

РЕГИОНАЛЬНЫЕ ПРОБЛЕМЫ

РОССИЙСКИЕ РЕГИОНЫ: СБЛИЖЕНИЕ ИЛИ РАССЛОЕНИЕ?

© 2009 г. Б. Л. Лавровский, Е. А. Шильцин

(Новосибирск)

Обсуждаются вопросы регионального развития в России. Показано, что усиление дифференциации в последние годы экономического роста (2000–2005 гг.) происходит исключительно благодаря нескольким регионам. В рамках модели конвергенции показано, что в большей части российских регионов расстояние между средним значением ВРП на душу населения и стационарным (равновесным) состоянием может сократиться в 1.5 раза через 20–25 лет и в 2 раза — примерно через 40 лет. В соответствии с расчетами, дифференциация экономического развития регионов в отдаленной перспективе будет оставаться достаточно большой, распределение ВРП на душу населения концентрируется в области ниже среднего значения.

Большинство российских регионалистов сходятся во мнении, что региональная дифференциация в РФ, во-первых, высокая, а во-вторых, имеет тенденцию к дальнейшему росту. Идея о том, что усиление регионального расслоения обусловлено преимущественно системным кризисом, тотальным сокращением производства и будет на этапе экономического развития, возможно, преодолено, как будто не находит подтверждения. По крайней мере, традиционные индикаторы рассеяния уже в новейшее время, в эпоху сравнительно устойчивого роста, независимо от обусловивших его причин, не свидетельствуют о преимущественных темпах роста регионов-аутсайдеров.

1. Конфигурация экономического пространства. Между тем ситуация не столь очевидна, как может показаться. Центральный вопрос работы состоит в том, как меняется конфигурация экономического пространства, относительное положение регионов и за счет каких факторов происходит рост интегральной оценки дифференциации. Одно дело, когда в “шеренге регионов” каждый последующий заметно отличается от предыдущего (системное расслоение), и совсем другое, когда в большом ряду примерно равных по экономической мощи или продуктивности регионов соседствуют несколько аномально сильных или слабых. Но именно эти “несколько” и формируют в основном интегральную оценку рассеяния.

Исследование, относящееся к межрегиональной дифференциации, осуществляется нами применительно к показателю ВРП на душу населения. Среди экономических параметров этот показатель является, пожалуй, наиболее общим (синтетическим). Он отражает ведущую характеристику экономического развития региона, как, впрочем, и социального.

Расчеты осуществляются практически для всей территории России, в разрезе 79 регионов¹. Как правило, интегральная оценка дифференциации измеряется дисперсией или ее аналогами, чаще всего коэффициентом вариации. Один из возможных подходов к оценке вклада региона в интегральный показатель дифференциации душевого ВРП можно определить в виде $d_i = (x_i / \bar{x} - 1)^2 / Nv^2$, где d_i — оценка вклада региона i ; v — коэффициент вариации; x_i — значение душевого ВРП в регионе i ; \bar{x} — среднероссийское значение душевого ВРП; N — число регионов:

$$v^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (x_i / \bar{x} - 1)^2 = [(x_1 / \bar{x} - 1)^2 + \dots + (x_N / \bar{x} - 1)^2] / N.$$

Соответственно, $\sum_i d_i = 1$.

Очевидно, что вклад того или иного региона в интегральную оценку рассеяния определяется величиной индивидуального отклонения его душевого ВРП от среднего по России как в большую, так и в меньшую сторону. Например, в 2000 г. численное значение коэффициента вариации в значительной степени объясняется вкладом двух регионов — Тюменской области (37.7%) и Москвы (11.6%) — душевые ВРП этих регионов отличаются от среднего показателя в лучшую

¹ Не рассматриваются отдельно автономные округа (за исключением Чукотского), а также Республика Чечня.

