

АНАЛИЗ ДИНАМИКИ МЕЖРЕГИОНАЛЬНОГО ЭКОНОМИЧЕСКОГО НЕРАВЕНСТВА: ЗАРУБЕЖНЫЕ ПОДХОДЫ И РОССИЙСКАЯ ПРАКТИКА

Р.М. Мельников

Трудно не согласиться с академиком А.Г. Гранбергом в том, что «неоднородность, или дифференциация, экономического пространства оказывает значительное влияние на государственное устройство, структуру и эффективность экономики, стратегию и тактику институциональных преобразований и социально-экономической политики» [1, с. 41]. Поэтому одной из важных задач региональной экономической науки является совершенствование методологии анализа масштабов и динамики межрегионального экономического неравенства.

Исследование динамики межрегионального неравенства требует сведения многообразия региональных показателей к одному или нескольким ключевым индикаторам, динамику которых удобно интерпретировать. Одним из таких индикаторов является широко используемый в зарубежной региональной науке индекс Тейла T , который определяется по формуле

$$IT = \sum_{i=1}^i \frac{Y_i}{Y} \ln \frac{Y_i / P_i}{Y / P},$$

где Y_i – ВРП региона i ; Y – сумма ВРП регионов страны; P_i – население региона i ; P – население страны [2, р. 121]. В случае абсолютного межрегионального паритета IT принимает минимальное значение, равное нулю. По мере увеличения степени межрегионального неравенства IT возрастает.

Преимущества индекса Тейла как меры межрегионального неравенства определяются его независимостью от масштаба дохода и абсолютной численности населения, а также его соответствием принципу трансфертов Пигу – Дальтона. Независимость от масштаба дохода и абсолютной численности населения означает, что индекс останется неизменным, если ВРП или численность населения каждого региона увеличиваются или уменьшаются в одно и то же количество раз. Соблюдение принципа трансфертов Пигу – Дальтона означает, что любое перераспределение

дохода от более развитого региона к менее развитому, не изменяющее их относительных рангов по уровню ВРП на душу населения, гарантирует сокращение значения индекса. Соответствие этим методическим требованиям обеспечивает корректность сопоставлений значений индекса при существенных колебаниях среднего уровня экономической активности в стране.

Другое важное преимущество метода Тейла заключается в том, что он позволяет разложить показатель общего межрегионального неравенства на две составляющие, отражающие межмакрорегиональное и внутримакрорегиональное экономическое неравенство. Если разбить все множество регионов на K макрорегионов, в каждый из которых входят по J_k регионов, то индекс Тейла T можно представить в виде

$$IT = IT_B + IT_w,$$

где $IT_B = \sum_{k=1}^K \frac{Y_k}{Y} \ln \frac{Y_k / P_k}{Y / P}$ – индекс межмакрорегионального неравенства;

$IT_w = \sum_{k=1}^K \frac{Y_k}{Y} IT_k$ – средняя взвешенная индексов внутримакрорегионального неравенства; $IT_k = \sum_{j=1}^{J_k} \frac{Y_{kj}}{Y_k} \ln \frac{Y_{kj} / P_{kj}}{Y_k / P_k}$ – индекс внутримакрорегионального неравенства макрорегиона k ; Y_{kj} – ВРП региона j , входящего в макрорегион k ; P_{kj} – население региона j , входящего в макрорегион k ; Y_k – ВРП макрорегиона k ; P_k – население макрорегиона k .

Важным аспектом, который нельзя игнорировать при оценке масштабов межрегионального экономического неравенства, являются региональные различия покупательной способности национальной валюты. Корректное решение этой задачи возможно при использовании методики переоценки ВРП с учетом региональных различий покупательной способности денег, разработанной А.Г. Гранбергом и Ю.С. Зайцевой и представляющей собой адаптацию методологии международных сопоставлений ВВП к региональному уровню с учетом российской специфики [3]. К сожалению, не все из используемых в методике индексов публикуются в официальных статистических сборниках Росстата (так, в основе региональных индексов стоимости инвестиций лежат экспертные оценки доктора экономических наук И.И. Ройзмана). Поэтому в данной работе пространственное дефлирование ВРП осуществлялось с использованием

региональных индексов стоимости фиксированного набора потребительских товаров и услуг по формуле

$$YC_{i,t} = Y_{i,t} \times \frac{C_t}{C_{i,t}}$$

где C_t – среднее арифметическое стоимостей фиксированного набора потребительских товаров и услуг в среднем по стране на конец года $t-1$ и на конец года t ; $C_{i,t}$ – среднее арифметическое стоимостей фиксированного набора потребительских товаров и услуг в регионе i на конец года $t-1$ и на конец года t .

