

## **ИССЛЕДОВАНИЯ НЕРАВЕНСТВА ПО ДОХОДАМ МЕЖДУ РОССИЙСКИМИ РЕГИОНАМИ**

**К.П. Глущенко**

*ИЭОПП СО РАН, Национальный исследовательский Новосибирский  
государственный университет*

### **Аннотация**

Дан обзор отечественных и зарубежных работ, посвященных эмпирическому анализу межрегионального неравенства по доходам в России. Работы сгруппированы по применяемым в них статистическим подходам (анализ пространственных рядов, временных рядов и динамики распределения доходов). Обсуждается адекватность используемых методов и анализируемых данных, рассматривается вопрос о взаимосвязи изучения межрегионального неравенства по доходам и выработки рекомендаций для формирования экономической политики.

**Ключевые слова:** регионы России, межрегиональное неравенство, конвергенция по доходам, доходы населения, валовой региональный продукт

### **Abstract**

This article reviews the domestic and foreign studies which empirically analyze inter-regional income inequality in Russia. The studies are grouped according to the statistical approaches applied in these studies (cross-sectional analysis, time series analysis, and distribution dynamics analysis). The adequacy of the techniques used and data analyzed is discussed. We also consider the issue of relationship between studying inter-regional income inequality and policy implications.

**Keywords:** Russian regions, inter-regional inequality, income convergence, personal incomes, gross regional product

Значительная дифференциация российских регионов по уровню благосостояния не могла не привлечь внимания российских и зарубежных экономистов, что породило большое число исследований динамики межрегионального неравенства по доходам в России и его причин. Цель настоящей статьи – дать критический обзор основных работ по этой проблематике. Он 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. Рассматриваются только работы, использующие количественные методы анализа, поэтому исследования качественного характера (среди которых иногда встречаются весьма интересные), остались за рамками данного обзора.

Инструментарий анализа межрегионального неравенства по доходам был подробно рассмотрен нами в статье [1], опубликованной ранее, при этом обсуждались области применимости отдельных методов анализа и вопросы обеспечения межрегиональной сопоставимости анализируемых данных. Настоящий обзор существенно опирается на содержание той статьи, являясь в определенном смысле ее продолжением. Здесь мы касаемся только конкретных приложений рассмотренных ранее методов, считая сами методы известными читателю. При необходимости он может обратиться к указанной работе.

Охваченные обзором исследования сгруппированы по применяемым в них методам анализа в рамках выделенных в работе [1] трех подходов: это анализ пространственных рядов, анализ временных рядов и анализ динамики распределения доходов. Однако такая группировка довольно условна, потому что в большинстве работ используется несколько методов, нередко относящихся к разным подходам. Под регионами в настоящей статье понимаются субъекты Российской Федерации. В некоторых анализируемых работах составные субъекты Федерации трактуются как единый регион, т.е. автономные округа не выделяются. Во всех рассматриваемых работах доход, измеряемый валовым региональным продуктом или доходами населения (изредка другими величинами), берется в расчете на душу населения. Если не указана мера неравенства по доходам, используемая при анализе  $\sigma$ -конвергенции, то подразумевается стандартное отклонение логарифмов доходов.

## РАБОТЫ, ОСНОВАННЫЕ НА АНАЛИЗЕ ПРОСТРАНСТВЕННЫХ РЯДОВ

К этому подходу мы относим и анализ панельных данных, в котором панель трактуется как совокупность пространственных рядов, наблюдаемых в несколько моментов времени. Исследования, в которых применяется анализ пространственных рядов, наиболее многочисленны. При этом большинство из них сосредоточено на вопросе  $\beta$ -сходимости.

В работах Н.Н. Михеевой [2, 3] 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., значения ВРП за другие годы рассчитываются на основе факторов, отражающих динамику физического объема производства в отдельных секторах экономики региона. Такая методика позволяет обеспечить сопоставимость ВРП во времени, но не между регионами: поскольку базовые ВРП территориально несопоставимы, 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, исходящей из этой теории.

Регионы в указанных работах разбиваются на две доходные группы – с доходами выше и ниже среднероссийских («богатые» и «бедные») и рассматривается их переход из группы в группу в 1990–1996 гг. То есть, по сути, строится переходная матрица размерности  $2 \times 2$ ; совокупности регионов, соответствующие ее элементам, образуют четыре подгруппы. Когда доходы характеризуются ВРП, 21% богатых регионов переходит к 1996 г. в группу бедных, в группу богатых не перешел ни один регион; при рассмотрении доходов населения 64% богатых регионов оказались в 1996 г. бедными, а 10% бедных перешли в группу богатых. Безусловная  $\beta$ -сходимость ВРП и доходов населения отсутствует как во всей совокупности регионов, так и в их подгруппах (за исключением подгруппы регионов,

относившихся к бедным по доходам населения и в 1990, и в 1996 г.); не наблюдается также  $\sigma$ -конвергенция.

С помощью регрессионных моделей, в которых объясняемой переменной служит отклонение дохода от среднего по стране, анализируются детерминанты неравенства по доходам. При этом обнаружены 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 с принадлежностью региона к Центрально-Черноземному, 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 району. Отрицательную связь проявили доля сельского хозяйства в ВРП, принадлежность региона к Поволжскому или Дальневосточному району и, как ни удивительно, объем экспорта в расчете на душу населения.

Ф. Карлёр и Е. Шапирова [4] используют три показателя в номинальном выражении: доходы населения за 1985–1999 гг., ВРП за 1994–1999 гг. и объем промышленного производства за 1995–2000 гг. Для первого и последнего безусловная  $\beta$ -сходимость отсутствует, но для ВРП она имеет место. Сходные результаты дал и анализ  $\sigma$ -конвергенции. Условная же  $\beta$ -сходимость обнаружена для ВРП и объема промышленного производства. В качестве переменных, ответственных за региональные различия (т.е. различия траекторий равновесного роста), использовались следующие: в регрессии доходов населения – уровень образования населения, общественные расходы и финансовая помощь территории из федерального бюджета, в регрессии ВРП – инвестиции, уровень образования, финансовая поддержка территории и уровень здоровья населения, в регрессии объема промышленного производства – инвестиции, финансовая помощь территории и социальная политика. Однако о показателях, характеризующих эти переменные (а иногда и о содержании самих переменных), остается только догадываться, – какая-либо информация на этот счет в статье упомянутых авторов отсутствует.