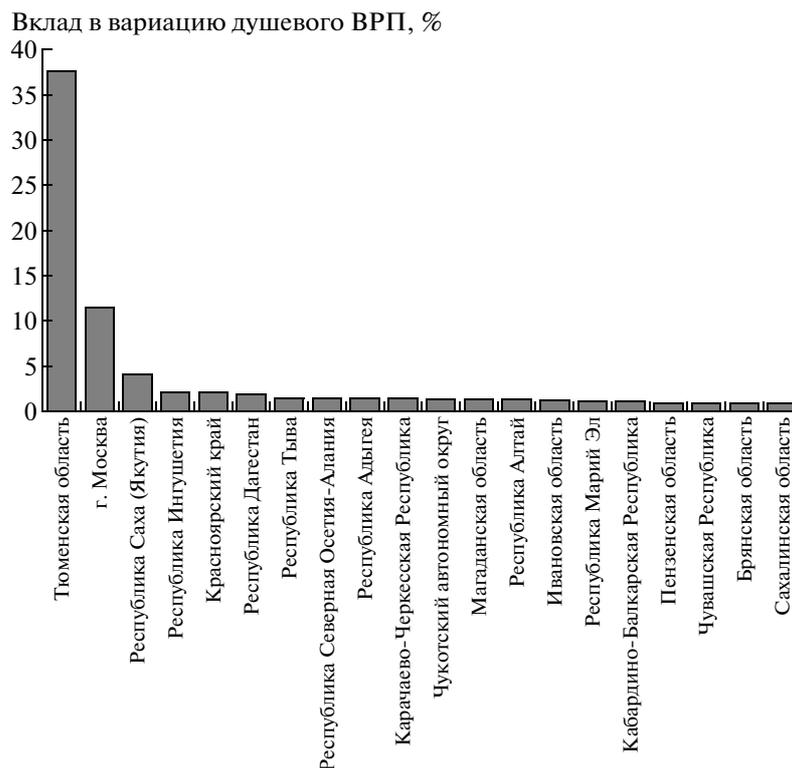


Рис. 1. Распределение вкладов регионов в коэффициент вариации в 2000 г., %.

сторону. Сумма квадратов отклонений остальных 77 регионов составляет только около половины всего разброса.

Иначе говоря, в 2000 г. основной источник отклонения от абсолютного равенства (единства) — фактор территориального неравновесия — обусловлен ситуацией в двух регионах-лидерах. Аутсайдеры не оказывают сколько-нибудь серьезного влияния на совокупную оценку дифференциации. Фрагмент распределения вкладов регионов в коэффициент вариации представлен на рис. 1, где приведены 20 регионов с максимальными значениями вкладов.

Похожую картину с аномально высокими показателями вкладов двух—трех регионов-лидеров можно наблюдать и во все последующие годы.

Между тем очевидно, что усиление или ослабление региональной поляризации во времени не может быть объяснено только этими фактами, относящимися к статике; оно связано с динамическими факторами, изменением роли отдельных регионов в совокупном показателе рассеяния.

Действительно, с 2000 по 2005 г. существенно увеличивают вклад в дифференциацию только два региона: Тюменская область и Чукотский АО. Их совместный вклад в коэффициент вариации возрос с 39.1% в 2000 г. до 50.4% в 2005 г. Заметно снизили вклады Якутия, Красноярский край, Магаданская область — в сумме на 6.6%. Что касается остальных регионов, то здесь изменения незначительны. Вклад каждого из них в интегральный показатель дифференциации 2005 г., во-первых, сравнительно низкий, во-вторых, сопоставим с остальными, в-третьих, как правило, меньше соответствующего вклада в 2000 г.

Итак, три региона — Москва, Тюменская область и Чукотский АО — в силу известных особых объективных и субъективных обстоятельств в течение рассматриваемого периода резко оторвались по уровню душевого ВРП от среднероссийского уровня, порождая неравновесие и являясь “возмутителями спокойствия” (в хорошем смысле слова). Поскольку вся остальная страна не подпадает под эти особые обстоятельства и развивается на основе присущих ей закономерностей, то имеет смысл сопоставить динамику коэффициента вариации с этими тремя регионами и без них (рис. 2).

Как видно из рис. 2, увеличение дифференциации в период 2000—2005 гг. обеспечивается только тремя регионами. В большей части страны — 76 регионов, в которых проживает 90% на-



Рис. 2. Динамика коэффициента вариации душевого ВРП.

селения и производится 65% валового внутреннего продукта страны² — расслоения не наблюдается. Можно утверждать, что в течение рассматриваемого периода происходит не системное, а весьма специфическое региональное расслоение.

Прогнозную оценку этого процесса можно сделать с помощью известных в экономической литературе подходов к анализу региональных процессов: модели β -конвергенции и динамики распределения.

2. Тенденции конвергенции. Известная концепция β -конвергенции, разработанная в начале 1990-х годов Р. Барро и Х. Сала-и-Мартинем (Barro, Sala-i-Martin, 1992) и широко используемая в западных исследованиях экономического развития групп стран и регионов (Durlauf, Quah, 1999; Sala-i-Martin, 1996), исходит из наличия связи между темпом роста региона и начальным значением его ВРП на душу населения.