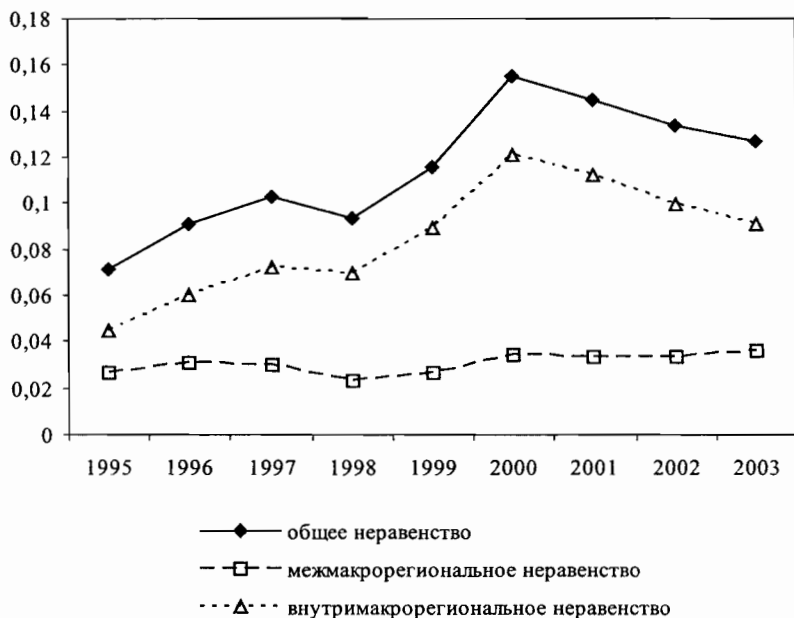


Рис.1. Динамика индекса общего межрегионального неравенства и его межмакрорегионального и внутримакрорегионального компонентов при использовании сетки федеральных округов в 1995–2003 гг.

На рисунке 1 показаны динамика индекса общего неравенства, рассчитанного по данным о ВРП (после корректировки на межрегиональные различия цен) 79 регионов России (без Чечни и автономных округов, для которых до 2000 г. показатель ВРП не разрабатывался), а также результаты его декомпозиции на внутримакрорегиональный и межмакрорегиональный компоненты, полученные при использовании сетки федеральных округов. Динамика индекса Тейла свидетельствует о том, что до 2000 г. в российской экономике наблюдалась тенденция к увеличению масштабов межрегионального экономического неравенства, а начиная с 2001 г. она изменилась: межрегиональное неравенство стало сокращаться, хотя и не очень быстрыми темпами.

Различия между регионами в рамках федеральных округов оказывают значительно большее влияние на совокупные масштабы межрегионального экономического неравенства, нежели различия между федеральными округами (в 2003 г. внутримакрорегиональный компонент составил 71,74% общего неравенства). При этом тенденция к сокращению масштабов межрегионального неравенства после 2000 г. полностью определялась сокращением масштабов неравенства в рамках федеральных округов. Если в 1995–2000 гг. масштабы внутримакрорегионального неравенства интенсивно нарастали, а масштабы межмакрорегионального – демонстрировали циклические колебания, то за период с 2000 по 2003 г. межмакрорегиональное неравенство увеличилось на 5,52%, в то время как внутримакрорегиональное – сократилось на 24,58%. Можно предположить, что позитивная динамика внутримакрорегионального неравенства отчасти объясняется успешной деятельностью полномочных представителей Президента РФ в федеральных округах, направленной на преодоление экономической отсталости наименее благополучных регионов округа.

Масштабы внутримакрорегионального неравенства существенно варьируют по федеральным округам. Как видно из рис. 2, наибольший уровень внутримакрорегионального неравенства наблюдается в Уральском и Центральном федеральных округах, наименьший – в Северо-Западном. Высокий уровень межрегионального неравенства среди регионов Центрального федерального округа определяется вхождением в состав этого округа столицы государства, значительно опережающей по уровню ВРП на душу населения соседние регионы. Высокий уровень межрегионального неравенства среди регионов Уральского федерального округа, являющийся рекордным среди всех федеральных округов, обусловлен спе-