Условная  $\beta$ -сходимость в работе [4] анализируется также с географической позиции – 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 объема промышленного производства географические факторы описываются переменными, определяющими, является ли регион приграничным и относится ли к северу, югу, западу или востоку (по классификации авторов). Для ВРП условная  $\beta$ -сходимость отсутствует, но она обнаруживается для объема промышленного производства. Любопытно, что связь принадлежности региона к югу или западу с темпом роста оказалась отрицательной. Хотя результаты проведенного в работе [4] анализа довольно противоречивы, ее авторы заключают, что региональная дивергенция в России – это реальный процесс.

В работах Л. Соланко [5, 6] анализируется динамика доходов населения в 1992–2005 гг. Для расчета реальных доходов, как и у Н.Н. Михеевой [2, 3], использованы региональные ИПЦ. Регионы разделены на бедные и богатые: к первым отнесены те, в которых в 1992 г. душевой доход, деленный 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 сократилось, но через несколько лет достигло докризисных значений, а затем и превысило их. Такая картина наблюдается как для всей совокупности регионов, так и для групп бедных и богатых. Но если в этом результаты Л. Соланко согласуются с полученными Н.Н. Михеевой [2, 3], то относительно безусловной  $\beta$ -сходимости они принципиально отличаются: как для всего периода 1992–2005 гг., так и для разных подпериодов внутри него обнаружена  $\beta$ -сходимость. Она имеет место также в группах бедных и богатых регионов на отдельных отрезках времени. При анализе условной  $\beta$ -сходимости в качестве объясняющих переменных использованы расстояние от Москвы (оказавшееся незначимым), инвестиции в человеческий капитал, характеризующиеся числом выпускников вузов в расчете на душу населения

(они также оказались незначимыми), доля добывающих отраслей в продукции промышленности, доля населения региона, занятого в сельском хозяйстве (знак при ней оказался отрицательным), число малых и средних предприятий в расчете 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. [7]. В качестве дополнительных переменных фигурируют внутренние инвестиции, прямые иностранные инвестиции, объем экспорта (все показатели – в расчете на душу населения региона) и «ресурсный индекс» – среднее арифметическое производства электроэнергии и черных 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 экономическим ростом, но данный результат неустойчив. Довольно неожиданным результатом является очень слабое влияние и даже статистическая незначимость ресурсного индекса. При проведении анализа по 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 регионами с ВРП выше и ниже среднего по стране.

Объектом исследования Р.М. Мельникова [8–10] служит динамика ВРП за 1995–2004 гг. и доходов населения за 1997–2005 гг. Как утверждает автор, номинальные величины пересчитаны в реальные делением на стоимость фиксированного набора потребительских товаров и услуг для межрегиональных сопоставлений покупательной способности населения по регионам. Но эта информация публикуется Росстатом только с 2002 г., и остается загадкой, каким же образом рассчитаны реальные доходы за более ранние годы. Измерителем нера-

венства по доходам служит индекс Тейла. На промежутке 1995–2000 гг. неравенство регионов по душевому ВРП растет (за исключением 1998 г.), а с 2001 г. оно снижается, хотя в 2004 г. снова наблюдается рост. Декомпозиция межрегионального неравенства по доходам на неравенство внутри федеральных округов и между ними показывает, что рост общего неравенства в основном обусловлен ростом неравенства внутри округов.

Р.М. Мельников предлагает собственное экономическое районирование страны, разбивая ее территорию на 11 макрорегионов. В этом случае на отрезке 2000–2004 гг. картина радикально меняется: основная часть общего межрегионального неравенства определяется неравенством между макрорегионами, причем неравенство внутри макрорегионов остается практически постоянным во времени. Анализ  $\beta$ -сходимости предваряется тестом на пространственную автокорреляцию, показавшим ее 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 ее незначимости отвергается. Динамика неравенства по доходам населения разительно отличается от динамики душевого ВРП и полностью противоречит результатам Л. Соланко [6]: на всем протяжении 1997–2005 гг. наблюдается  $\sigma$ -конвергенция (с небольшими отклонениями от этой тенденции в 2003 и 2004 гг.). Это же относится и к составляющим декомпозированного индекса Тейла при использовании принадлежности как к федеральным округам, так и к выделенным Р.М. Мельниковым макрорегионам. Условная  $\beta$ -сходимость доходов населения за 1997–2005 гг. обнаруживается при использовании в качестве дополнительных переменных принадлежности как к федеральным округам, так и к макрорегионам, однако в обоих случаях совокупность этих переменных оказыва-

ется незначимой. Это приводит к выводу, что имеет место безусловная  $\beta$ -сходимость, что подтверждается эконометрическим анализом.

В объемном исследовании, выполненном группой сотрудников Института экономики переходного периода [11], рассматривается динамика реальных ВРП в 1998–2004 гг., которые рассчитаны на основе оценок за 1999 г., приведенных в работе [12]. Для анализа  $\sigma$ -конвергенции использованы четыре меры неравенства по доходам: коэффициент вариации, коэффициент Джини, интерквартильная широта и размах неравенства. Работа сотрудников ИЭПП – единственная, в которой проверяется статистическая значимость изменений неравенства (как годовых, так и за более длительные периоды). Эта проверка показала, что гипотезу о равенстве коэффициентов вариации в различные годы рассматриваемого периода отвергнуть нельзя; таким образом, данные не позволяют сделать заключения 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, в которых отдаленность регионов друг от друга измеряется временем проезда по автодорогам между их административными центрами; при этом одна матрица учитывает соседство регионов, другая – нет. При анализе безусловной  $\beta$ -сходимости с помощью модели пространственной авторегрессии<sup>1</sup> гипотеза об отсутствии сходимости отвергается на уровне значимости 10%, но не отвергается на уровне 5%, что авторы рассматриваемого исследования сочли недостаточно надежным 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%.

