями доходов в этих странах за 1990-е годы.

Цель исследования Р. Аренда [18] – выявить главные причины, вызвавшие столь большие различия между темпами экономического роста в российских регионах в период

с начала рыночных преобразований до кризиса 1998 г. Для анализа используются панельные данные по 77 регионам, при этом рост измеряется изменением ВРП и реальных доходов населения, а также физического объема промышленного производства, чтобы охватить весь рассматриваемый период (поскольку официальные данные о ВРП и динамике реальных доходов населения имеются только с 1994 г.). ВРП пересчитаны в цены 1994 г. с помощью общероссийских дефляторов по секторам экономики, индексы реальных доходов населения – оценки российской официальной статистики (полученные с помощью региональных ИПЦ). В качестве объясняющих использовано большое число переменных, разбитых на три группы. Первая описывает политико-институциональные особенности регионов и включает, в частности, характеристики политической ориентации губернаторов, институциональной эффективности, риск межнациональных конфликтов и т.д. Вторая включает индикаторы экономического реформирования, такие как степень приватизации, либерализации цен, дотирования местных производителей. Третья группа объединяет характеристики исходных условий, включая экономические, географические и структурные особенности регионов.

Эконометрический анализ организован следующим образом: формулируется некоторая гипотеза о влиянии тех или иных факторов на эффективность экономического роста, которая тестируется с помощью панельной регрессии, включающей соответствующую подгруппу переменных из указанных групп, а также ряд переменных, общих для всех регрессий (человеческий капитал, исходный уровень дохода или производства, переменная Москвы). Всего проверяется 10 гипотез. В результате выявлено, что исходная конкурентоспособность региона, характеризуемая долей экспорта в продукции региона, является наиболее значимым и устойчивым объяснением различий в продуктивности регионов. Важную роль играют также исходная производственная структура региона, природные ресурсы и человеческий капитал. Позитивный вклад в экономический рост вносит и степень урбанизации региона. Интересны результаты, показывающие, что же не оказывает влияния на межрегиональные различия роста. В числе таких факторов оказались политические (такие как политическая ориентация губернаторов); различия в институциональных характеристиках и глубина экономических реформ на региональном уровне объясняют небольшую долю различий в экономической эффективности региональных экономик.

#### ***4.2. Работы, основанные на анализе временных рядов***

Анализ временных рядов не часто используется в исследованиях пространственного неравенства по доходам. Относится это и к изучению межрегионального неравенства в



России: в литературе удалось обнаружить только две публикации, в которых анализ основан на данном подходе.

Я. Бабецкий и М. Морель анализируют ряды месячных доходов населения с февраля 1995 по ноябрь 1999 г. [23]. Речь идёт о реальных доходах, однако никаких упоминаний о том, как они оценивались, в работе нет. В качестве объясняемой переменной принято отклонение роста доходов за 12-месячный период от среднего:  $d_{rt} = y'_{rt}/y'_{r,t-12}$ ,  $y'_{rt} = y_{rt} / \bar{y}_t$ , где  $\bar{y}_t$  – среднее геометрическое по территориальным единицам  $\{r\}$ , присутствующим в данной панели. Используются 11 панелей регионов, входящих в тот или иной экономический район, и панель, состоящая из временных рядов по экономическим районам. Динамика переменной  $d_{rt}$  рассматривается как авторегрессионный процесс  $d_{rt} = \rho d_{r,t-1} + \varepsilon_{rt}$  и тестируется стационарность панели  $\{d_{rt}\}$ . Таким образом, хотя декларируемой целью является анализ конвергенции, на самом деле тестируется краткосрочная сходимость (см. предыдущий раздел); по сути, методика анализа сходна с предложенной в [43]. Во всех случаях тестирование подтвердило гипотезу стационарности, т.е. в рассматриваемом периоде как внутри всех экономических районов, так и между ними пространственные различия роста душевых доходов были с точностью до случайных возмущений постоянны.

Интересной чертой работы является анализ роли институциональных факторов. Для этого авторегрессионный коэффициент  $\rho$  в регрессии  $d_{rt}$  представлен как функция от статистических переменных  $x_{rt}$ , описывающих такие факторы:  $\rho = \rho_0 + \alpha_1 x_{66} + \dots + \alpha_m x_{rm}$ . В качестве переменных использованы степень регулирования цен в регионе, малая приватизация и дотирование производителей. В данном случае анализ проводился для панели экономических районов и панели, включающей все регионы. Он показал наличие обратной зависимости скорости краткосрочной сходимости доходов от степени регулирования цен и дотирования производителей и прямой зависимости от масштаба малой приватизации.

Весьма нестандартно исследование Г. Квона и А. Спиллиберго [55]: анализируя временные ряды за 1993-2002 гг., они задаются вопросом не о конвергенции регионов по доходам, а о связи изменений доходов в регионах с миграцией и бюджетной политикой. К сожалению, исходные данные описаны в работе очень невнятно. Похоже, что в качестве измерителя дохода используются ВРП (для ранних лет – по оценкам МВФ), реальные величины рассчитаны с помощью неких региональных индексов цен. Для анализа связи доходов и географической мобильности рабочей силы применена панельная авторегрессия душевых доходов и населения регионов, каждое из этих уравнений включает три годовых лага обеих переменных, а также двоичные переменные для каждого года и региона. Полу-

ченная импульсная переходная функция говорит о слабой миграции в ответ на рост дохода в регионе, что согласуется с данными о низкой географической мобильности рабочей силы в России.

Связь региональной бюджетной политики и доходов также изучается с помощью панельной векторной авторегрессии доходов, сальдо регионального бюджета и «нефтяных шоков» (произведение доли нефтедобычи в ВРП региона в предыдущем году и цен на нефть в текущем). Полученные результаты показывают, что региональные администрации проводили проциклическую политику, увеличивая расходы бюджета при росте доходов и снижая в периоды спада. Авторы объясняют это весьма ограниченной свободой действий регионов в выборе и проведении налоговой политики. В таком случае смягчение региональных «шоков» должно ложиться на федеральное правительство. Чтобы проверить, так ли это, использован анализ пространственных рядов: регрессия отношения чистых трансфертов к доходу по душевому доходу, чистым налоговым поступлениям в региональный бюджет и «нефтяному шоку». Такая регрессия оценивается отдельно для каждого года рассматриваемого периода. Её оценки говорят, что федеральные трансферты, по-видимому, не играли большой роли в ослаблении региональных шоков, хотя примерно с 2000 г. их роль заметно возрастает.

#### ***4.3. Работы, основанные на анализе динамике распределений***

На анализе динамики распределения доходов, включая неформальный, основана относительно большая группа исследований.

М. Брэдшоу и К. Варпетов [34] рассматривают проблему межрегионального неравенства в России в более широком контексте, чем только неравенство по доходам, привлекая ряд показателей, характеризующих потребление, здоровье населения и другие социальные аспекты. Что же касается доходов, то они используют ВРП (для 1990-1993 гг. использованы оценки из [13]) и доходы населения в реальном выражении, применяя в качестве индикатора региональных уровней цен стоимость набора основных продуктов питания или прожиточный минимум. Авторы рассчитывают ряд показателей неравенства (среднее абсолютное отклонение от среднего по стране, невзвешенное и взвешенное стандартное отклонение, коэффициент концентрации на основе кривой Лоренца, индекс Тейла) за 1990-2001 гг. и прослеживают их изменение во времени (без применения формальных тестов). В целом все показатели свидетельствуют о дивергенции, при этом для ВРП она существенно слабее, чем для доходов населения. Однако при исключении Москвы, Тюменской области и Ингушетии картина резко меняется: на протяжении 1990-1997

гг. наблюдается конвергенция по доходам населения, после чего начинается слабая дивергенция.