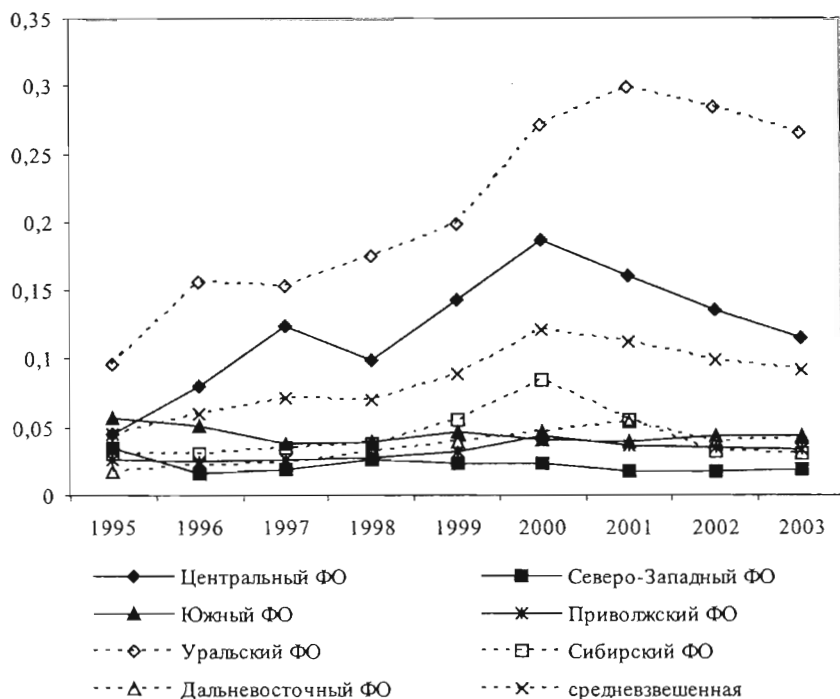


Рис. 2. Динамика межрегионального неравенства в федеральных округах

цифрой границ этого округа, установленных исходя в большей степени из политических, нежели экономических, соображений (в самом деле, построенная вокруг добычи углеводородного сырья экономика традиционно входивших в состав Западной Сибири Ханты-Мансийского и Ямало-Ненецкого автономных округов имеет мало общих черт с экономикой старо-промышленной Свердловской области).

Поскольку федеральные округа существенно различаются по уровню ВРП и численности населения, их ранжирование по вкладу в общее межрегиональное неравенство по стране в целом не совпадает с их ранжированием по масштабам внутримакрорегионального экономического неравенства. Расчеты показывают, что по итогам 2003 г. почти 86% совокупного

межрегионального неравенства определялось тремя составляющими: межмакрорегиональным неравенством (28,26% общего неравенства), межрегиональным неравенством в рамках Центрального федерального округа (27,36% общего неравенства) и межрегиональным неравенством в рамках Уральского федерального округа (30,28% общего неравенства).

Декомпозиция общего неравенства на межмакрорегиональное и внутримакрорегиональное с использованием сетки федеральных округов позволяет заключить, что в российской экономике масштабы межмакрорегионального неравенства значительно меньше масштабов внутримакрорегионального неравенства и что сильной зависимости между географическим положением региона и его уровнем экономического благополучия не наблюдается. Аналогичные результаты дает и использование традиционной сетки экономических районов. Однако, как мы покажем далее, этот предположительный вывод является ошибочным.

Для того чтобы выяснить, в какой степени межрегиональное неравенство является пространственно детерминированным, можно обратиться к показателю I Морана [4], который является пространственным аналогом обычного коэффициента корреляции. Показатель I Морана рассчитывается по формуле

$$I = \frac{N}{S} \frac{\sum_i \sum_j W_{ij} (x_i - \mu)(x_j - \mu)}{\sum_i (x_i - \mu)^2},$$

где N – число регионов; w_{ij} – элемент матрицы пространственных весов, соответствующий паре регионов $(i; j)$; S – сумма всех пространственных весов; x_i и x_j – значения показателя x для регионов i и j ; μ – среднее значение показателя x по всем регионам. Элементы матрицы пространственных весов w_{ij} равны 1, если регионы i и j являются смежными, и равны 0 в противоположном случае.

Расчеты показывают, что для ВРП на душу населения с поправкой на межрегиональные различия цен по данным 2003 г. I Морана составлял 0,334. Это свидетельствует о сильной пространственной корреляции уровня экономического развития регионов Российской Федерации, не очень хорошо просматривающейся при использовании сеток федеральных округов и экономических районов.

Попробуем ввести новую сетку макрорегионов, лучше раскрывающую характер межмакрорегионального экономического неравенства (табл. 1).

Основные социально-экономические показатели макрорегионов, выделенных по сетке, представленной в табл. 1, приведены в табл. 2.