<sup>1</sup> Строго говоря, ее нельзя назвать безусловной, поскольку здесь есть дополнительная детерминанта роста – пространственный лаг, т.е. взвешенное среднее темпов роста ВРП в соседних регионах.



Условная  $\beta$ -сходимость анализируется с помощью регрессионной модели, включающей пространственную автокорреляцию ошибок регрессии. Оценки этой модели позволяют уверенно говорить о наличии условной  $\beta$ -сходимости. 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 расчете на душу населения и принадлежность к депрессивным регионам (эти переменные отрицательно связаны с темпами роста). Анализ условной сходимости проведен также без учета пространственной автокорреляции, но с включением, в дополнение к указанным, переменных, характеризующих межрегиональные взаимодействия и человеческий капитал (наличие незамерзающих морских портов, железнодорожные пассажирские перевозки в расчете на душу населения, число аспирантов на 10 тыс. чел. населения). Все эти переменные оказались положительно связанными с темпом роста ВРП, а их включение устранило пространственную автокорреляцию.

В работе К. Холодилина, А. Ощепкова и Б. Силиверстовса [13], как и в предыдущей, рассматривается динамика реальных ВРП (расчитанных аналогичным образом), но за несколько более длительный период – 1998–2006 гг. Регрессионный анализ, как и в работе [11], основан на методах пространственной эконометрики с матрицей пространственных весов, использующей расстояния между административными центрами регионов по прямой; при этом «соседними» считаются регионы, расстояние между которыми не превышает заданное. Одно из существенных отличий данного исследования от работы [11] состоит в том, что  $\beta$ -сходимость анализируется не только по всем регионам, но и по каждой из четырех групп регионов, выделенных с помощью морановской диаграммы рассеяния: *HH* – богатые регионы в окружении богатых, *HL* – богатые в окружении бедных, *LL* – бедные в окружении бедных, *LH* – бедные в окружении богатых. Эти группы довольно стабильны во времени; в 1998 г. группы *HH* и *LL* включали в себя 62% регионов. Таким образом, регионы с высокими (низкими) душевыми ВРП по большей части располагаются рядом с такими же.

Безусловная  $\beta$ -сходимость отсутствует как для всех регионов, так и для групп *HL* и *LH*. Но в группах *HN* и *LL*  $\beta$ -сходимость обнаружена, причем ее скорость в группе *HN* почти вдвое выше, чем в группе *LL*. Если исходить из логики концепции  $\beta$ -сходимости, это означает, что разрыв в доходах между регионами этих групп будет расти. Эластичность темпа роста по ее пространственному лагу составляет 0,32–0,45, что близко к величине, полученной в работе [11]. К. Холодилин и его соавторы качественно анализируют, что отличает регионы, принадлежащие к разным группам, и в особенности – чем выделяется группа *HN*, сопоставляя данные об инвестициях, структуре ВРП, населении, рынке труда и человеческом капитале, внешней торговле, природных условиях. Регионы группы *HN* 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 четырех, характеризуется положительным сальдо миграции, в ней также наиболее благоприятные природные условия<sup>2</sup>.

Пространственная эконометрика используется также в работе Т. Буччеллато [15], в которой объектом изучения является динамика номинальных ВРП за 1999–2004 гг. Пространственные взаимодействия описаны простой матрицей соседства регионов. Безусловная  $\beta$ -сходимость, как и в работе [13], не обнаружена. Но условная  $\beta$ -сходимость имеет место. При ее анализе «обусловленность» характеризовалась долей нефте- и газодобычи в ВРП, долей внешней торговли в ВРП, долей занятых в сфере исследований и разработок и прямыми иностранными инвестициями на душу населения.

Среди исследований, основанных на анализе пространственных рядов, имеются работы, не опирающиеся на концепцию  $\beta$ -сходимости. Их цель состоит в объяснении причин межрегиональных различий

---

<sup>2</sup> Любопытно, что в группе *HN* средняя температура января почти на 7°C, а средняя температура июля на 3°C ниже, чем в группе *LL*. Если же сравнить богатые регионы в целом с бедными в целом, то в первых температуры ниже на 5°C и 3°C соответственно. Таким образом, в среднем экономики российских регионов с худшим климатом оказываются эффективнее – в противовес одному из основных тезисов нашумевшей книги Ф. Хилл и К. Гэдди [14].

в эффективности развития регионов, иными словами, в выявлении детерминант их неравенства по доходам. Это направление анализа можно отнести к причинно-следственному анализу пространственных рядов.

Д. Берковиц и Д.Н. Дейонг [16–18] анализируют зависимость роста реальных доходов населения в регионах от исходных условий, реформистской политики и предпринимательской активности на промежутке 1993–2000 гг. Для пересчета 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 расчете на 1000 чел. населения на конец 1995 г. Основной результат этих исследований 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 последующей работе этих же авторов [19] использован иной путь оценки реальных доходов в регионах: на конец 2007 г. они вычислялись по стоимости фиксированного набора товаров и услуг, для расчета реальных доходов за более ранние периоды полученные величины дефлировались региональными ИПЦ. Кроме того, из выборки исключены «нетипичные» г. Москва и Тюменская область. Несмотря на это, результаты для периода 1993–2000 гг. мало отличаются от полученных в работе [18]. Но картина для 2000–2007 гг. оказалась 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 [20] Д. Берковиц и Дж.Э. 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 расчете на 1000 чел. населения в 1995 г. и изменение этого чис-

ла за 1995–2001 г. Объясняемыми переменными являются также начальная доля дохода «нижних» 40% населения, численность населения региона и уровень образования. Полученные результаты показывают, что развитие малых предприятий приводит к уменьшению неравенства по доходам, увеличивая долю дохода, приходящуюся на две нижние квинтили (на 1,25% при росте доли занятых на малых предприятиях на одно стандартное отклонение).

