

МЕЖРЕГИОНАЛЬНОЕ ЭКОНОМИЧЕСКОЕ НЕРАВЕНСТВО В РОССИЙСКОЙ ЭКОНОМИКЕ: ТЕНДЕНЦИИ И ПЕРСПЕКТИВЫ

Р. М. МЕЛЬНИКОВ,

кандидат экономических наук

*Российская академия государственной службы
при Президенте РФ*

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 исследование масштабов, структуры и динамики межрегионального экономического неравенства является важной задачей, позволяющей выявлять наиболее острые проблемы регионального развития и намечать подходы к их решению.

Исследование структуры и динамики межрегионального экономического неравенства требует сведения многообразия региональных показателей к одному или нескольким ключевым индикаторам, динамику которых удобно интерпретировать. В качестве такого индикатора можно использовать индекс Тейла, который определяют по формуле

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

где: Y_i — ВРП i -го региона; Y — сумма ВРП регионов страны; P_i — население i -го региона; P — население страны [5, p. 121].

В случае абсолютного межрегионального паритета индекс Тейла IT принимает минимальное значение, равное нулю. По мере увеличения степени межрегионального неравенства IT возрастает.

Важное преимущество индекса 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 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. Здесь

$IT_k = \sum_{j=1}^{J_k} \frac{Y_{kj}}{Y_k} \ln \frac{Y_{kj} / P_{kj}}{Y_k / P_k}$ — индекс внутримакрорегионального неравенства k -го макрорегиона; Y_{kj} — ВРП j -го региона, входящего в k -й макрорегион; P_{kj} — население j -го региона, входящего в k -й макрорегион; Y_k — ВРП k -го макрорегиона; P_k — население k -го макрорегиона.

Используя метод индексов Тейла и учитывая группирование регионов по федеральным округам, разложим общее межрегиональное неравенство по ВРП на душу населения с поправкой на межрегиональные различия цен на внутримакрорегиональную и межмакрорегиональную компоненты¹. Результаты расчетов представлены на рис. 1.

Динамика индексов свидетельствует, что в российской экономике наблюдается тенденция к увеличению масштабов межрегионального неравенства по ВРП на душу населения с поправкой на межрегиональные различия цен, которая, однако, не является абсолютно устойчивой. В частности, в 2001 и 2002 гг. наблюдалось сокращение масштабов неравенства. Однако в 2003 г. масштабы межрегионального неравенства вновь увеличились, а в 2004 г. значения индек-

¹ Пространственное дефлирование ВРП осуществлялось с использованием региональных индексов стоимости фиксированного набора потребительских товаров и услуг. Поскольку Росстат публикует данные о ВРП с задержкой в один год относительно других региональных показателей, последние на момент подготовки статьи доступные данные характеризовали объемы ВРП за 2004 г.

сов неравенства существенно возросли, заметно превысив показатели 2000 г.

Различия между регионами в рамках федеральных округов оказывают значительно большее влияние на совокупные масштабы межрегионального неравенства по ВРП на душу населения с поправкой на межрегиональные различия цен, нежели различия между федеральными округами (в 2004 г. внутримакрорегиональный компонент составил 68,7% общего межрегионального неравенства). Тенденция к динамичному росту масштабов внутримакрорегионального неравенства, сформировавшаяся в 1995–2000 гг., в 2001–2003 гг. сменилась тенденцией к сокращению масштабов внутримакрорегионального неравенства. Однако в 2004 г. значение индикатора внутримакрорегионального неравенства вновь существенно увеличилось, несколько превысив собственное значение 2000 г.

Декомпозиция общего межрегионального неравенства по ВРП на душу населения с поправкой на межрегиональные различия цен 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 уровнем его экономического благополучия не наблюдается. Аналогичные результаты дает и использование применявшейся в СССР сетки экономических районов. Однако, как мы покажем далее, этот вывод не является вполне корректным и однозначным.