Таблица 1

**Альтернативная сетка
макрорегионов Российской Федерации**

| Макрорегион | Субъекты Федерации |
|------------------|--|
| Северо-Западный | Мурманская обл., Республика Карелия, Архангельская обл., Республика Коми, Вологодская обл., Ярославская обл., г. Москва, Московская обл., г. Санкт-Петербург, Ленинградская обл., Калининградская обл. |
| Центральный | Новгородская обл., Псковская обл., Белгородская обл., Брянская обл., Владимирская обл., Воронежская обл., Ивановская обл., Калужская обл., Костромская обл., Курская обл., Липецкая обл., Орловская обл., Рязанская обл., Смоленская обл., Тамбовская обл., Тверская обл., Тульская обл., Нижегородская обл. |
| Юго-Западный | Республика Адыгея, Республика Дагестан, Республика Ингушетия, Кабардино-Балкарская Республика, Республика Калмыкия, Карачаево-Черкесская Республика, Республика Северная Осетия – Алания, Чеченская Республика, Краснодарский край, Ставропольский край, Ростовская обл. |
| Приволжский | Астраханская обл., Волгоградская обл., Республика Марий Эл, Республика Мордовия, Чувашская Республика, Кировская обл., Пензенская обл., Саратовская обл., Ульяновская обл. |
| Уральский | Республика Башкортостан, Республика Татарстан, Удмуртская Республика, Оренбургская обл., Пермская обл., Коми-Пермяцкий АО, Самарская обл., Курганская обл., Свердловская обл., Челябинская обл. |
| Северный | Ханты-Мансийский АО, Ямало-Ненецкий АО, Ненецкий АО |
| Южно-Сибирский | Тюменская обл., Омская обл., Новосибирская обл., Томская обл., Кемеровская обл. |
| Северо-Восточный | Красноярский край, Таймырский (Долгано-Ненецкий) АО, Эвенкийский АО, Иркутская обл., Усть-Ордынский Бурятский АО, Республика Саха (Якутия), Чукотский АО, Магаданская обл., Камчатская обл., Корякский АО |
| Юго-Восточный | Алтайский край, Республика Алтай, Республика Хакасия, Республика Тыва, Республика Бурятия, Читинская обл., Агинский Бурятский АО, Амурская обл., Хабаровский край, Еврейская авт. обл., Приморский край, Сахалинская обл. |

**Основные показатели макрорегионов Российской Федерации
(по сетке табл. 1) в 2003 г.**

| Макрорегион | Удельный вес населения макрорегиона в общей численности населения России, % | Удельный вес ВРП макрорегиона с поправкой на межрегиональные различия цен в общем объеме по стране, % | ВРП на душу населения с поправкой на межрегиональные различия цен, % от среднего по стране уровня |
|------------------|---|---|---|
| Северо-Западный | 21,45 | 29,44 | 137,24 |
| Центральный | 17,02 | 13,24 | 77,80 |
| Юго-Западный | 12,60 | 7,26 | 57,65 |
| Приволжский | 9,45 | 6,41 | 67,80 |
| Уральский | 18,61 | 19,38 | 104,15 |
| Северный | 1,40 | 7,46 | 534,66 |
| Южно-Сибирский | 6,97 | 6,35 | 91,15 |
| Северо-Восточный | 4,92 | 5,27 | 107,17 |
| Юго-Восточный | 7,59 | 5,18 | 68,29 |

В целом сетка макрорегионов, заданная табл.1, значительно лучше раскрывает характер межмакрорегионального экономического неравенства, чем сетка федеральных округов или сетка экономических районов. В частности, если ВРП на душу населения лидирующего Уральского федерального округа превышает ВРП на душу населения отстающего Южного федерального округа всего в 2,63 раза (с учетом поправок на межрегиональные различия цен), а ВРП на душу населения лидирующего Западно-Сибирского экономического района превышает ВРП на душу населения отстающего Северо-Кавказского экономического района всего в 2,48 раза, то при использовании предложенной нами сетки макрорегионов ВРП на душу населения лидирующего Северного макрорегиона более чем в 9 раз превышает ВРП на душу населения отстающего Юго-Западного макрорегиона.

Таблица 2 показывает, что межрегиональная экономическая дифференциация носит четко выраженный пространственный характер, причем наблюдается существенная асимметрия в уровне экономического благополучия северных и южных макрорегионов. При использовании критерия

проблемности (ВРП ниже 75% от среднего уровня), принятого в Европейском союзе, проблемными следует признать Юго-Западный, Приволжский и Юго-Восточный макрорегионы, которые расположены в южной полосе и в которых проживает 29,64% населения страны. Относительно благополучными выглядят лежащие севернее Северо-Западный, Уральский и Северо-Восточный макрорегионы, ВРП которых превышает среднероссийский. Перемещение Москвы в Северо-Западный макрорегион приводит к тому, что по уровню ВРП на душу населения Центральный макрорегион существенно ухудшает свое положение по сравнению с Центральным федеральным округом и Центральным экономическим районом и вплотную приближается к критической отметке в 75% от среднего по стране уровня.