Регрессия темпов роста реальных доходов населения за 1994-1999 гг. по уровню дохода в 1994 г. показывает, что чем выше исходный уровень дохода, тем выше тем роста (что отвергает гипотезу  $\beta$ -сходимости). Авторы также обращаются к вопросу, изучавшемуся в [55]: способствуют ли трансферты из федерального бюджета сглаживанию межрегионального неравенства по доходам. В течение 1995-1999 гг. доля федеральных трансфертов в бюджете региона имеет сильную отрицательную корреляцию с налоговыми поступлениями в расчёте на душу населения региона (при исключении из выборки Москвы и Тюменской области), свидетельствуя о поддержке бедных регионов. Сравнение неравенства по душевой бюджетной обеспеченности без трансфертов и с ними показывает, что трансферты снижают его почти в 1,5 раза. Вместе с тем они оказались неспособны предотвратить дивергенцию регионов по доходам.

Дж. Гэлбрейт, Л. Крытынская и К. Ванг [47] используют данные о номинальной заработной плате на одного работающего по всем регионам России и 14 секторам экономики за 1990-2000 гг., применяя качестве измерителя неравенства индекс Тейла. Динамика неравенства говорит о дивергенции как регионов, так и секторов экономики по заработной плате, причём траектория межрегионального неравенства качественно подобна полученной в [34]. Интересная особенность данного исследования состоит в том, что оцениваются вклады как отдельных регионов, так и секторов в общее неравенство по зарплате. Так, с 1992 г. наибольший вклад в межрегиональное неравенство принадлежит Тюменской области, с 1994 г. второй по величине вклад даёт Москва. Сравнение вкладов в неравенство регионов и секторов экономики в них в 1990 и 2000 г. говорит о разительных изменениях. Во-первых, за десятилетие неравенство зарплат в одних и тех же секторах экономики между регионами резко выросли. Во-вторых, изменилась ранжирование секторов. Если в 1990 г. заработки в сельском хозяйстве находилось близко к середине распределения зарплат, то в 2000 г. этот сектор оказался самым «бедным». В то же время выдвинулся вперёд финансовый сектор, опередив науку и управление. В-третьих, высокие относительные доходы в промышленности и строительстве обязаны вкладу пяти-шести регионов.

Аналогичный анализ проведён в работе для Китая. Несмотря на принципиально разные пути перехода к рыночной экономике в России и Китае, динамика неравенства обнаруживает некоторые сходные черты. В обеих странах наблюдалась дивергенция доходов, причём межрегиональное неравенство увеличивалось сильнее, чем межсекторное; относительные доходы наиболее резко росли в финансовых и политических центрах и в регио-

нах с экспортно-ориентированными экономиками. И в России, и в Китае значительно увеличилась доходы в финансовом секторе. Вместе с тем падение относительных доходов в сельском хозяйстве в Китае было не столь значительным, как в России, поддержка образования, здравоохранения, науки позволила этим секторам сохранить или даже усилить свои позиции, тогда как в России в данных секторах происходило относительное и абсолютное падение доходов.

В работе Г.П. Литвинцевой, О.В. Воронковой и Е.А. Стукаленко [8] анализ неравенства проводится в разрезе 20-процентных доходных групп и 78 регионов за 2000-2004 гг. Реальные доходы в квинтильных группах оценивались с использованием стоимости фиксированного набора товаров и услуг по регионам за 2004 г., а приведение к ценам 2004 г. осуществлялось с помощью региональных индексов-дефляторов (не вполне ясно, каких). Обнаружено, что межрегиональное неравенство (измеряемое индексом Джини) доходных групп и, как правило, темп роста доходов в течение 2000-2004 гг. возрастают по мере перехода к более высоким группам<sup>12</sup> (при этом в двух нижних и в верхней квинтили неравенство уменьшалось, а в третьей и четвёртой увеличивалось). В 2004 г. индекс Джини составлял от 36,6% в Дальневосточном федеральном округе до 50,3% в Центральном. При учёте социальных трансфертов, предоставляемых населению в натуральной форме, уровень межрегионального неравенства по доходам оказывается несколько ниже (в 2004 г. индекс Джини по стране в целом равнялся 42,9% без учета социальных трансфертов и 38,5% с их учетом), тем не менее, и в этом случае оно растёт.

Исследование Л. Фёдорова [44] сосредоточено на изучении поляризации российских регионов в 1990-1999 г. В качестве эмпирического материала используются данные о душевых доходах и расходах населения, пересчитанных в реальные с помощью региональных ИПЦ. Динамика неравенства по доходам и расходам, измеренного индексами Джини и Тейла с весами, представляющими долю населения региона в населении страны, характеризуется дивергенцией в период 1991-1997 гг.; в 1998-1999 гг. неравенство по доходам примерно стабилизировалось, а по расходам снижалось. Схожими оказались тренды индексов поляризации Эстебана-Рея (13) и Вольфсона (14), говоря о нарастании поляризации российских регионов. Чтобы выявить группы регионов, между которыми происходит поляризация, использован также модифицированный индекс Канбура-Жанга: отношение неравенства между группами регионов к общему межрегиональному неравенству вместо внутригруппового в исходном индексе (напомним, что в индексе Канбура-Жанга неравен-

---

<sup>12</sup> В целом по стране за 2000-2004 гг. реальный доход в первой квинтили вырос на 39%, а в пятой – на 62%.

ство измеряется индексом Тейла). При этом проверяются четыре гипотезы о дихотомии, обуславливающей поляризацию: запад–восток (регионы западнее Урала и регионы Сибири, Урала, Дальнего Востока), этнически русские регионы–национальные республики, экспортёры–не экспортёры (к первым отнесены регионы, доля экспорта из которых составляла более 1% российского экспорта в 1997 г.), сильно урбанизированные–слабо урбанизированные регионы (регионы, в которых численность населения административного центра превышает 800 тыс. чел., и остальные). Анализ отверг первые две гипотезы (индекс поляризации слабо менялся в течение 1990-1999 гг.). Две последние гипотезы подтвердились, при этом в 1992-1999 гг. поляризация как между регионами–экспортёрами и прочими, так и между сильно и слабо урбанизированными быстро росла.

Работа Е.В. Балацкого и К.М. Саакянца [1] стоит несколько особняком, но с некоторой долей условности её также можно отнести к исследованиям поляризации регионов по доходам. В ней предложен метод оценки взаимосвязи неравенства по доходам между группами регионов и экономического роста страны в целом. ВВП страны,  $Y$ , принимается равным сумме ВРП, тогда

$$Y = N \cdot ((1 - n_H) y_L + n_H y_H) = N y_L \cdot (1 + n_H (\kappa - 1)), \quad (15)$$

где  $y_H$ ,  $y_L$  – душевой ВРП в группах «богатых» и «бедных» регионов,  $N$  – общая численность населения,  $n_H$  – доля в ней населения богатых регионов,  $\kappa = y_H/y_L$  – коэффициент дифференциации душевых доходов. В предположении, что  $N$ ,  $n_H$  и  $y_L$  не зависят от времени, темпы роста ВВП и дифференциации доходов связаны соотношением

$$\frac{d \ln Y}{dt} = \frac{n_H \kappa}{1 + n_H (\kappa - 1)} \cdot \frac{d \ln \kappa}{dt} = \Omega \frac{d \ln \kappa}{dt}.$$

Параметр  $\Omega$ , названный «коэффициентом эрозии доходов», – эластичность ВВП по дифференциации доходов. Он говорит, сколько процентов прироста ВВП страны «съедается» каждым процентом роста дифференциации доходов. Такая интерпретация исходит из того, что согласно (15), при постоянном  $\kappa$  созданный ВВП может быть потрачен на увеличение дохода в бедных регионах ( $y_L$ ), на расширение группы «богатых» ( $n_H$ ), либо на поддержку возросшего населения страны ( $N$ ). Если же  $\kappa$  растёт, то эти три канала недополучают средства («изъятый» доход, обусловленный ростом  $\kappa$ , поступает в распоряжение богатых регионов), а величина  $\Omega$  показывает, в какой степени.