Цель исследования Р. Аренда [21] – выявить главные причины, вызвавшие столь большие различия в темпах экономического роста российских регионов 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. ВРП пересчитаны в цены 1994 г. с помощью общероссийских дефляторов по секторам экономики; индексы реальных доходов населения взяты из российских статистических источников (где эти индексы рассчитываются с помощью региональных ИПЦ). В качестве объясняющих использовано большое число переменных, разбитых на три группы. Первая описывает политико-институциональные характеристики регионов и включает, в частности, политическую ориентацию губернаторов, институциональную эффективность, риск межнациональных конфликтов и т.д. Вторая группа переменных включает индикаторы экономического реформирования, такие как степени 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 г. Москвы). Всего проверено 10 гипотез. В результате выявлено, что исходная конкурентоспособ-

ность региона, характеризуемая долей экспорта в его продукции, 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 влияет на межрегиональные различия в росте. 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.

С.А. Мицек и Е.Б. Мицек [22] рассматривают факторы, влияющие на уровень номинальных доходов населения в регионах России. Данные представлены в виде панели из пространственных рядов по 68 регионам за 2004, 2005 и 2006 гг. (исключение из выборки ряда регионов мотивируется «особенностями их экономик»). Объясняющими переменными в регрессии доходов служат фондовооруженность труда, производительность труда, фондоотдача, доля занятых в общей численности населения региона, доля экспорта в дальнее зарубежье в ВРП, доля работников с высшим образованием и удельные веса восьми секторов экономики в ВРП. Согласно полученным результатам, фондовооруженность, производительность труда и фондоотдача определяют три четверти различий в доходах между регионами, причем фондовооруженность – почти половину (нужно, правда, отметить, что корректность способа, которым рассчитаны эти вклады, вызывает сомнения). Из переменных, характеризующих отраслевую структуру региональной экономики, оценки приведены только для трех: для удельных весов сельского хозяйства, обрабатывающих производств и добывающих отраслей. Все три оценки оказались отрицательными. Отрицательная связь доли добывающих отраслей с доходами населения представляется странной и расходится с результатами рассмотренных выше работ.

## 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: 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 г. по ноябрь 1999 г. [23]. Речь идет о реальных доходах, однако никаких упоминаний о том, как они оценивались, в работе нет. В качестве анализируемой переменной взято отклонение роста доходов в регионе за 12-месячный период от среднего по регионам, присутствующим в данной панели. Используется 11 панелей регионов, входящих в тот или иной экономический район, и панель, состоящая из временных рядов по экономическим районам. Динамика указанной переменной описывается стандартной авторегрессионной моделью. Таким образом, хотя декларируемой целью является анализ конвергенции по доходам, на самом деле тестируется краткосрочная сходимости (см. работу [1]). 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 Я. Бабецкого и М. Морель является анализ роли институциональных факторов. Для этого коэффициент авторегрессии представлен как функция от статических переменных, описывающих институциональные факторы: степени регулирования цен в регионе, малой приватизации, дотирования 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 [24]: анализируя временные ряды за 1993–2002 гг., авторы задаются вопросом не о конвергенции регионов по доходам, а о связи измене-

ний доходов в регионах с миграцией и бюджетной политикой. К сожалению, исходные данные описаны в этой работе очень невнятно. Похоже, что в качестве измерителя дохода используются ВРП, реальные величины рассчитаны с помощью неких региональных индексов цен. Для анализа связи доходов и географической мобильности рабочей силы применена панельная векторная авторегрессия душевых доходов и численности населения регионов. Полученная импульсная переходная функция говорит о слабом изменении миграции при росте дохода в регионе, что согласуется с данными о низкой географической мобильности рабочей силы в России.

Связь региональной бюджетной политики и доходов также изучается в рассматриваемой работе 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). Результаты показывают, что региональные администрации проводили проциклическую политику, увеличивая расходы бюджета при росте доходов и снижая их 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. Ее оценки говорят, что федеральные трансферты, по-видимому, не играли большой роли в ослаблении региональных «шоков», хотя примерно с 2000 г. их роль заметно возрастает.

## **РАБОТЫ, ОСНОВАННЫЕ НА АНАЛИЗЕ ДИНАМИКИ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ДОХОДОВ**

Исследования, использующие анализ динамики распределения доходов, включая неформальный, составляют относительно большую группу.

М. Брэдшоу и К. Вартапетов [25] 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. взяты оценки Н.Н. Михеевой [2]) 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 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 Республики 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 темп роста (что отвергает гипотезу  $\beta$ -сходимости).

Авторы также обращаются к вопросу, изучавшемуся в работе [24]: способствуют ли трансферты из федерального бюджета смягчению межрегионального неравенства по доходам. В течение 1995–1999 гг. доля федеральных трансфертов в бюджете региона имеет сильную отрицательную корреляцию с налоговыми поступлениями в расчете на душу населения региона, 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 [26] используют данные о номинальной заработной плате на одного работающего по всем регионам России и 14 секторам экономики за 1990–2000 гг., применяя в качестве измерителя неравенства индекс Тейла. Динамика неравенства говорит о дивергенции как регионов, так и секторов экономики по заработной плате, причем траектория межрегионального неравен-



ства качественно подобна полученной в работе [25]. 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 дает Москва. Сравнение вкладов в неравенство регионов и секторов экономики в них в 1990 и 2000 гг. говорит о разительных изменениях. Во-первых, за десятилетие неравенство зарплат в одних и тех же секторах экономики между регионами резко выросло. Во-вторых, изменилось ранжирование секторов. Если в 1990 г. заработки в сельском хозяйстве находились близко к середине распределения зарплат, то в 2000 г. этот сектор оказался самым «бедным». В то же время выдвинулся вперед финансовый сектор, опередив науку и управление. В-третьих, высокие относительные зарплаты в промышленности и строительстве определяются вкладом всего пяти-шести регионов.