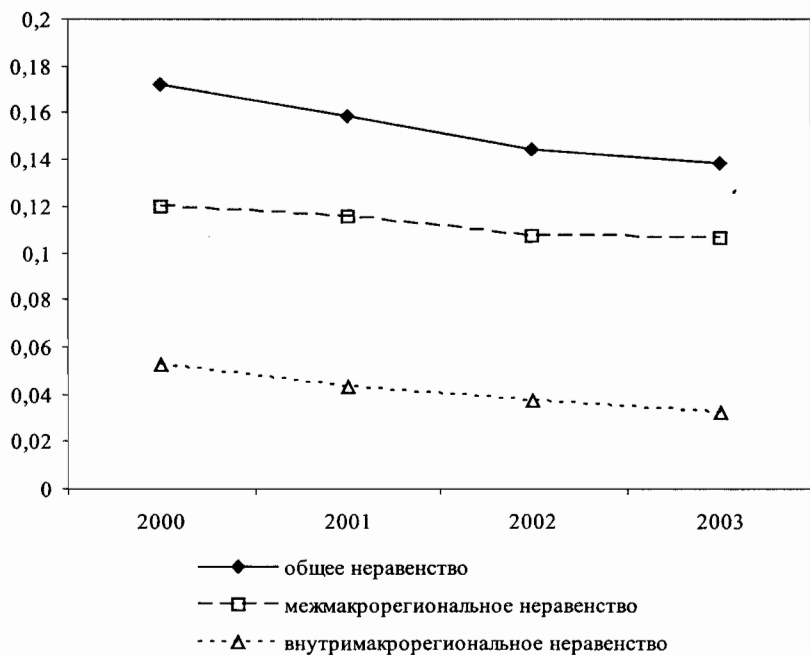


Рис. 3. Декомпозиция общего межрегионального неравенства на межмакрорегиональный и внутримакрорегиональный компоненты при использовании альтернативной сетки макрорегионов

Поскольку в предложенной нами сетке районирования в Северный макрорегион включены Ненецкий, Ямало-Ненецкий и Ханты-Мансийский автономные округа, но не включены ни Архангельская, ни Тюменская область, декомпозицию общего неравенства на межмакрорегиональный и внутримакрорегиональный компоненты можно провести только для тех лет, за которые имеются данные о ВРП автономных округов (т.е. начиная с 2000 г.). Как видно из рис. 3, генеральная тенденция к снижению общего неравенства, как и следовало ожидать, сохраняется, однако оценка сравнительного вклада межмакрорегионального и внутримакрорегионального компонентов существенно пересматривается. В отличие от декомпозиции, проведенной с использованием сетки федеральных округов, здесь вклад межмакрорегионального неравенства в общее неравенство оказывается значительно более высоким по сравнению с вкладом внутримакрорегионального неравенства (в частности, по итогам 2003 г. межмакрорегиональное неравенство составило 76,82% общего неравенства). Кроме того, за период 2000–2003 гг. прослеживается тенденция не только к снижению внутримакрорегионального неравенства, как в случае с декомпозицией по сетке федеральных округов, но и к некоторому сокращению межмакрорегионального неравенства.

Единственным макрорегионом, в котором наблюдается существенное внутримакрорегиональное неравенство, оказывается Северо-Западный, включающий как благополучную Москву, так и проблемную Калининградскую область. Однако масштабы неравенства в этом макрорегионе достаточно быстро сокращаются (за период с 2000 по 2003 г. – на 43,62%), и его вклад в общее неравенство снижается (с 20,42% в 2000 г. до 14,35% в 2003 г.). Вклад внутримакрорегионального неравенства всех остальных макрорегионов в общее межрегиональное неравенство не превышает 10% в течение всего анализируемого периода.

В последние годы для исследования динамики межрегионального экономического неравенства в зарубежной региональной экономической науке широко используется концепция β -конвергенции, разработанная Р. Барро и Х. Сала-и-Мартинем [5]. Согласно этой концепции, чем больше разрыв между текущим ВРП на душу населения и долгосрочным равновесным значением этого показателя, тем выше потенциал и скорость роста региональной экономики. Стационарное состояние долгосрочного равновесия процесса безусловной β -конвергенции характеризуется равенством значений ВРП на душу населения различных регионов. Стационарное

состояние долгосрочного равновесия процесса условной β -конвергенции характеризуется неравенством значений ВРП на душу населения различных регионов.