Расчёты по рассмотренной модели проведены для 1998-2001 гг. и 2001-2004 гг. по данным о номинальных ВРП. К богатым регионам отнесены Москва и Тюменская область, к бедным – все остальные. Прирост российского ВВП в 2001 г. к 1998 г. составил

23,9%. При коэффициенте дифференциации доходов, равном 34,2%,  $\Omega_{1998} = 0,24$ . Отсюда объём ВВП, «съеденного» дивергенцией доходов в 1998-2001 гг., составил 5,7%, а темп прироста ВВП, который пришелся на основную часть населения страны, – 18,2%. За период 2001-2004 гг. ВВП вырос на 22,0%, а разрыв в доходах – на 2,5%, из-за чего рост ВВП для основной части населения составил на 21,2%.

И. Долинская рассматривает изменение формы распределения доходов и абсолютную мобильность регионов по доходам в периоды 1970-1991 и 1991-1997 гг. [39]. В работе используются душевые доходы населения, нормированные на средние по стране и пересчитанные для 1992-1999 гг. в реальные с помощью региональных ИПЦ. Из выборки исключены Москва и Санкт-Петербург. Оценки плотности распределения доходов показывают, что в течение 1991-1999 гг. оно становилась всё шире, что свидетельствует о дивергенции регионов по доходам, и скашивалась в сторону низких доходов. Динамика плотности распределения за дореформенный период 1970-1990 гг. принципиально иная: оно сужалось, хотя и очень медленно, а медиана оставалась стабильной. Для анализа мобильности регионов по доходам применен предложенный в [62] метод, основанный на использовании переходных матриц. Для их построения выделено пять групп регионов с относительными доходами в диапазонах  $[0, 0,7)$ ,  $[0,7, 0,9)$ ,  $[0,9, 1,1)$ ,  $[1,1, 1,3)$ ,  $[1,3, \infty)$ . Дореформенный период характеризуется довольно низкой мобильностью регионов по доходам: вероятность остаться в той же доходной группе составляет 0,68. В эргодическом (долгосрочном) распределении доходов в среднюю доходную группу попадают 52% регионов, причём группа «бедных», с доходами менее 0,7 от среднероссийского, оказывается пустой. Мобильность в 1991-1999 гг. значительно выше, чем в 1970-1990 гг., при устойчивости крайних групп – самых бедных и самых богатых регионов (вероятность остаться в первой группе равна 0,69-0,82, в пятой – 0,75-0,87). Такая структура мобильности ведёт к крайне неравномерному долгосрочному распределению доходов: в среднюю доходную группу попадает немногим более пятой части регионов, а половина – в две нижние, с относительным доходом менее 0,9.

Полученные результаты используются для изучения влияния двух факторов на рост межрегионального неравенства по доходам – структуры промышленности и бюджетной политики. Первая характеризуется долями обрабатывающих (машиностроение, лёгкая промышленность и строительство) и сырьевых отраслей (добыча угля и углеводородов, чёрная и цветная металлургия) в общем объёме промышленной продукции региона; вторая – долей трансфертов в расходах регионального бюджета и долей расходов на дотации в регионе в консолидированном бюджете. Здесь используются два метода. Первый – по-

строение и анализ матриц, элементы которых представляют собой средние значения указанных показателей по регионам, образовавшим соответствующий элемент переходной матрицы. Второй метод – регрессионный анализ, в котором объясняемой переменной является перемещение региона между доходными группами. Объясняющими переменными служат указанные выше показатели (кроме трансфертов), изменение доли дотаций за 1992-1997 гг., принадлежность региона к доходной группе в исходный момент, а также доля предприятий, созданных за 1992-1997 гг., в общем числе предприятий в регионе. В целом полученные результаты показывают, что рост доходов в «более успешных» регионах связан с природными ресурсами, тогда как «менее успешные» попадали в «ловушку бедности» из-за неконкурентоспособных отраслей промышленности и недостатка ресурсов для её реструктуризации. Динамика доходов в рассматриваемом периоде оказалась не связанной с развитием новых предприятий, таким образом, она определялась деятельностью прежних, существовавших в регионе в дореформенный период.

Ф. Карлёр в работе [37], как и И. Долинская, применяет метод Д. Куа [62], но при этом изучает кластерную конвергенцию по доходам, интерпретируя доходные группы, используемые для построения переходных матриц, как кластеры («клубы») конвергенции. Объектом анализа являются номинальные доходы населения за 1985-1999 гг.; за 1992-1999 гг. они пересчитаны в цены конца 1991 г. с помощью ИПЦ по России в целом. Выделены четыре доходные группы, соответствующие квартилям распределения доходов в регионах в 1985 г., откуда рассчитаны границы групп. Полученная переходная матрица имеет некоторые качественные черты, сходные с матрицами в [39]: в целом вероятность остаться в той же доходной группе составляет менее 0,5, но крайние доходные группы довольно устойчивы: вероятность остаться в первой равна 0,82, в четвёртой – 0,86. Однако эргодическое (долгосрочное) распределение доходов отличается весьма сильно: в нижней доходной группе оказывается почти две трети регионов, в верхней – примерно пятая часть, а на каждую из двух средних групп приходится около десятой части регионов. Полученная картина, действительно, говорит о поляризации регионов: большая часть из них перемещается либо в группу «самых богатых», либо в группу «самых бедных» (как они определены в работе). Такое значительное расхождение с результатами И. Долинской, по-видимому, обусловлено не столько различием данных (номинальные и реальные доходы), сколько разным принципом выделения доходных групп.

В работе Р. Емцова [73] изучается динамика как меж-, так и внутререгионального неравенства по доходам, а также бедности, за 1994-2000 гг. Для этого используются душевые денежные доходы по регионам, полученные при бюджетных обследованиях домохо-

зяйств. Доходы преобразованы в реальные с помощью региональных прожиточных минимумов. Общее неравенство по доходам в России, измеряемое индексом Тейла, выросло за 1994-2000 гг. на 14% (с 0,297 до 0,339), при этом межрегиональное неравенство увеличилось на 47%, а внутрирегиональное – на 3%. И если в 1994 г. вклад межрегионального неравенства в общее неравенство по доходам составлял 25%, то в 2000 г. – 32%. Таким образом, роль региональных различий в общем неравенстве по доходам усиливается (им обязано до 85% увеличения общего неравенства за 1994-2000 гг.). Картина резко меняется при удалении самых богатых регионов – Москвы, Санкт-Петербурга и Тюменской области. Общее неравенство по группе остальных регионов оказывается существенно ниже, но его рост за 1994-2000 гг. увеличивается до 17%, с 0,192 до 0,225. При этом межрегиональное неравенство возрастает только на 5%, а внутрирегиональное – на 22%. Вклад же межрегионального неравенства в общее неравенство по доходам относительно стабилен (снижаясь с 26% до 23%). Таким образом, рассматриваемый период характеризовался возрастанием разрыва между регионами с высокими доходами и остальной частью страны и усилением неравенства внутри регионов с более низкими доходами. При измерении межрегионального неравенства стандартным отклонением логарифма доходов оно оставалась относительно стабильным в течение 1992-1997 гг., после чего стало увеличиваться. Эта траектория  $\sigma_t$  значительно отличается от полученной Н.Н. Михеевой в [13, 14].