Тип регионального развития характеризуется коэффициентом β в модели конвергенции:

$$\ln(x_{t+s}/x_t)/s = \alpha - \beta \ln(x_t), \quad (1)$$

где x_t — значение ВРП на душу населения в год t ; s — длина временного периода. Тенденция конвергенции (сходимости) предполагает отрицательную связь между среднегодовым темпом роста региональной экономики за рассматриваемый период $\ln(x_{t+s}/x_t)/s$ и значением продуктивности на начало периода $\ln(x_t)$. Чем продуктивнее экономика региона, т.е. чем больше значение его душевого ВРП, тем ниже у него темп роста.

Гипотеза безусловной β -конвергенции исходит из предположения о существовании в рассматриваемой группе регионов общего равновесного (стационарного) состояния x^* . Параметр α характеризует это долгосрочное стационарное состояние, к которому, согласно неоклассической модели роста, должны приближаться регионы. Приближение к этому состоянию и составляет содержание процесса β -конвергенции. Скорость, с которой регионы сходятся к долгосрочному равновесному состоянию, определяется формулой $w = \ln(1 - \beta s)/s$ и характеризует среднегодовой темп сокращения расстояния между $\ln(x_t)$ и $\ln(x^*)$.

Эмпирический анализ процессов регионального развития проводится в рамках регрессионной модели:

$$\ln(x_{i,2005} / x_{i,2000}) / 5 = \alpha - \beta \ln(x_{i,2000}) + e_i, \quad i = 1, \dots, N, \quad (2)$$

где $x_{i,t}$ — значение ВРП на душу населения региона i в год t ; e_i — ошибки регрессии, α и β — оцениваемые параметры, характеризующие в рамках модели (1) динамику репрезентативного региона; N — число регионов.

² По данным на 2005 г.

Оценка скорости β -конвергенции по различным странам

Группа регионов	Период	Оценка скорости, %	R^2 регрессии
США, 48 штатов	(1880–1990)	2.1	0.89
Испания, 17 регионов	(1955–1987)	2.1	0.63
Англия, 11 регионов	(1955–1987)	2.0	0.62
Япония, 47 префектур	(1955–1990)	1.9	0.59
Франция, 21 регион	(1955–1987)	1.6	0.55
Германия, 11 регионов	(1955–1987)	1.4	0.56
Италия, 20 регионов	(1955–1987)	1.0	0.46

Гипотеза о конвергенции (сходимости, сближении) принимается, если эмпирическая оценка $\beta > 0$. Если $\beta < 0$, наблюдается обратный процесс – дивергенции (отдаления, расслоения).

С учетом выявленной специфики регионального расслоения не вызывает удивления тот факт, что по 79 регионам за период с 2000 по 2005 г. не удастся получить значимой оценки коэффициента β . Но, возможно, тенденция к сближению региональных показателей продуктивности существует если не для всех, то для большей части регионов. Для проверки этой гипотезы из совокупности регионов были исключены те, которые характеризуются аномальными статическими и динамическими характеристиками показателя ВРП на душу населения – Тюменская область, Чукотский АО, Республика Калмыкия, Республика Ингушетия.

На выделенной группе, включающей 75 регионов, оценка β составила 0.017 на 5%-ном уровне значимости – гипотеза о конвергенции подтверждается с вероятностью ошибки не более 5%, $R^2 = 0.074$. Скорость сходимости составляет 1.8% в год. Это означает, что если тенденция к конвергенции, сформировавшаяся в рассматриваемый период, сохранится и далее, то расстояние между некоторым средним значением ВРП на душу населения, так называемым репрезентативным регионом, и стационарным состоянием (взятыми в логарифмах) сократится в 2 раза через 39 лет, в 1.5 раза через 23 года.

Заметим, что многочисленные исследования региональной динамики различных стран мира и макрорегионов свидетельствуют о сходимости со скоростью около 2% (таблица (Sala-i-Martin, 1996, tabl. 1)). Таким образом, сходимость экономик российских регионов, в общем, соответствует динамике по другим странам.

Анализ конвергенции выявляет общую тенденцию, принципиальное свойство динамики, отвечает на вопрос: имеют ли относительно бедные регионы преимущественные темпы роста. Результаты расчетов по 75 регионам в рассматриваемом периоде дают положительный ответ на этот вопрос. Полученный в наших расчетах R -квадрат на порядок меньше, чем представленный Х. Сала-и-Мartiном по странам мира (Sala-i-Martin, 1996, tabl. 1). Это свидетельствует о том, что *выявленная тенденция сближения российских регионов еще очень слаба и, возможно, только формируется*.

Между тем в рамках концепции конвергенции нет возможности дать конкретный прогноз взаимного положения регионов друг относительно друга в перспективе, конфигурации сближения. Эти вопросы исследуются с использованием иных подходов.