В работе Г.П. Литвинцевой, О.В. Воронковой и Е.А. Стукаленко [27] анализ неравенства проводится в разрезе 20%-х 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. 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 (в целом по стране за 2000–2004 гг. реальный доход в первой квинтиль вырос на 39%, а в пятой – на 62%), при этом в двух нижних и верхней квинтилях неравенство уменьшалось, а в третьей и четвертой – увеличивалось. В 2004 г. индекс Джини составлял от 36,6% в Дальневосточном федеральном округе до 50,3% в Центральном. При учете 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 неравенство растет.

Исследование Л. Федорова [28] 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 [29] и Вольфсона [30]: они говорят о нарастании поляризации российских регионов. Чтобы выявить группы регионов, между которыми происходит поляризация, использован также модифицированный индекс Канбура – Жанга [31] – отношение неравенства между группами регионов к общему межрегиональному неравенству. 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; экспортеры – неэкспортеры (к первым отнесены регионы, доля экспорта из которых составляла более 1% российского экспорта в 1997 г.); сильноурбанизированные – слабоурбанизированные 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-экспортерами и прочими, так и между сильно- и слабоурбанизированными регионами быстро росла.

Работа Е.В. Балацкого и К.М. Саакянца [32] стоит несколько особняком, но с некоторой долей условности ее также можно отнести к исследованиям поляризации регионов по доходам. В ней предложена довольно простая модель, позволяющая оценить взаимосвязь неравенства по доходам между группами регионов и экономического роста страны в целом, т.е. определить, сколько процентов прироста ВВП страны «съедается» каждым процентом роста дифференциации доходов между богатыми и бедными регионами. Расчеты по этой мо-

дели 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. Общий прирост российского ВВП в 2001 г. по отношению к 1998 г. был равен 23,9%, но из-за увеличения дифференциации доходов для основной части населения страны он составил 18,2%. За период 2001–2004 гг. различия не столь велики: 22,0 и 21,2% соответственно.

И. Долинская [33] рассматривает изменение формы распределения доходов и абсолютную мобильность регионов по доходам в периоды 1970–1991 и 1991–1997 гг. В работе используются душевые доходы населения, пересчитанные для 1992–1999 гг. в реальные с помощью региональных ИПЦ. Из выборки исключены Москва и Санкт-Петербург. Оценки распределения доходов показывают, что в течение 1991–1999 гг. оно становилось все шире, что свидетельствует о дивергенции регионов по доходам, и скашивалось в сторону низких доходов. Динамика распределения в 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 Д. Куа [34] метод, основанный на использовании переходных матриц. Для их построения выделено пять доходных групп. Дореформенный период характеризуется довольно низкой мобильностью регионов по доходам: вероятность остаться в той же доходной группе составляет 0,68. В долгосрочном распределении доходов в среднюю доходную группу попадают 52% регионов, причем группа бедных – с доходами менее 0,7 от среднероссийского – оказывается пустой. В 1991–1999 гг. мобильность 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 ведет 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 И. Долинской [33] для анализа влияния на рост межрегионального неравенства по доходам двух

факторов: структуры промышленности и бюджетной политики. Первая характеризуется долями обрабатывающих и сырьевых отраслей в общем объеме промышленной продукции региона, вторая – долей трансфертов в расходах регионального бюджета и долей расходов на дотации в регионе в консолидированном бюджете. Этот анализ показывает, 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 ее реструктуризации. Динамика доходов в рассматриваемом периоде оказалась не связанной с развитием новых предприятий, таким образом, она определялась деятельностью тех, что существовали в регионе в дореформенный период.

Ф. Карлёр [35], как и И. Долинская, применяет метод Д. Куа, 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 работе И. Долинской [33]: 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 четвертой – 0,86). Однако 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 [36] изучается динамика как меж-, так и внутри-регионального неравенства по доходам за 1994–2000 гг. Для этого используются душевые денежные доходы по регионам, полученные при бюджетных обследованиях домохозяйств. 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%, 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. При этом межрегиональное неравенство возрастает только на 5%, а внутрирегиональное – на 22%. Вклад же межрегионального неравенства в общее неравенство по доходам относительно стабилен (он снижается с 26 до 23%). Таким образом, рассматриваемый период характеризуется 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 оставалось относительно стабильным в течение 1992–1997 гг., после чего стало увеличиваться, что значительно отличается от результатов, полученных Н.Н. Михеевой [2, 3]. Мобильность регионов по доходам Р. Емцов анализирует с помощью переходных матриц. Регионы разбиваются на доходные группы так же, как в работе [32], но полученные результаты оказались иными (при сходстве качественной картины). 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 приблизительно равной долей регионов в каждой из них.

Б.Л. Лавровский и Е.А. Шильцин [37] рассматривают динамику номинальных ВРП за 2000–2005 гг. Динамика неравенства по доходам, измеряемого коэффициентом вариации душевого ВРП, характе-

ризуется дивергенцией. Однако при исключении из анализа Москвы, Тюменской области и Чукотского АО наблюдаются слабая конвергенция и стабилизация неравенства. Вкладом этих трех 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 душевому ВРП относительно среднего по России. 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 попадает 1,3% регионов, в верхнюю – 3%. Вместе с тем оно скошено в сторону низких доходов: три четверти регионов сосредоточено в первых трех доходных группах.