Для того чтобы выяснить, в какой степени межрегиональное неравенство является пространственно детерминированным, можно обратиться к показателю *I* Морана, который является пространственным аналогом обычного коэффициента корреляции:

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

где: *N* — число регионов; *S* — сумма всех пространственных весов; w_{ij} — элемент матрицы про-

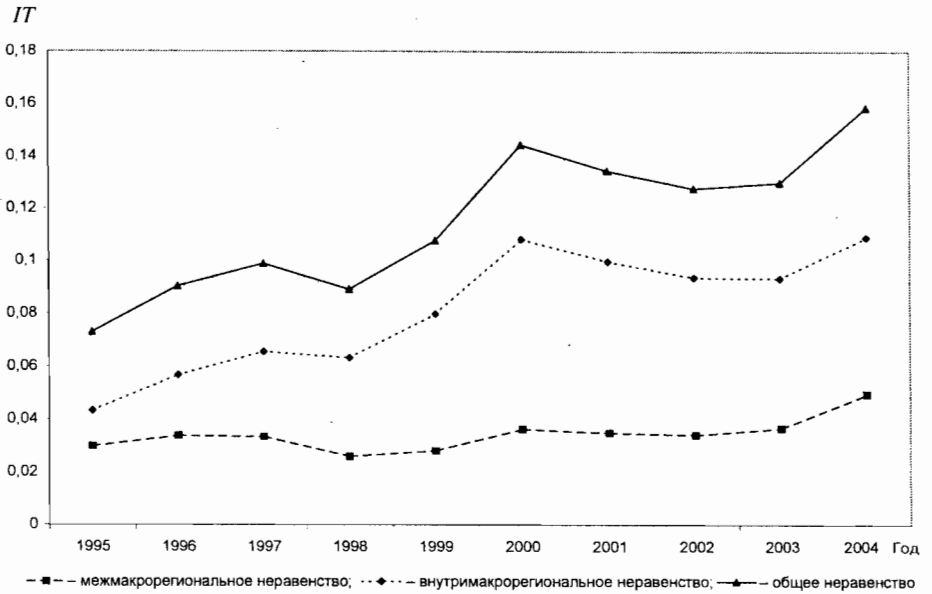


Рис. 1. Декомпозиция общего межрегионального неравенства по ВРП на душу населения с поправкой на межрегиональные различия цен на межмакрорегиональную и внутримакрорегиональную составляющие при использовании сетки федеральных округов

странственных весов, соответствующий паре регионов (*i*; *j*), x_i и x_j — значения показателя *x* для *i*-х и *j*-х регионов; μ — среднее значение показателя *x* по всем регионам. Элементы матрицы пространственных весов $w_{ij}=1$, если регионы *i* и *j* являются смежными, и равны 0 в противоположном случае [4, р. 160].

Расчеты показывают, что для ВРП на душу населения с поправкой на межрегиональные различия цен по данным 2004 г. статистика *I* Морана составляла 0,33. Это свидетельствует о сильной пространственной корреляции уровней экономического развития регионов Российской Федерации, не очень хорошо просматривающейся при использовании сетки федеральных округов.

Исходя из критериев смежности и качественной однородности субъектов Федерации, включаемых в макрорегион, попробуем ввести новую сетку макрорегионов, лучше раскрывающую характер межмакрорегионального экономического неравенства в российской экономике (табл. 1).

Данная сетка рассматривается как инструмент анализа межмакрорегионального экономического неравенства, не предполагающий пересмотра сетки федеральных округов как инструмента административно-территориального управления. Основные социально-экономические показатели макрорегионов, выделенных по сетке табл. 1, представлены в табл. 2.

Таблица 1

Альтернативная сетка макрорегионов Российской Федерации

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

В целом сетка макрорегионов, заданная табл. 1, значительно лучше раскрывает характер межмакрорегионального экономического неравенства по сравнению с сеткой федеральных округов. В частности, если ВРП на душу населения с поправкой на межрегиональные различия цен лидирующего Уральского федерального округа превышает соответствующий показатель отстающего Южного федерального округа всего в 3,16 раза, то при использовании предложенной нами сетки макрорегионов ВРП на душу населения с поправкой на межрегиональные различия цен лидирующего Северного макрорегиона более чем в 17 раз превышает соответствующий показатель

отстающего Северо-Кавказского макрорегиона. При использовании критерия проблемности, принятого в Европейском союзе (ВРП ниже 75% от среднего уровня), проблемными следует признать Центральный, Юго-Западный, Северо-Кавказский, Юго-Восточный и Дальневосточный макрорегионы, которые все находятся в южной полосе и в которых проживают 44,14% жителей страны. Относительно благополучными выглядят расположенные севернее Северо-Западный, Западный, Волго-Уральский и Северо-Восточный макрорегионы, а также Южно-Сибирский макрорегион, ВРП которых превышает средний по стране. Таким образом, межрегиональная эконо-

Таблица 2

Численность населения и ВРП с поправкой на межрегиональные различия цен макрорегионов Российской Федерации (по сетке табл. 1) в 2004 г.