3. Распределение региональных значений продуктивности. Оценку структурных характеристик распределения региональных значений продуктивности в перспективе можно построить в рамках подхода, получившего название *distribution dynamics*. Он предложен в работах (Durlauf, Quah, 1999; Quah, 1993) и связан с моделированием изменений в распределении значений показателя во времени. В данной статье авторы используют только дискретный вариант этого подхода.

Эмпирическую оценку распределения значений душевого ВРП построим на основе выделения пяти интервалов значений показателя. В качестве границ интервалов, как и предлагает Д. Ква, возьмем 0.25, 0.5, 1, 2 относительно среднего значения.

В каждом рассматриваемом году группу из 79 регионов будем разбивать на пять частей по значению душевого ВРП: в первый интервал попадают регионы, значения душевого ВРП которых не превышает 0.25 от среднего значения, во второй – регионы со значением от 0.25 до 0.5, в третий – от 0.5 до 1, в четвертый – от 1 до 2, в пятый – все остальные регионы. Таким образом, эм-

пирическая оценка распределения душевого ВРП в каждом году выражается вектором относительных частот.

За период 2000–2005 гг. эмпирическое распределение изменилось незначительно, перемещение между выделенными интервалами составило только 3.8% плотности распределения. Иначе говоря, всего 3.8% плотности эмпирического распределения перемещается между интервалами (т.е. второй интервал увеличился на 2.5%, третий уменьшился на 1.3%, четвертый увеличился на 1.3%, пятый снизился на 2.5%). Таким образом, в общей сложности из третьего и пятого во второй и четвертый перешло 3.8% плотности распределения, т.е. сравнительно немного.

Тем не менее относительное положение отдельных регионов в течение этого периода менялось достаточно существенно. Приведем наиболее яркие примеры таких перемещений: Республика Калмыкия опустилась с 59-го места на 78-е, сократив свой душевой ВРП с 0.51 до 0.27 относительно среднего по России. Омская область поднялась с 53-го места в 2000 г. на 21-е в 2005 г., увеличив душевой ВРП с 0.55 до 0.87 от среднего значения. Существенно улучшили свои относительные позиции Московская, Ленинградская и Томская области, Республика Бурятия и Еврейская АО — они переместились вверх более чем на 10 рангов. Ухудшили свои позиции Астраханская, Кировская, Читинская области и Республика Хакасия — их ранг снизился более чем на 10 пунктов.

Формализация перемещений регионов между интервалами с использованием так называемой матрицы переходов, отражающей закономерность изменения эмпирического распределения частот в рассматриваемый период (Quah, 1993), дает возможность сопоставить базовую (2005 г.) и перспективную структуру распределения регионального душевого ВРП (рис. 3).

К особенностям распределения региональных значений ВРП на душу населения в перспективе можно отнести следующие.

1. Распределение не сходится в одном интервале; такая тенденция соответствовала бы сходимости к общему для всех регионов значению продуктивности.

2. Не происходит накопления плотности по краям распределения, т.е. нет явного выделения больших групп богатых и бедных регионов. Иначе говоря, кластеры конвергенции, свидетельствующие о поляризации экономического развития, в российской региональной динамике не наблюдаются³. Самых бедных регионов в перспективе остается 1.3%, наиболее богатых — 3%.

3. Характер и динамика распределения демонстрируют определенную тенденцию к перемещению плотности распределения от больших значений в область “меньше среднего”. В области от 0.25 до среднего значения в предельном распределении скапливается 75% регионов.

4. Изменение эмпирических оценок основных характеристик распределения⁴: эксцесс в перспективе возрастает вдвое (на 0.3), коэффициент вариации снижается в 1.5 раза; распределение становится более совершенным и “сжатым” в области несколько ниже среднего значения.

Эти наблюдения свидетельствуют в пользу сделанного вывода о конвергенции региональных продуктивностей.

Экономический рост последних лет сам по себе породил импульс к региональному сближению. При существенном отрыве нескольких известных региональных лидеров экономическое

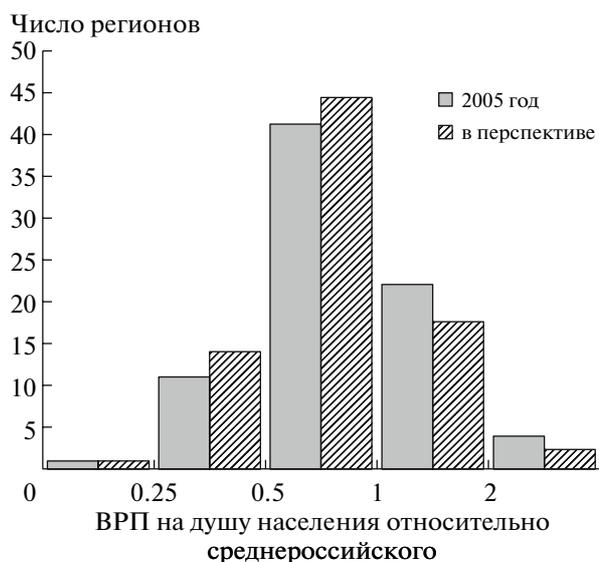


Рис. 3. Распределение душевого ВРП в 2005 г. и оценка перспективного распределения (границы интервалов взяты по отношению к среднему значению).