В работе Т. Херцфельда [38] изучается динамика номинальных душевых ВРП относительно среднероссийского за 1994–2004 гг. Динамика двух измерителей неравенства по доходам – индекса Джини и коэффициента вариации говорит о явной дивергенции. При исключении из рассмотрения Москвы, Тюменской области, Чукотского АО и Республики Саха (Якутии) неравенство регионов по доходам хотя и колеблется, но остается в среднем стабильным. В целом эта картина  $\sigma$ -конвергенции хорошо согласуется с полученной Б.Л. Лавровским и Е.А. Шильциным [37]. Для анализа кластерной конвергенции оценки плотности распределения душевых относительных ВРП в каждом году тестируются на мультимодальность. Эта гипотеза не отвергается 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). Для выявления общей тенденции анализируется мобильность регионов внутри распределения с помощью переходной матрицы. Для ее построения выделены шесть доходных групп. Наиболее устойчивыми оказались вторая нижняя и самая верхняя доходные группы. Долгосрочное распределение душевых ВРП скошено влево (половина регионов попадает во вторую нижнюю группу, а в первые три группы – 87% регионов), но не свидетельствует о поляризации.

## СОПОСТАВЛЕНИЕ ИССЛЕДОВАНИЙ

Некоторые результаты рассмотренных исследований согласуются друг с другом, а некоторые друг другу противоречат. Однако непосредственно их трудно сравнивать, поскольку работы различаются исходными данными и способами преобразования номинальных показателей в реальные, рассматриваемыми периодами времени, иногда также выборками регионов. Поэтому имеет смысл проанализировать указанные различия, степень надежности результатов и, опираясь на это, попытаться получить некоторую общую картину динамики межрегионального неравенства по доходам в России.

Из тридцати одной рассмотренной работы в двадцати одной предметом анализа являются доходы населения, в шестнадцати – ВРП, при этом в семи работах используются оба показателя. Двойственный смысл термина «реальный» по отношению к денежным показателям, когда речь идет 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, поскольку не учитывают различия в покупательной способности рубля по регионам.

Попытки обеспечить сопоставимость доходов населения между регионами предприняты почти во всех исследованиях, использующих данный показатель, за исключением нескольких. Можно выделить два метода оценки реальных доходов населения. Первый, применяемый также в российской официальной статистике, – дефлирование номинальных доходов в помощью региональных ИПЦ, что, казалось бы, должно обеспечить сопоставимость доходов как во времени, так и в пространстве. Однако это не так: региональные ИПЦ несопоставимы между собой, поскольку в каждом регионе используется своя структура (т.е. система весов) набора благ, учитываемых в ИПЦ. Как показано нами ранее [39], данный метод неприемлемо искажает межрегиональные различия, вплоть до того, что номинальные доходы оказываются более точной «оценкой» реальных, чем оценки с помощью региональных ИПЦ. Поэтому к результатам работ, в которых

реальные доходы оценены с помощью региональных ИПЦ, следует относиться весьма критически.

Второй метод заключается в использовании стоимости некоторого набора благ в качестве индикатора стоимости жизни в регионе. М. Брэдшоу и К. Вартапетов [25] и Р. Емцов [36] используют стоимость набора основных продуктов питания и прожиточный минимум. Для периода до 2000 г. эти показатели эквивалентны: основой расчета прожиточного минимума служила стоимость набора основных продуктов питания, а расходы на все остальные блага принимались в размере 40% от нее. С 2000 г. методика расчета прожиточного минимума изменилась: теперь в нем непосредственно учитываются цены промышленных товаров и услуг. Представительность данных индикаторов невелика: в них учтено от 19 до 33 наименований продовольственных товаров. Тем не менее они довольно хорошо работали для этапа экономического спада – 1992–1998 гг. (для последующих же лет они дают все менее точную оценку реальных доходов [39]). Поэтому результаты, полученные в работах [25, 36], можно считать достаточно надежными. С 2002 г. стала публиковаться стоимость фиксированного набора потребительских товаров и услуг для межрегиональных сопоставлений покупательной способности населения. Этот показатель довольно представительен, так как охватывает 83 наименования товаров и услуг. С его помощью оцениваются реальные доходы населения в работах Р.М. Мельникова [9, 10]. Д. Берковиц и Д.Н. Дейонг [19], а также Г.П. Литвинцева, О.В. Воронкова и Е.А. Стукаленко [27] используют стоимость фиксированного набора в некоторый момент времени, а для других моментов времени рассчитывают ее дефлированную величину (что может вызвать смещенность оценок).

При использовании ВРП в большинстве работ анализируются номинальные величины, что вполне понятно из-за отмеченных нами [1] трудностей оценки реальных ВРП. У Р.М. Мельникова [8–10] реальные величины рассчитаны с помощью стоимости фиксированного набора товаров и услуг, а у М. Брэдшоу и К. Вартапетова [25] – с помощью прожиточного минимума или стоимости набора основных продуктов питания. Эти показатели отражают цены только потреби-



тельских благ, тогда как межрегиональные соотношения цен других товаров и услуг могут быть совершенно иными. Однако неясно, насколько велики вызванные этим неточности оценки реальных ВРП. В работах [11, 13] использованы полученные в исследовании [12] индексы, позволяющие корректно оценить реальные ВРП. Но поскольку такие индексы имеются только для одного года, на другие годы в этих работах они были распространены с использованием некоторых дефляторов. Здесь также неясно, какова неточность такого комбинированного метода оценки реальных ВРП.