Первые неоклассические модели региональной динамики, предложенные в 60-е годы XX в., предсказывают, что динамика экономического развития регионов должна характеризоваться безусловной β -конвергенцией и что в долгосрочной перспективе ВРП на душу населения различных регионов должны сойтись к одному и тому же равновесному значению [6]. Напротив, условная β -конвергенция, рассматриваемая в рамках модели Барро – Сала-и-Мартина, предполагает, что различия у регионов в норме сбережений, естественных темпах роста численности населения, экономико-географическом положении, ресурсной базе и инфраструктурной оснащенности порождают различия стационарных состояний долгосрочного равновесия региональных экономик, а значит, ведут к недостижению паритета в ВРП на душу населения между регионами.

Процессы безусловной и условной β -конвергенции предъявляют различные требования к системе государственного регулирования экономического развития регионов со стороны центрального правительства. Если имеет место достаточно быстрая безусловная β -конвергенция и различия в уровне экономического развития регионов устраняются автоматически в результате действия рыночных сил, то без региональной экономической политики центрального правительства вообще можно обойтись. Если же условия развития региональных экономик качественно различны и имеет место условная β -конвергенция, то сближение уровней экономического развития регионов будет происходить только до определенного предела. Дальнейшее сокращение межрегиональных различий невозможно без активного государственного вмешательства, направленного на устранение препятствий для преодоления сравнительной отсталости наименее благополучных регионов и реализации их экономического потенциала.

Проверка гипотезы о безусловной β -конвергенции требует оценивания параметров уравнения регрессии вида

$$\ln (y_{i,T} / y_{i,0}) / T = \alpha - \beta \ln y_{i,0} + \varepsilon_i, \quad (1)$$

где $y_{i,0}$ – реальный ВРП на душу населения в регионе i на начало анализируемого периода; $y_{i,T}$ – реальный ВРП на душу населения в регионе i на конец анализируемого периода; T – продолжительность анализируемого периода. Если по итогам оценивания регрессии статистическую гипотезу

$H_0: \beta = 0$ удастся отвергнуть против альтернативной гипотезы $H_1: \beta > 0$, то это можно расценивать как получение свидетельства в поддержку гипотезы о безусловной β -конвергенции. В данной ситуации менее развитые регионы обладают лучшими перспективами роста, как и предсказывает стандартная неоклассическая модель региональной динамики.

Проведенный выше анализ позволил выделить для российских регионов два качественно различных периода экономической динамики их реальных ВРП на душу населения: период сильной дивергенции (1995–2000 гг.) и период слабой конвергенции (2001–2003 гг.). Очевидно, что в 1995–2000 гг. безусловная β -конвергенция российских регионов не наблюдалась. Проверка гипотезы о безусловной β -конвергенции имеет смысл лишь применительно к анализу данных за период с 2000 по 2003 г.

Для того чтобы внести поправку на различия в покупательной способности рубля одновременно в пространстве и во времени, реальный ВРП на душу населения рассчитывался по формуле

$$yr_{i,t} = \frac{Y_{i,t}}{P_{i,t} C_{i,t}}$$

где $C_{i,t}$ – средняя арифметическая стоимостей фиксированного набора потребительских товаров и услуг в регионе i на конец года t и на конец года $t - 1$. Оценивание уравнения (1) для проверки гипотезы о безусловной β -конвергенции дало следующие результаты:

$$\ln(yr_{i,T} / yr_{i,0}) / T = 0,1179 - 0,0225 \ln(yr_{i,0}), R^2 = 0,0228. \quad (2)$$

(se) (0,0405) (0,0147)

Гипотеза $H_0: \beta = 0$ отвергается против гипотезы $H_1: \beta > 0$ на уровне значимости 10% и не отвергается на уровне значимости 5%. Этот результат можно рассматривать как слабое свидетельство в поддержку гипотезы о безусловной β -конвергенции экономик российских регионов.

Скорость безусловной β -конвергенции ν можно определить из условия $\beta = [1 - e^{-\nu T}] / T$, или $\nu = \ln(1 - \beta T) / T$ [7]. Подстановка оценки коэффициента β , полученной по уравнению регрессии, дает значение $\nu = 2,33\%/г$. Это означает, что если тенденция к конвергенции, сформировавшаяся в 2001–2003 гг., сохранится, то межрегиональные различия в ВРП на душу населения могут сократиться в 1,5 раза за 17,4 года и в 2 раза за 29,7 года.