³ Такие кластеры обнаружены в мировой экономике (Durlauf, Quah, 1999). Результаты, полученные по этой методике в региональном разрезе, для разных стран различные. Например, С. Бандьопадхьяй (Bandyopadhyay, 2003) обнаруживает кластеры конвергенции по штатам Индии, а Д. Ква (Quah, 1996) не находит их по штатам США.

⁴ Оценки сделаны по эмпирическому распределению частот, указанных на рис. 3 распределений с использованием логарифмической шкалы для границ интервалов.

пространство остальной части России, похоже, начинает стягиваться. Согласно анализу модели конвергенции, сколько-нибудь значимое сближение формирующаяся тенденция может дать через 30–40 лет. Разнообразие условий хозяйствования на территории России слишком велико, чтобы рассчитывать на сближение регионов к одному и тому же уровню продуктивности даже в отдаленной перспективе. Реалистичней ожидать сближения регионов в рамках достаточно обширной “области”.

Хотя в перспективе и вырисовываются контуры среднего “регионального класса”, сам по себе макроэкономический рост и порождаемые им тенденции конвергенции не справляются с чрезмерной асимметрией. Впрочем, и скорость сходимости (выравнивания) не внушает оптимизма. Одновременно не удастся избежать ситуации, при которой незначительная часть регионов все же остается чрезмерно богатой (по российским меркам), а часть — откровенно бедной или беднеющей. Эти обстоятельства являются решающим аргументом в пользу разработки эффективной региональной политики, направленной на долгосрочный преимущественный рост отстающих регионов.

Что касается возможностей, инструментов и средств регулирования региональной дифференциации, то эта проблематика требует особого внимания и анализа конкретных предпосылок и условий пространственного экономического роста.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Гранберг А.Г., Зайцева Ю.С.** (2003): Валовой региональный продукт: межрегиональные сравнения и динамика. М.: СОПС.
- Лавровский Б.Л.** (2005): Экономический рост и региональная асимметрия: эмпирический анализ. Новосибирск: Сибирское Научное издательство.
- Лавровский Б.Л., Шильцин Е.А.** (2005): Региональная сбалансированность в РФ: мифы и реальность // *ЭКО*. № 4.
- Польнев А.О.** (2003): Межрегиональная экономическая дифференциация: методология анализа и государственного регулирования. М.: Едиториал УРСС.
- Bandyopadhyay S.** (2003): Convergence Club Empirics: Some Dynamics and Explanations of Unequal Growth Across Indian States. Discussion Paper DARP69. London: London School of Economics and Political Science.
- Barro R.J., Sala-i-Martin X.** (1992): Convergence // *J. of Polit. Econ.* Vol. 100. № 2.
- Durlauf S.N., Quah D.T.** (1999): The New Empirics of Economic Growth // *Handbook of Macroeconomics*. Vol. 1.
- Quah D.** (1993): Empirical Cross-Section Dynamics in Economic Growth // *European Econ. Rev.* № 37 (2/3).
- Quah D.** (1996): Empirics for Economic Growth and Convergence // *European Econ. Rev.* Vol. 40. № 6. June.
- Sala-i-Martin X.** (1996): The Classical Approach to Convergence Analysis // *The Econ. J.* Vol. 106 (July).

Поступила в редакцию
19.11.2007 г.

Russian Regions: Leveling or Stratification?

B. L. Lavrovsky, Ye. A. Shiltsin

The article considers the questions of regional development in Russia. It is shown, that the increase in regional differentiation for the last few years of economic growth (2000–2005) is promoted only by several regions. In the most part of “economic space” the stratification is not observed anyway. Rather a specific (local) regional polarization takes place. Within the framework of convergence model, it is shown, that if the tendency to approchement generated in the considered period in the most Russian regions continues, a distance between some average meaning GRP per capita in 2005 and steady-state value will be reduced by 1.5 times in the recent 20–25 years, and by 2 times in 40 years approximately. According to the accounts, differentiation in long-term perspective still remains large enough; the distribution of GRP per capita amasses remains below the average.