Мобильность регионов по доходам анализируется с помощью переходных матриц. Регионы разбиваются на доходные группы так же, как в работе И. Долинской [39], но полученные результаты оказались иными. Так, оценка вероятности остаться в верхней доходной группе гораздо ниже: 0,38. В долгосрочном распределении доходов примерно три четверти регионов попадают в три нижние группы с примерно равной долей регионов в каждой из них. Вместе с тем качественно картина сходна с полученной И. Долинской. Переходная матрица использована также для прогнозирования бедности в 2010 г. в разных сценариях динамики неравенства по доходам; немалое внимание в работе посвящено анализу внутрирегионального неравенства по доходам.

Б.Л. Лавровский и Е.А. Шильцин рассматривают динамику номинальных ВРП за 2000-2005 гг. [7]. Динамика неравенства по доходам, измеряемого коэффициентом вариации душевого ВРП, характеризуется дивергенцией. Однако при исключении Москвы, Тюменской области и Чукотского АО наблюдается слабая конвергенция и стабилизация неравенства. Вкладом этих трёх регионов объясняется значительная часть межрегионального неравенства: в 2000 г. половину вклада в величину коэффициента вариации давали Москва и Тюменская область, в 2005 г. – Тюменская область и Чукотский АО. Для оценки



переходной матрицы выделены пять доходных групп по душевым ВРП относительно среднего по России:  $[0, 0,25)$ ,  $[0,25, 0,5)$ ,  $[0,5, 1)$ ,  $[1, 2)$ ,  $[2, \infty)$ . Мобильность регионов по доходам в 2000-2005 гг. оказалась весьма низкой, из-за чего долгосрочное распределение доходов незначительно отличается от фактического в 2005 г. Тенденции к поляризации регионов не обнаруживаются: в долгосрочном распределении в нижнюю доходную группу попадают 1,3% регионов, в верхнюю – 3%. Вместе с тем оно скошено в сторону низких доходов: три четверти регионов сосредоточены в первых трёх доходных группах.

В работе Т. Херцфельда [52] изучается динамика номинальных душевых ВРП относительно среднероссийского за 1994-2004 гг., сходный анализ проводится для Китая. Динамика двух измерителей неравенства по доходам – индекса Джини и коэффициента вариации – говорит о явной дивергенции (а значения этих показателей догоняют китайские к 2002-2004 гг.). При исключении Москвы, Тюменской области и Чукотского АО и Якутии неравенство регионов по доходам, хотя и колеблется, но остаётся в среднем стабильным. В целом эта картина  $\sigma$ -конвергенции хорошо согласуется с полученной Б.Л. Лавровским и Е.А. Шильциным в [7]. Для анализа кластерной конвергенции оценки плотности распределения душевых относительных ВРП в каждом году тестируются на мультимодальность. Эта гипотеза не отвергается на уровне значимости 10% для пяти (из 11) лет. Однако дополнительная мода распределения (иногда две) обязана лишь Москве, Тюменской области и Чукотскому АО (и, как нам представляется, эту группу регионов вряд ли можно считать кластером конвергенции). В Китае же после 1982 г. кластеры конвергенции не обнаруживаются, хотя там тоже имеются весьма богатые регионы. Следовательно, разрыв между ними и остальной частью страны не столь значителен, как в России.

Поскольку тесты на мультимодальность не дают информации о динамике распределения доходов, с целью выявления тенденции к поляризации анализируется мобильность регионов внутри распределения с помощью переходной матрицы. Для её построения выделены шесть доходных групп шириной  $0,6\sigma$  (кроме нижней и верхней), где  $\sigma$  – стандартное отклонение относительных душевых ВРП; нижняя группа имеет диапазон доходов  $[0, 1 - 0,9\sigma]$ , верхняя –  $(1 + 1,5\sigma, \infty)$ . Как для России, так и для Китая оказалось, что наиболее устойчивы вторая нижняя и самая верхняя доходные группы. Долгосрочное распределение душевых ВРП в России скошено влево (половина регионов попадает во вторую нижнюю группу, а в первые три группы – 87% регионов), но не свидетельствует о поляризации. В Китае картина иная: долгосрочное распределение имеет две моды, соответствующие второй нижней и самой верхней доходным группам; таким образом, китайские

регионы имеют тенденцию к поляризации, причём большая часть регионов оказывается в верхней доходной группе.

## 5. СРАВНИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ

Некоторые результаты рассмотренных исследований согласуются друг с другом, а некоторые друг другу противоречат. Однако непосредственно их трудно сравнивать, поскольку разные работы отличаются исходными данными и способами их преобразования (пересчёта номинальных показателей в реальные), рассматриваемыми периодами времени, иногда также выборками регионов. Поэтому имеет смысл проанализировать указанные различия и степень надёжности результатов, и, опираясь на это, попытаться получить некоторую общую картину динамики межрегионального неравенства по доходам в России. Табл. 2 резюмирует основные характеристики рассмотренных работ: охваченные период времени, используемые показатели дохода, показатели, принятые для оценки реальных доходов, и основные методы, применённые для анализа.

Таблица 2

**Сводка исследований межрегионального неравенства по доходам в России**

Работа	Рассматриваемый период	Показатель дохода	Индикатор регионально-го уровня цен	Основные методы анализа
[13, 14]	1990-1996	ВРП	—	$\beta$ -сходимость
[38]	1985-1999	Доходы населения	ИПЦ	$\beta$ -сходимость
	1994-1999	ВРП	—	
	1995-2000	Объём промышленно-го производства	—	
[69, 70]	1992-2005	Доходы населения	ИПЦ	$\beta$ -сходимость
[56]	1996-2005	ВРП	—	$\beta$ -сходимость
[10-12]	1995-2004	ВРП	Стоимость ФН	$\beta$ -сходимость
	1997-2005	Доходы населения	Стоимость ФН	
[9]	1998-2004	ВРП	Из [3]	$\beta$ -сходимость
[54]	1998-2006	ВРП	Из [3]	$\beta$ -сходимость
[35]	1999-2004	ВРП	—	$\beta$ -сходимость
[26-28]	1993-1997, 1993-2000	Доходы населения	ИПЦ	Причинно-следственный анализ пространственных рядов
[29]	1993-2007	Доходы населения	Стоимость ФН + ИПЦ	Причинно-следственный анализ пространственных рядов
[30]	1995-2001	Доходы населения (квintильные группы)	—	Причинно-следственный анализ пространственных рядов
[18]	1995-1997	ВРП	—	Причинно-следственный анализ пространственных рядов
	1994-1998	Доходы населения	ИПЦ	
	1991-1998	Физический объём промышленного производства		
[23]	1995-1999	Доходы населения	ИПЦ(?)	Анализ временных рядов
[55]	1993-2002	ВРП(?)	ИПЦ(?)	Анализ временных рядов