Анализ остатков показывает наличие двух выбросов в данных, соответствующих показателям Республики Ингушетии и Чукотского автоном-

ного округа. Оценивание уравнения (1) после устранения этих выбросов дает следующие результаты:

$$\ln (y_{r,t} / y_{r,0}) / T = 0,1374 - 0,0299 \ln (y_{r,0}), R^2 = 0,1057. \quad (3)$$

(se) (0,0262) (0,0095)

Оценка коэффициента β , полученная по этому уравнению, статистически значимо отличается от нуля даже на уровне значимости 1%. Оценка скорости безусловной β -конвергенции повышается до $\nu = 3,13\%/г$. При такой скорости конвергенции межрегиональные различия в ВРП на душу населения сокращаются в 1,5 раза за 13,0 года и в 2 раза за 22,2 года.

Попробуем выяснить, как изменится оценка скорости конвергенции, если в основу расчетов положить уровни ВРП на душу населения без учета поправки на межрегиональные различия цен. Пусть оценки реального ВРП на душу населения рассчитываются по формуле

$$y_{r,t} = \frac{Y_{i,t}}{P_{i,t} C_t},$$

где C_t – средняя арифметическая стоимостей фиксированного набора потребительских товаров и услуг в целом по стране на конец года t и на конец года $t - 1$. После устранения выбросов, соответствующих показателям Республики Ингушетии и Чукотского автономного округа, оценивание уравнения (1) дает следующие результаты:

$$\ln (y_{r,t} / y_{r,0}) / T = 0,0928 - 0,0128 \ln (y_{r,0}), R^2 = 0,0278. \quad (4)$$

(se) (0,0230) (0,0083)

Гипотеза о безусловной β -конвергенции отвергается на уровне значимости 5% и не отвергается на уровне значимости 10%. Оценка скорости безусловной β -конвергенции понижается до $\nu = 1,31\%/г$. При такой скорости конвергенции межрегиональные различия в ВРП на душу населения сокращаются в 1,5 раза за 31,1 года и в 2 раза за 53,1 года. Сравнение оценок, полученных по уравнениям (3) и (4), показывает, что некоторое сокращение масштабов межрегионального экономического неравенства в последние годы было в значительной степени обусловлено ценовыми факторами, т.е. опережающим ростом цен в более благополучных регионах по сравнению с темпами роста цен в менее благополучных регионах.

Теперь предположим, что в долгосрочной перспективе существенное сокращение межмакрорегионального неравенства невозможно в силу объективных качественных различий в экономико-географическом положении, ресурсной обеспеченности и инфраструктурной освоенности различных макрорегионов. Тогда можно записать следующее уравнение для проверки гипотезы об условной β -конвергенции экономик российских регионов:

$$\ln (yr_{i,T} / yr_{i,0}) / T = \alpha - \beta \ln yr_{i,0} + \sum_{k=1}^{K-1} \gamma_k M_{k,i} + \varepsilon_i \quad (5)$$

где K – число макрорегионов; $M_{k,i}$ – фиктивная переменная, равная 1, если регион i входит в состав макрорегиона k , и 0, если регион i не входит в состав макрорегиона k .

После устранения выбросов, соответствующих показателям Республики Ингушетия и Чукотского автономного округа, оценивание уравнения (5) с использованием сетки федеральных округов дает следующие результаты:

$$\begin{aligned} \ln (yr_{i,T} / yr_{i,0}) / T = & 0,1631 - 0,0381 \ln (yr_{i,0}) - 0,0035 M_{1,i} - 0,0334 M_{2,i} - \\ (se) & (0,0303) (0,0105) \quad (0,0174) \quad (0,0174) \\ & - 0,0250 M_{3,i} + 0,0250 M_{4,i} + 0,0084 M_{5,i} + 0,0125 M_{6,i}, R^2 = 0,2301, \quad (6) \\ & (0,0155) \quad (0,0219) \quad (0,0154) \quad (0,0181) \end{aligned}$$

где $M_{1,i} = 1$, если регион i входит в Северо-Западный федеральный округ; $M_{2,i} = 1$, если регион i входит в Южный федеральный округ; $M_{3,i} = 1$, если регион i входит в Приволжский федеральный округ; $M_{4,i} = 1$, если регион i входит в Уральский федеральный округ; $M_{5,i} = 1$, если регион i входит в Сибирский федеральный округ; $M_{6,i} = 1$, если регион i входит в Дальневосточный федеральный округ.

Гипотеза о том, что включение в уравнение группы фиктивных переменных, отражающих распределение регионов по федеральным округам, не приводит к улучшению его объясняющей способности (или что различия между федеральными округами не оказывают существенного влияния на процесс конвергенции), не отвергается на уровне значимости 5% и отвергается на уровне значимости 10%.