В целом, исходя из результатов анализа  $\sigma$ -конвергенции с помощью различных показателей неравенства 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, обусловлен более сильным снижением доходов в богатых регионах, особенно в Москве. Относительно неравенства по душевым ВРП картина более неопределенная. 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 сжимались влево, особенно в первые годы рыночных преобразований, но затем этот процесс замедлился или даже прекратился. Кластеры конвергенции при этом отсутствовали, вторичные моды (или моды) в правом хвосте распределения следует интерпретировать скорее как выбросы, чем как кластеры конвергенции, поскольку они обязаны всего двум-трем регионам, резко отличающимся от остальных уровнем душевых доходов населения и ВРП (Москва, Тюменская область и иногда еще один регион). Результаты, полученные Ф. Карлёмом [35], 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 руб. в ценах 1991 г., третьей – 8,5 руб., тогда как первой и четвертой – 83 и 310 руб. соответственно. Ясно, что вероятность попадания в столь узкие сред-

ние 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 в работе [1] вряд ли заслуживают рассмотрения. Но если отказаться от интерпретации результатов регрессионного анализа, основанной на этой концепции, то из них 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. Определенного 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. Так, некоторое время эта связь была наверняка положительной: богатые регионы отличались и более высокими темпами экономического роста, за счет чего и отрывались все дальше и дальше от основной массы регионов.

Анализ условной  $\beta$ -сходимости, если трактовать его как причинно-следственный анализ пространственных рядов, дает 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 оказывают доля добывающих отраслей в ВРП региона, имеющая положительную связь с душевыми доходами и темпами их роста, и доля сельского хозяйства, имеющая отрицательную связь.

Еще один представляющийся достаточно надежным вывод – наличие взаимного влияния соседних регионов на ВРП друг друга (возможно, и на доходы населения), которое не всегда можно описать определенными экономическими показателями. Это находит выражение в пространственной автокорреляции, обнаруженной в работах

[8–11, 13, 15]. Отсюда следует, что при регрессионном анализе пространственных рядов ВРП или доходов населения необходимо, во избежание смещения оценок регрессий, использовать методы пространственной эконометрики.

## ОТ АНАЛИЗА К РЕКОМЕНДАЦИЯМ

Результаты анализа межрегионального неравенства по доходам сами по себе представляют определенный 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 еще больший интерес представляли бы рекомендации для экономической политики, основанные на проведенном анализе. Из тридцати одной рассмотренной работы только шесть содержат такие рекомендации (хотя иногда они очевидно вытекают из результатов анализа, как, например, в работе Д. Берковица и Дж.Э. Джексона [20] – необходимость развития малого предпринимательства для увеличения доходов низкодоходных групп). В публикациях, не включенных в обзор, рекомендации в основном сводятся к примитивному тезису, что нужно снижать (или даже выравнять) межрегиональные различия в уровне благосостояния или экономического развития.

Однако «новая экономическая география» приводит к заключению, что в рыночной экономике неравенство уровней развития территорий неустранимо в принципе, будучи обусловленным такими мощными факторами, как агломерационные эффекты, обеспеченность богатыми 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 может оказаться снижение темпов экономического роста страны в целом.

Для того чтобы рекомендации были обоснованными, 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 настоятельна необходимость сглаживания различий в благосостоянии населения или экономическом развитии регионов. Но эта проблема пока даже не поставлена. Неясно, что означает само понятие «приемлемого» или «рационального» (с какой точки зрения?) уровня *межрегионального* неравенства, как подойти к выбору критериев приемлемости (или рациональности), как оценивать с этой позиции динамику межрегионального неравенства.

Можно, конечно, опереться на опыт Европейского союза, 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 сходные 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 [40]. А при отсутствии ориентиров рекомендации о сокращении неравенства по доходам между российскими регионами опираются только на интуитивные 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 и 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, еще сильнее привязывающим их к месту проживания) будет способствовать уменьшению разрывов в доходах между регионами. Споры нет, делать это необходимо в любом случае, поскольку иначе жилищную проблему не решить. Однако последствия относительно неравенства по доходам между регионами могут в конечном счете оказаться противоположными ожидаемым, состоящим в том, 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 ее цены из-за снижения предложения. В контексте «новой экономической географии» вполне вероятна иная логика: приток рабочей силы будет способствовать привлечению капитала, что приведет к еще большей концентрации экономической деятельности в регионах с высокими доходами и дальнейшему росту доходов в этих регионах, 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 свертывание в них экономической активности. Аналогичными могут быть и последствия развития транспортной инфраструктуры, предлагаемого, например, в работе [11] в качестве одной из мер государственной региональной политики.

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 (см. работы [2, 3] и др.). 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 региональных и мультирегиональных 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 России в значительной степени определяется внутри-, а не межрегиональным неравенством: по оценкам Р. Емцова [36], в стране на долю последнего приходится от четверти до трети. Решение актуальной задачи уменьшения уровня бедности в России будет приводить к снижению внутрирегионального неравенства по доходам (заметим в этой связи, что в настоящее время Китай переходит от принципа «пусть будет больше богатых» к принципу «пусть станет меньше бедных»). По расчетам, представленным в работе [27], для преодоления бедности в России достаточно не очень значительного перераспределения доходов (увеличение подоходного налога для менее чем 30 млн наиболее состоятельных граждан до 18%). Снижение и, тем более, преодоление бедности таким или же каким-либо иным путем будет одновременно приводить и к уменьшению разрывов в доходах между регионами. Но это, опять же, предмет не региональной, а социальной политики.

### Литература

1. **Глущенко К.П.** Методы анализа межрегионального неравенства по доходам // Регион: экономика и социология. – 2010. – № 1. – С. 54–87.
2. **Михеева Н.Н.** Анализ дифференциации социально-экономического положения российских регионов // Проблемы прогнозирования. – 1999. – № 5. – С. 91–102.
3. **Михеева Н.Н.** Дифференциация социально-экономического положения регионов России и проблемы региональной политики / Российская программа экономических исследований. Науч. докл. № 99/09. – М.: РПЭИ, 2000. – 60 с.
4. **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. – P. 11–37.
5. **Solanko L.** Essays on Russia's economic transition. – Helsinki: Bank of Finland, 2006. – 136 p.
6. **Solanko L.** Unequal fortunes: a note on income convergence across Russian regions // Post-Communist Economies. – 2008. – V. 20, No. 3. – P. 287–301.
7. **Ledyeva S., Linden M.** Determinants of economic growth: empirical evidence from Russian regions // European Journal of Comparative Economics. – 2008. – V. 5, No. 1. – P. 87–105.