Работа	Рассматриваемый период	Показатель дохода	Индикатор регионального уровня цен	Основные методы анализа
[34]	1990-2001	Доходы населения, ВРП	Стоимость набора основных продуктов питания, прожиточный минимум	$\sigma$ -конвергенция
[47]	1990-2000	Заработная плата	—	$\sigma$ -конвергенция
[8]	2000-2004	Доходы населения (квинтильные группы)	Стоимость ФН + ИПЦ(?)	$\sigma$ -конвергенция
[44]	1990-1999	Доходы населения, расходы населения	ИПЦ	Поляризация
[1]	1998-2004	ВРП	—	Поляризация (?)
[39]	1991-1997	Доходы населения	ИПЦ	Переходные матрицы
[37]	1985-1999	Доходы населения	—	Переходные матрицы
[73]	1994-2000	Доходы населения	Прожиточный минимум	$\sigma$ -конвергенция, переходные матрицы
[7]	2000-2005	ВРП	—	Переходные матрицы
[52]	1999-2004	ВРП	—	Кластеры конвергенции, переходные матрицы

ФН – фиксированный набор товаров и услуг.

Из 30 работ в 20 предметом анализа являются доходы населения, в 16 – ВРП, при этом в семи работах используются оба показателя. Двойственный смысл термина «реальный» по отношению к денежным показателям, когда речь идёт об их сопоставимости как во времени, так и между регионами, проявляется во многих работах, особенно в использующих ВРП. В некоторых из них доходы населения или ВРП названы реальными, когда они приведены к среднероссийским ценам некоторого года. Но с точки зрения межрегиональных сравнений они остаются номинальными, не учитывая различия в покупательной способности рубля по регионам. Попытки обеспечить сопоставимость доходов населения между регионами предприняты почти во всех исследованиях, использующих данный показатель, за исключением [30, 37, 38]. При этом в [30] использование номинальных доходов оправдано сутью исследования (поскольку развитие малого предпринимательства должно оказывать воздействие именно на номинальные доходы населения данного региона).

Можно выделить два метода оценки реальных доходов населения. Первый, применяемый также в российской официальной статистике, – дефлирование номинальных доходов в помощью региональных ИПЦ, что, на первый взгляд, должно обеспечить сопоставимость доходов как во времени, так и в пространстве. Однако это не так: региональные ИПЦ не сопоставимы между собой, поскольку в каждом регионе используется своя структура (т.е. система весов) набора благ, учитываемых в ИПЦ. Как показано в [51], данный метод неприемлемо искажает межрегиональные различия, вплоть до того, что номинальные доходы оказываются более точной «оценкой» реальных, чем оценки с помощью ре-

гиональных ИПЦ. Поэтому к результатам работ, в которых реальные доходы оценены с помощью региональных ИПЦ, следует относиться весьма критически. В [51] не рассматривался вопрос о точности оценки темпов изменения реальных доходов с помощью региональных ИПЦ. Но сказанное заставляет с осторожностью подходить и к результатам работ, в которых вместо реальных доходов фигурируют темпы их изменения.

Второй метод заключается в использовании стоимости некоторого набора благ в качестве индикатора стоимости жизни в регионе. В [34, 73] используются стоимость набора основных продуктов питания и прожиточный минимум. До 2000 г. эти показатели эквивалентны: основой расчёта прожиточного минимума служила стоимость набора основных продуктов питания, а расходы на все остальные блага принимались в размере 40% от неё; с 2000 г. методика расчёта прожиточного минимума изменилась – теперь в нём непосредственно учитываются цены промышленных товаров и услуг. Хотя представительность данных индикаторов невелика (в них учитывалось от 19 до 33 наименований продовольственных товаров), они довольно хорошо работали на этапе экономического спада, 1992-1998 гг., но для последующих лет, по крайней мере, с 2002 г., они дают всё менее точную оценку реальных доходов [51]. Поэтому результаты, полученные в работах [34, 73], можно считать достаточно надёжными. С 2002 г. стала публиковаться стоимость фиксированного набора потребительских товаров и услуг для межрегиональных сопоставлений покупательной способности населения. Этот показатель довольно представительен, охватывая 83 наименования товаров и услуг. С его помощью оцениваются реальные доходы населения в [11, 12]. В [8, 29] используется стоимость фиксированного набора в некоторый момент времени, а для других моментов времени рассчитывается её дефлированная величина. Насколько велики здесь смещения, вызванные привлечением региональных ИПЦ, неясно, но из-за возможности таких смещений, к результатам этих работ следует относиться осторожно.

При использовании ВРП в большинстве работ анализируются номинальные величины, что вполне понятно из-за отмеченных во введении трудностей оценки реальных ВРП. В [10-12] реальные величины рассчитаны с помощью стоимости фиксированного набора товаров и услуг, а в [34] – прожиточного минимума или стоимости набора основных продуктов питания. Эти показатели отражают цены только потребительских благ, тогда как межрегиональные соотношения цен других товаров и услуг могут быть совершенно иными. Однако неясно, насколько велики вызванные этим неточности оценки ВРП. В [9, 54] использованы полученные в [3, 4] индексы, позволяющие корректно оценить реальные ВРП. Но, поскольку такие индексы имеются только для одного года, на другие года в [9,

54] они были распространены с использованием некоторых дефляторов. Здесь также неясно, какова неточность такого комбинированного метода оценки реальных ВРП.

Что касается выборки регионов, следует отметить одну методическую ошибку, встречающуюся в некоторых работах (что удивительно, не только зарубежных, но и отечественных исследователей). В российских статистических источниках данные по субъектам Федерации, включающим автономные округа, приводятся в целом – с учётом округов. Поэтому, если в выборке присутствуют автономные округа, они учитываются дважды: как самостоятельные регионы и в составе включающего их региона. В таких случаях во избежание двойного счёта данные по субъекту Федерации, включающему автономные округа, следовало бы пересчитывать, исключив показатели округов (например, рассчитывая душевые доходы для юга Тюменской области, т.е. области без Ханты-Мансийского и Ямало-Ненецкого АО).

В целом, исходя из результатов анализа  $\sigma$ -конвергенции с помощью различных показателей неравенства (он проведён во многих работах, для которых в табл. 2 этот метод не указан в качестве основного: [7, 9-14, 37, 38, 44, 52, 69, 70, 73]), наиболее правдоподобной представляется следующая картина динамики межрегионального неравенства по доходам в России. В течение 1992-2005 гг. происходила дивергенция регионов по реальным доходам населения, при этом в 1998 г. неравенство резко сократилось, а затем вновь стало увеличиваться. «Эффект 1998 г.», по-видимому, обязан более сильному снижению доходов в богатых регионах, особенно в Москве. Относительно неравенства по душевым ВРП картина более неопределённая. Скорее всего, в 1992-2005 гг. оно также нарастало, но медленнее и с отклонениями от этой тенденции в некоторые годы (в частности, в 1998 г.).

Распределения как душевых доходов, так и ВРП со временем скашивались влево, особенно в первые годы рыночных преобразований, но затем этот процесс замедлился или даже прекратился. Кластеры конвергенции при этом отсутствовали, вторичную моду (или моды) в правом хвосте распределения следует интерпретировать скорее как выбросы, чем как кластеры конвергенции, поскольку они обязаны всего двум-трём регионам, резко отличающимся от остальных уровнем душевых доходов населения и ВРП (Москва, Тюменская область и иногда ещё один регион). Результаты в [37] расходятся с таким выводом, говоря о резкой поляризации российских регионов, распадающихся на два кластера. Но это обусловлено неудачной крайне неравномерной дискретизацией пространства доходов. Ширина второй доходной группы всего 6,2, третьей – 8,5 руб. в ценах 1991 г., тогда как первой и четвертой – 83 и 310 руб. соответственно. Ясно, что вероятность попадания в столь узкие средние группы довольно низка, из-за чего основная доля регионов попадает в

крайние доходные группы, как бы свидетельствуя о поляризации по доходам.