При использовании предложенной нами альтернативной сетки макрорегионов (см. табл. 1) оценивание параметров уравнения (5) дает следующие результаты:

$$\begin{aligned} \ln (yr_{i,T} / yr_{i,0}) / T = & 0,2659 - 0,0776 \ln (yr_{i,0}) + 0,0129 M_{1,i} - \\ (se) & (0,0382) (0,0141) (0,0164) \\ & - 0,0511 M_{2,i} - 0,0245 M_{3,i} - 0,0098 M_{4,i} + 0,1492 M_{5,i} + 0,0489 M_{6,i} + \\ & (0,0171) (0,0164) (0,0162) (0,0373) (0,0202) \\ & + 0,0072 M_{7,i} + 0,0084 M_{8,i}, R^2 = 0,3912, \end{aligned} \quad (7)$$

где $M_{1,i} = 1$, если регион i входит в Северо-Западный макрорегион; $M_{2,i} = 1$, если регион i входит в Юго-Западный макрорегион; $M_{3,i} = 1$, если регион i входит в Приволжский макрорегион; $M_{4,i} = 1$, если регион i входит в Уральский макрорегион; $M_{5,i} = 1$, если регион i входит в Северный макрорегион; $M_{6,i} = 1$, если регион i входит в Южно-Сибирский макрорегион; $M_{7,i} = 1$, если регион i входит в Северо-Восточный макрорегион; $M_{8,i} = 1$, если регион i входит в Юго-Восточный макрорегион.

Гипотеза об отсутствии природы объясняющей способности уравнения регрессии при включении в него группы фиктивных переменных отвергается на уровне значимости 1%. Таким образом, можно с высокой степенью уверенности заключить, что динамика межрегионального неравенства в российской экономике в 2000–2003 гг. соответствовала модели условной β -конвергенции, причем стационарные состояния долгосрочного равновесия существенно различались между выделенными нами макрорегионами. Как следует из оценок коэффициентов регрессии при фиктивных переменных, наиболее высокое значение ВРП на душу населения в стационарном состоянии достигается в Северном макрорегионе, наиболее низкое – в Юго-Западном. Скорость условной конвергенции равна 8,84%, что в 2,82 раза превышает скорость безусловной конвергенции. Это означает, что при сохранении тенденции, проявившейся в 2001–2003 гг., внутримакрорегиональные различия по ВРП на душу населения могут сократиться в 1,5 раза за 4,6 года и в 2 раза за 7,8 года.

Полученные результаты позволяют достаточно оптимистично смотреть на перспективы углубления экономической интеграции и сближения уровней экономического развития соседних регионов, если тенденции, проявившиеся в 2001–2003 гг., будут сохраняться. В то же время межмакрорегиональное неравенство, по всей видимости, долгое время будет оставаться одной из наиболее острых и болезненных проблем российской экономики. Уменьшение его масштабов невозможно без повышения активно-

сти центра в разработке и реализации федеральных целевых программ, распространяющих свое влияние на экономически однородные крупные макрорегионы.

Литература

1. **Региональное развитие: опыт России и Европейского союза** // Под ред. А.Г. Гранберга. – М.: Экономика, 2000.
2. **Theil H.** Economics and information theory. – Amsterdam, 1967.
3. **Гранберг А.Г., Зайцева Ю.С.** Валовой региональный продукт: межрегиональные сравнения и динамика. – М.: СОПС, 2003.
4. **Lall S.V., Yilmaz S.** Regional economic convergence: Do policy instruments make a difference? // The Annals of Regional Science. – 2001. – V. 35, No. 1. – P. 153–166.
5. **Barro R.J., Sala-i-Martin X.** Convergence // Journal of Political Economy. – 1992. – V. 100, No. 2. – P. 223–251.
6. **Borts G.H., Stein J.L.** Economic growth in a free market. – N.Y.: Columbia Univ. Press, 1964.
7. **Azzoni C.R.** Economic growth and regional income inequality in Brazil // The Annals of Regional Science. – 2001. – V. 35, No. 1. – P. 133–152.

© Мельников Р.М., 2005

НЕЧЕТКИЙ ПОДХОД К ИЗУЧЕНИЮ НАДЕЖНОСТНЫХ ХАРАКТЕРИСТИК ЭКОНОМИЧЕСКИХ РЕШЕНИЙ

В.С. Зайкин, В.Н.Павлов

Для оценки качества планов при решении технических, а затем и экономических задач широко применяется показатель надежности. Согласно теории под надежностью плана понимается потенциальная вероятность выполнения содержащихся в нем решений по объемам и срокам выпуска продукции, по ее технико-экономическим и другим выходным показателям, т.е. оценка вероятности того, что приведенные затраты программы находятся в заданных пределах. В зависимости от постановки конкретной задачи можно сформировать и другие показатели надежности.