8. **Мельников Р.М.** Анализ динамики межрегионального экономического неравенства: зарубежные подходы и российская практика // Регион: экономика и социология. – 2005. – № 4. – С. 3–18.

9. **Мельников Р.М.** Межрегиональное экономическое неравенство в российской экономике: тенденции и перспективы // Региональная экономика: теория и практика. – 2007. – № 8. – С. 26–33.

10. **Мельников Р.М.** Межрегиональное экономическое неравенство в российской экономике: тенденции и перспективы // Региональная экономика: теория и практика. – 2008. – № 3. – С. 7–14.

11. **Экономико-географические** и институциональные аспекты экономического роста в регионах / Луговой О., Дашкеев В., Мазаев И. и др. – М., ИЭПП, 2007. – 164 с.

12. **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.

13. **Kholodilin K.A., Oshchepkov A., Siliverstovs B.** The Russian regional convergence process: where does it go? / DIW Berlin Discussion Papers, No. 861. – Berlin, 2009. – 35p.

14. **Хилл Ф., Гэдди К.** Сибирское бремя: Просчеты советского планирования и будущее России. – М.: Науч.-образоват. форум по междунар. отн., 2007. – 328 с.

15. **Buccellato T.** Convergence across Russian regions: a spatial econometrics approach / CSESCE Working Papers, No. 72. – London, 2007. – 26 p.

16. **Berkowitz D., DeJong D.N.** Accounting for growth in post-Soviet Russia // Regional Science and Urban Economics. – 2002. – V. 32, No. 2. – P. 221–239.

17. **Berkowitz D., DeJong D.N.** Policy reform and growth in post-Soviet Russia // European Economic Review. – 2003. – V. 47, No. 2. – P. 337–352.

18. **Berkowitz D., DeJong D.N.** Entrepreneurship and post-socialist growth // Oxford Bulletin of Economics and Statistics. – 2005. – V. 67, No. 1. – P. 25–46.

19. **Berkowitz D., DeJong D.N.** Growth in post-Soviet Russia: a tale of two transitions / University of Pittsburgh, Department of Economics. Working Papers, No. 385. – Pittsburgh, 2009. – 30 p.

20. **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. – P. 338–356.

21. **Ahrend R.** Speed of reform, initial conditions or political orientation? Explaining Russian regions' economic performance // Post-Communist Economies. – 2005. – V. 17, No. 3. – P. 289–317.

22. **Мицек С.А., Мицек Е.Б.** Инвестиции, производительность и доходы граждан в регионах Российской Федерации // Региональная экономика: теория и практика. – 2009. – № 36. – С. 25–28.

23. **Babetski J., Maurel M.** Regional convergence and institutional development of Russia // *Russia's Opening and the Common European Economic Space*. – М.: РЕЦЭП, 2002. – 22 p.
24. **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. – 18 p.
25. **Bradshaw M.J., Vartapetov K.** A new perspective on regional inequalities in Russia // *Eurasian Geography and Economics*. – 2003. – V. 44, No. 6. – P. 403–429.
26. **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. – P. 87–106.
27. **Литвинцева Г.П., Воронкова О.В., Стукаленко Е.А.** Региональное неравенство доходов и уровень бедности населения России: анализ с учетом покупательной способности рубля // *Проблемы прогнозирования*. – 2007. – № 6. – С. 119–131.
28. **Fedorov L.** Regional inequality and regional polarization in Russia, 1990–99 // *World Development*. – 2002. – V. 30, No. 3. – P. 443–456.
29. **Esteban J., Ray D.** On the measurement of polarization // *Econometrica*. – 1994. – V. 62, No. 4. – P. 819–851.
30. **Wolfson M.C.** When inequalities diverge // *American Economic Review*. – 1994. – V. 84, No. 2. – P. 353–358.
31. **Zhang X., Kanbur R.** What difference do polarization measures make? An application to China // *Journal of Development Studies*. – 2001. – V. 37, No. 3. – P. 85–98.
32. **Балацкий Е.В., Саакянц К.М.** Дивергенция доходов и экономический рост // *Научные труды: Институт народнохозяйственного прогнозирования РАН*. – М.: МАКС Пресс, 2006. – С. 583–601.
33. **Dolinskaya I.** Transition and regional inequality in Russia: Reorganization or procrastination? / *IMF Working Papers*, No. WP/02/169. – Washington, D.C., 2002. – 31 p.
34. **Quah D.** Empirical cross-section dynamics in economic growth // *European Economic Review*. – 1993. – V. 37, No. 2-3. – P. 426–434.
35. **Carluer F.** The dynamics of Russian regional clubs: the time of divergence // *Regional Studies*. – 2005. – V. 39, No. 6. – P. 713–726.
36. **Yemtsov R.** Quo vadis? Inequality and poverty dynamics across Russian regions // *Spatial Inequality and Development*. – Oxford: Oxford University Press, 2005. – P. 348–397.
37. **Лавровский Б.Л., Шильцин Е.А.** Российские регионы: сближение или расхождение? // *Экономика и математические методы*. – 2009. – Т. 45, № 2. – С. 31–36.
38. **Herzfeld T.** Interregional income distribution: a comparison of Russian and Chinese experience // *Post-Communist Economics*. – 2008. – V. 20, No. 4. – P. 431–447.
39. **Gluschenko K.** Biases in cross-space comparisons through cross-time price indexes: the case of Russia / *BOFIT Discussion Papers*, No. 9. – Helsinki, 2006. – 50 p.
40. **Зубаревич Н.В.** Мифы и реалии пространственного неравенства // *Общественные науки и современность*. – 2009. – № 1. – С. 38–53.