Результаты относительно  $\beta$ -сходимости, исходя из сказанного ранее, вряд ли заслуживают рассмотрения (заметим, что ей отдана дань и в ряде работ, где данный метод не указан в табл. 2, играя в них второстепенную роль: [7, 29, 73]). Но если отказаться от интерпретации результатов регрессионного анализа, основанной на этой концепции, то из него можно извлечь некоторую полезную информацию. Регрессия безусловной  $\beta$ -сходимости по сути показывает, как влияет на темп роста душевого дохода его исходный уровень, например, будет ли он выше в регионах с исходно более низкими доходами. Определённого заключения здесь сделать нельзя, поскольку рассмотренные работы дают противоречивые результаты: в одних обнаруживается отрицательная связь, в других – положительная, в третьих вообще не обнаруживается статистически значимой зависимости. Можно предположить, что направление этой связи разное в разные периоды времен. Так, некоторое время эта связь была наверняка положительной: богатые регионы отличались и более высокими темпами экономического роста, за счёт чего и отрывались всё дальше и дальше от основной массы регионов.

Анализ условной  $\beta$ -сходимости, если трактовать его как причинно-следственный анализ пространственных рядов, даёт более богатую информацию, говоря о детерминантах межрегионального неравенства по доходам. Не рассматривая все многочисленные факторы, которые фигурировали в таких регрессиях (в том числе и в работах, непосредственно ориентированных на причинно-следственный анализ), можно заключить, что наиболее существенное влияние на неравенство по доходам оказывает доля добывающих отраслей (скорее всего, и отраслей первичной переработки природных ресурсов) в ВРП региона, имеющая положительную связь с душевыми доходами и темпами их роста, и доля сельского хозяйства, имеющая отрицательную связь.

Ещё один представляющийся достаточно надёжным вывод – наличие взаимного влияния соседних регионов на ВРП друг друга (возможно, и на доходы населения), которое не всегда можно описать определёнными экономическими показателями. Это находит выражение в пространственной автокорреляции, обнаруженной в [9-12, 35, 54]. Отсюда следует, что при регрессионном анализе пространственных рядов ВРП (доходов населения) следует, во избежание смещения оценок регрессий, использовать методы пространственной эконометрики.

## 6. ОТ АНАЛИЗА К РЕКОМЕНДАЦИЯМ

Результаты анализа межрегионального неравенства по доходам сами по себе представляются интерес для практики, давая общую картину неравенства, его детерминант и тенденций развития (правда, ценность результатов определяется их объективностью, зависящей от корректности использования данных и методов анализа). Однако эта картина – только «полуфабрикат», исходный материал для разработки экономической политики. И с практической точки зрения ещё бóльший интерес представляли бы рекомендации для экономической политики, основанные на проведенном анализе. Из 30 рассмотренных работ только шесть содержат такие рекомендации (хотя иногда они очевидно вытекают из результатов анализа, как, например, в [30] необходимость развития малого предпринимательства для увеличения доходов низкодоходных групп). Если добавить публикации, не включённые в обзор по причине убогости анализа, то в них рекомендации в основном сводятся к примитивному тезису, что нужно снижать (или даже выравнивать) межрегиональные различия в уровне благосостояния или экономического развития.

Однако «новая экономическая география» приводит к выводу, что в рыночной экономике неравенство уровней развития территорий неустранимо в принципе, будучи обусловленным такими мощными факторами как агломерационные эффекты, богатство природными ресурсами или выгодное экономико-географическое положение. Некоторые из предлагаемых в литературе мер по сглаживанию межрегиональных различий, такие как преимущественное промышленное развитие отсталых регионов или ускоренный рост инвестиций в них, по сути, направлены на противодействие указанным факторам, следствием чего окажется снижение темпов экономического роста страны в целом.

Для обоснованности рекомендаций нужно иметь представление о том, чего следует добиваться. Иными словами – хотя бы о приемлемом, если не рациональном, уровне межрегионального неравенства, отклонения от которого и позволили бы судить, насколько настоятельная проблема сглаживания различий в благосостоянии населения или экономическом развитии регионов. Но эта проблема пока даже не поставлена. Неясно, что означает само понятие «приемлемый или рациональный» (с какой точки зрения?) уровень неравенства, как подойти к выбору критериев приемлемости (или рациональности), как оценивать с этой позиции динамику межрегионального неравенства.

Можно, конечно, опереться на опыт ЕС, где в качестве границы неблагополучия региона принят душевой ВРП ниже 75% от ВВП на душу населения в среднем по ЕС. Но и там эта величина принята априорно, к тому же Россия далеко не ЕС. Если же взять сход-

ные по характеру экономического роста («догоняющее развитие») крупные страны – Бразилию, Китай, Индию, то там как степень межрегионального неравенства по доходам, так и тенденции его изменения схожи с российскими [5]. А при отсутствии ориентиров рекомендации о сокращении неравенства по доходам между российскими регионами исходят из интуитивного представления о том, какой уровень неравенства является чрезмерным.

Нужно сказать, что даже когда рекомендации не состоят просто в призыве к выравниванию, зачастую предлагаемые исследователями меры по сокращению межрегионального неравенства по доходам в России довольно поверхностны. Это вполне объяснимо: их разработка требует гораздо более глубокого и тонкого анализа причин неравенства, механизмов его формирования, модельной проверки последствий принятия тех или иных мер. Рассмотрим этот вопрос на нескольких примерах.

Один из факторов, препятствующих снижению межрегионального неравенства по доходам в России – низкая географическая мобильность рабочей силы, главной причиной которой является жилищная проблема. И на первый взгляд, широкое развитие арендного сектора жилищного фонда (вместо нынешней жилищной политики, сконцентрированной на приобретении семьями жилья в собственность, ещё сильнее привязывающем их к месту проживания) будет способствовать уменьшению разрывов в доходах между регионами. Спору нет, делать это необходимо в любом случае, поскольку иначе жилищную проблему не решить. Однако последствия для неравенства по доходам между регионами могут в конечном счёте оказаться противоположными ожидаемым, исходящим из того, что миграция в регионы с высокими доходами увеличит предложение труда в них, приводя к снижению заработной платы, а отток рабочей силы из регионов с низкими доходами вызовет рост её цены из-за снижения предложения. В контексте «новой экономической географии» вполне вероятна иная логика: приток рабочей силы будет способствовать привлечению капитала, приводя к ещё большей концентрации экономической деятельности в регионах с высокими доходами и дальнейшему росту доходов них, а следствием снижения предложения труда (и, тем более, опережающего уменьшения человеческого капитала из-за преимущественного оттока наиболее квалифицированных работников) в регионах с низкими доходами окажется прогрессирующее свёртывание экономической активности. Аналогичными могут быть и последствия развития транспортной инфраструктуры, предлагаемого в качестве одной из мер государственной региональной политики, например, в [9].

Меры по снижению межрегионального неравенства по доходам далеко не всегда вопрос региональной политики. Известно, что между душевыми доходами в регионе и долей



сельского хозяйства в ВРП наблюдается отрицательная связь (например, [13, 14]). Это представляется вполне естественным, поскольку в сельском хозяйстве используется менее квалифицированный труд, чем (в среднем) в других отраслях. Но сравнивая разрыв между доходами городского и сельского населения в России и, например, в Белоруссии, видно, что в России он гораздо больше. Причиной является деятельность мультирегиональных (иногда региональных) монополистов, перераспределяющих доходы первичных производителей сельскохозяйственной продукции в свою пользу. А эта проблема – предмет сельскохозяйственной политики, а отнюдь не региональной.

Общее неравенство по доходам в стране в значительной степени определяется внутри-, а не межрегиональным неравенством: по оценкам [73], в России на долю последнего приходится от четверти до трети. Решение настоящей задачи уменьшения уровня бедности в стране будет приводить к снижению внутрирегионального неравенства по доходам (заметим в этой связи, что в настоящее время в Китай переходит от принципа «пусть будет больше богатых» к принципу «пусть станет меньше бедных»). По расчётам [8], для преодоления бедности в России достаточно не очень значительного перераспределения доходов (увеличение подоходного налога для менее 30 млн. наиболее состоятельных граждан до 18%). Снижение, и тем более, преодоление, бедности таким или же каким-либо иным путём будет одновременно приводить и к уменьшению разрывов в доходах между регионами. Но это, опять же, предмет не региональной, а социальной политики.

## ЛИТЕРАТУРА

1. Балацкий Е.В., Саакянц К.М. Дивергенция доходов и экономический рост / Научные труды. ИПП РАН. – М.: МАКС Пресс, 2006. – С. 583-601.
2. Богомолова Т.Ю., Тапилина В.С., Ростовцев П.С. Роль мобильности по доходам в изменении неравенства в распределении доходов. – Новосибирск: Новосибирский государственный университет, 2001.
3. Гранберг А.Г., Зайцева Ю.С. Производство и использование валового регионального продукта: межрегиональные сопоставления. Статья 2. Корректировки ВРП с учетом территориальных различий покупательной способности денег // Российский экономический журнал. – 2002. – № 11-12. – С. 48-70.
4. Гранберг А.Г., Зайцева Ю.С. Межрегиональные сопоставления валового регионального продукта в Российской Федерации // Вопросы статистики. – 2003. – № 2. – С. 3-17.
5. Зубаревич Н.В. Мифы и реалии пространственного неравенства // Общественные науки и современность. – 2009. – № 1. – С. 38-53.
6. Кёвеш П. Теория индексов и практика экономического анализа. – М.: Финансы и статистика, 1990.
7. Лавровский Б.Л., Шильцин Е.А. Российские регионы: сближение или расслоение? // Экономика и математические методы. – 2009. – Т. 45. – № 2. – С. 31-36.
8. Литвинцева Г.П., Воронкова О.В., Стукаленко Е.А. Региональное неравенство доходов и уровень бедности населения России: анализ с учётом покупательной способности рубля // Проблемы прогнозирования. – 2007. – № 6. – С. 119-131.
9. Луговой О., Дашкеев В., Мазаев И., Фомченко Д., Поляков Е., Хехт А. Экономико-географические и институциональные аспекты экономического роста в регионах. – М., ИЭПП, 2007.
10. Мельников Р.М. Анализ динамики межрегионального экономического неравенства: зарубежные подходы и российская практика // Регион: экономика: и социология. – 2005. – № 4. – С. 3-18.
11. Мельников Р.М. Межрегиональное экономическое неравенство в российской экономике: тенденции и перспективы // Региональная экономика: теория и практика. – 2007. – № 8. – С. 26-33.
12. Мельников Р.М. Межрегиональное экономическое неравенство в российской экономике: тенденции и перспективы // Региональная экономика: теория и практика. – 2008. – № 3. – С. 7-14.

13. Михеева Н. Н. Анализ дифференциации социально-экономического положения российских регионов // Проблемы прогнозирования. – 1999. – № 5. – С. 91-102.
14. Михеева Н. Н. Дифференциация социально-экономического положения регионов России и проблемы региональной политики / Российская программа экономических исследований. Научный доклад № 99/09. – М.: РПЭИ, 2000.
15. Регионы России. Социально-экономические показатели. 2008: Стат. сб. / Росстат. – М., 2008.
16. Суслов В.И., Ибрагимов Н.М., Талышева Л.П., Цыплаков А.А. Эконометрия. – Новосибирск: Изд-во СО РАН, 2005.
17. ACCRA Cost of Living Index. – 2002. – V. 35. – No. 4.
18. Ahrend R. Speed of reform, initial conditions or political orientation? Explaining Russian regions' economic performance // Post-Communist Economies. – 2005. – V. 17. – No. 3. – Pp. 289-317.
19. Anselin L. Spatial econometrics // A Companion to Theoretical Econometrics. – Oxford: Blackwell, 2001. – Pp. 310-330.
20. Anselin L. Under the hood. Issues in the specification and interpretation of spatial regression models // Agricultural Economics. – 2002. – V. 27. – No. 3. – Pp. 247-267.
21. Arbia G. Spatial Econometrics: Statistical Foundations and Applications to Regional Convergence. – Berlin, Heidelberg, New York: Springer, 2006.
22. Azariadis C., Drazen A. Threshold externalities in economic development // Quarterly Journal of Economics. – 1990. – V. 105. – No. 2. – Pp. 501-526.
23. Babetski J., Maurel M. Regional convergence and institutional development of Russia // Russia's Opening and the Common European Economic Space. – М.: РЕЦЭП, 2002.
24. Barro R.J., Sala-i-Martin X. Convergence // Journal of Political Economy. – 1992. – V. 100. – No. 2. – Pp. 223-251.
25. Barro R.J., Sala-i-Martin X. Economic Growth. – 2nd ed. – Cambridge, MA, London: MIT Press, 2004.
26. Berkowitz D., DeJong D. N. Accounting for growth in post-Soviet Russia // Regional Science and Urban Economics. – 2002. – V. 32. – No. 2. – Pp. 221–239.
27. Berkowitz D., DeJong D. N. Policy reform and growth in post-Soviet Russia // European Economic Review. – 2003. – V. 47. – No. 2. – Pp. 337–352.
28. Berkowitz D., DeJong D. N. Entrepreneurship and post-socialist growth // Oxford Bulletin of Economics and Statistics. – 2005. – V. 67. – No. 1. – Pp. 25–46.

29. Berkowitz D., DeJong D. N. Growth in post-Soviet Russia: a tale of two transitions / University of Pittsburgh, Department of Economics, Working Papers. – No. 369. – Pittsburgh, 2008.
30. Berkowitz D., Jackson J. E. Entrepreneurship and the evolution of income distributions in Poland and Russia // *Journal of Comparative Economics*. – 2006. – V. 34. – No. 2. – Pp. 338–356.
31. Bernard A.B., Durlauf S.N. Convergence in international output // *Journal of Applied Econometrics*. – 1995. – V. 10. – No. 2. – Pp. 97-108.
32. Bernard A.B., Durlauf S.N. Interpreting tests of the convergence hypothesis // *Journal of Econometrics*. – 1996. – V. 71. – No. 1. – Pp. 161-173.
33. Borts G.H., Stein J.L. *Economic Growth in a Free Market*. – New York: Columbia University Press, 1964.
34. Bradshaw M. J., Vartapetov K. A new perspective on regional inequalities in Russia // *Eurasian Geography and Economics*. – 2003. – V. 44. – No. 6. – Pp. 403-429.
35. Buccellato T. Convergence across Russian regions: a spatial econometrics approach / CSESCE Working Papers. – No. 72. – London, 2007.
36. Carlino G.A., Mills L. Testing neoclassical convergence in regional incomes and earnings // *Regional Science and Urban Economics*. – 1996. – V. 26. – No. 6. – Pp. 565-590.
37. Carluer F. The dynamics of Russian regional clubs: the time of divergence // *Regional Studies*. – 2005. – V. 39. – No. 6. – Pp. 713–726.
38. Carluer F., Sharipova E. The unbalanced dynamics of Russian regions: towards a real divergence process // *East-West Journal of Economics and Business*. – 2004. – V. 7. – No. 1. – Pp. 11-37.
39. Dolinskaya I. Transition and regional inequality in Russia: Reorganization or procrastination? / IMF Working Papers. – No. WP/02/169. – Washington, D.C., 2002.
40. Durlauf S. N., Quah D. The new empirics of economic growth // *Handbook of Macroeconomics*. – Oxford: Elsevier, 1999. – V. 1A. – Pp. 235–308.
41. Esteban J., Ray D. On the measurement of polarization // *Econometrica*. – 1994. – V. 62. – No. 4. – Pp. 819-851.
42. Estban J., Ray D. A comparison of polarization measures / UFAE and IAE Working Papers. – No. 700.07. – Barcelona, 2007.
43. Evans P., Karras G. Do economies converge? Evidence from a panel of U.S. states // *Review of Economics and Statistics*. – 1996. – V. 78. – No. 3. – Pp. 384-388.
44. Fedorov L. Regional inequality and regional polarization in Russia, 1990-99 // *World Development*. – 2002. – V. 30. – No. 3. – Pp. 443-456.

45. Formby J.P., Smith W.J., Zheng B. Mobility measurement, transition matrices and statistical inference // *Journal of Econometrics*. – 2004. – V. 120. – No. 1. – Pp. 181-205.
46. Friedman M. Do old fallacies ever die? // *Journal of Economic Literature*. – 1992. – V. 30. – No. 4. – Pp. 2129-2132.
47. Galbraith J. K., Krytynskaia L., Wang Q. The experience of rising inequality in Russia and China during the transition // *European Journal of Comparative Economics*. – 2004. – V. 1. – No. 1. – Pp. 87-106.
48. Galor O. Convergence? Inferences from theoretical models // *Economic Journal*. – 1996. – V. 106. – No. 437. – Pp. 1056-1069.
49. Galton F. Regression towards mediocrity in hereditary stature // *Journal of the Anthropological Institute of Great Britain and Ireland*. – 1886. – V. 15. – Pp. 246-263. [Статья имеется в Интернете по адресу [www.galton.org/essays/1880-1889/galton-1886-jaigi-regression-stature.pdf](http://www.galton.org/essays/1880-1889/galton-1886-jaigi-regression-stature.pdf)]
50. Gluschenko K. Russia's common market takes shape: price convergence and market integration among Russian regions / *BOFIT Discussion Papers*. – No. 7. – Helsinki, 2006.
51. Gluschenko K. Biases in cross-space comparisons through cross-time price indexes: the case of Russia / *BOFIT Discussion Papers*. – No. 9. – Helsinki, 2006.
52. Herzfeld T. Interregional income distribution: a comparison of Russian and Chinese experience // *Post-Communist Economies*. – 2008. – V. 20. – No. 4. – Pp. 431-447.
53. Hobijn B., Franses P.H. Asymptotically perfect and relative convergence of productivity // *Journal of Applied Econometrics*. – 2000. – V. 15. – No. 1. – Pp. 59-81.
54. Kholodilin K.A., Oshchepkov A., Siliverstovs B. The Russian regional convergence process: where does it go? / *DIW Berlin Discussion Papers*. – No. 861. – Berlin, 2009.
55. Kwon G., Spilimbergo A. Russia's regions: income volatility, labor mobility, and fiscal policy / *IMF Working Papers*. – No. WP/05/185. – Washington, D.C., 2005.
56. Ledyeva S., Linden M. Determinants of economic growth: empirical evidence from Russian regions // *European Journal of Comparative Economics*. – 2008. – V. 5. – No. 1. – Pp. 87-105.
57. LeSage J., Pace R.K. *Introduction to Spatial Econometrics*. – Boca Raton, FL: CRC Press, 2009.
58. Lucas R. E. On the mechanics of economic development // *Journal of Monetary Economics*. – 1988. – V. 22. – No. 1. – Pp. 3-42.
59. Magrini S. Regional (di)convergence // *Handbook of Regional and Urban Economics*. – V. 4. – Amsterdam, New York, Oxford: Elsevier Science, 2004. – Pp. 2741-2796.
60. Nahar S., Inder B. Testing convergence in economic growth for OECD countries // *Applied Economics*. – 2002. – V. 34. – No. 16. – Pp. 2011-2022.

61. Phillips P.C.B., Sul D. Transition modeling and econometric convergence tests // *Econometrica*. – 2007. – V. 75. – No. 6. – Pp. 1771-1855.
62. Quah D. Empirical cross-section dynamics in economic growth // *European Economic Review*. – 1993. – V. 37. – No. 2-3. – Pp. 426-434.
63. Quah D. Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis // *Scandinavian Journal of Economics*. – 1993. – V. 95. – No. 4. – Pp. 427-443.
64. Quah D. Convergence empirics across economies with (some) capital mobility // *Journal of Economic Growth*. – 1996. – V. 1. – No. 1. – Pp. 95-124.
65. Quah D. Empirics for growth and distribution: stratification, polarization, and convergence clubs // *Journal of Economic Growth*. – 1997. – V. 2. – No. 1. – Pp. 27-59.
66. Rey S. J. Spatial empirics for economic growth and convergence // *Geographical Analysis*. – 2001. – V. 33. – No. 3. – Pp. 194-214.
67. Romer P.M. Increasing returns and long-run growth // *Journal of Political Economy*. – 1986. – V. 94. – No. 5. – Pp. 1002-1037.
68. Silverman B. W. *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. – London: Chapman and Hall, 1986.
69. Solanko L. *Essays on Russia's Economic Transition*. – Helsinki: Bank of Finland, 2006.
70. Solanko L. Unequal fortunes: a note on income convergence across Russian regions // *Post-Communist Economies*. – 2008. – V. 20. – No. 3. – Pp. 287-301.
71. Wodon Q., Yitzhaki S. Convergence forward and backward? // *Economics Letters*. – 2006. – V. 92. – No. 1. – Pp. 47-51.
72. Wolfson M.C. When inequalities diverge // *American Economic Review*. – 1994. – V. 84. – No. 2. – Pp. 353-358.
73. Yemtsov R. Quo vadis? Inequality and poverty dynamics across Russian regions // *Spatial Inequality and Development*. – Oxford: Oxford University Press, 2005. – Pp. 348-397.
74. Yitzhaki S., Wodon Q. Mobility, inequality, and horizontal equity // *Research on Economic Inequality*. – V. 12. *Studies on Economic Well-Being: Essays in the Honor of John P. Formby*. – Oxford: Elsevier, 2004. – Pp. 179-199.
75. Zhang X., Kanbur R. What difference do polarization measures make? An application to China // *Journal of Development Studies*. – 2001. – V. 37. – No. 3. – Pp. 85-98.