Макрорегион	Доля населения макрорегиона в общей численности населения России, %	Доля 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	2,70	2,75	101,68
Западный	18,81	25,19	133,96
Центральный	8,80	5,79	65,85
Юго-Западный	23,66	16,39	69,27
Северо-Кавказский	4,11	1,58	38,33
Волго-Уральский	21,04	21,26	101,06
Южно-Сибирский	6,97	7,61	109,22
Северный	1,42	9,26	652,87
Северо-Восточный	4,93	5,23	106,24
Юго-Восточный	3,64	2,07	56,97
Дальневосточный	3,93	2,86	72,84

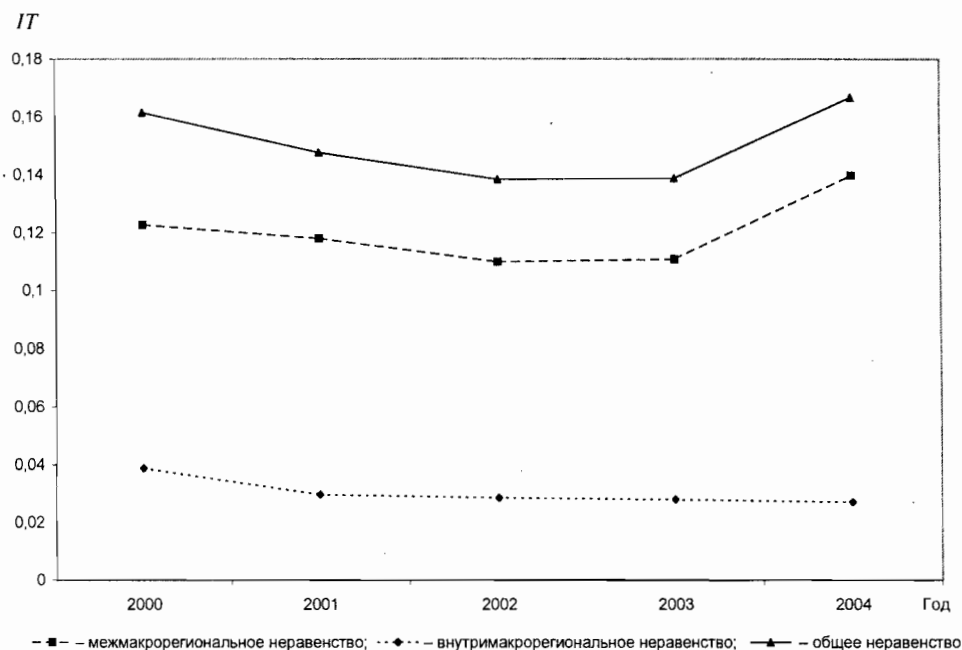


Рис. 2. Декомпозиция общего межрегионального неравенства по ВРП на душу населения с поправкой на межрегиональные различия цен на межмакрорегиональную и внутримакрорегиональную составляющие при использовании альтернативной сетки макрорегионов

мическая дифференциация в России носит четко выраженный пространственный характер, причем наблюдается существенная асимметрия в уровне экономического благополучия северных и южных макрорегионов.

Использование предложенной нами альтернативной сетки макрорегионов несколько изменяет оценки динамики межрегионального неравенства. Поскольку сетка, заданная табл. 1, предполагает включение в макрорегион автономных округов, входящих в сложносоставные субъекты Федерации, не принадлежащие данному макрорегиону (в Северный макрорегион включены Ненецкий, Ямало-Ненецкий и Ханты-Мансийский АО, но не включены ни Архангельская, ни Тюменская обл.), декомпозицию общего неравенства на межмакрорегиональное и внутримакрорегиональное неравенства можно провести только для тех лет, за которые имеются данные о ВРП автономных округов (т. е. начиная с 2000 г.).

Хотя динамика индикатора общего межрегионального неравенства по ВРП на душу населения с поправкой на межрегиональные различия цен на рис. 2 следует тому же процессу, что и на рис. 1, в динамике индикаторов межмакрорегионального и внутримакрорегионального неравенства просматриваются существенные отличия от траекторий, представленных на рис. 1. Во-первых, оценка

сравнительного вклада межмакрорегиональной и внутримакрорегиональной составляющих существенно пересматривается. В отличие от декомпозиции, проведенной с использованием сетки федеральных округов, вклад межмакрорегионального неравенства в общее неравенство оказывается значительно более высоким по сравнению с вкладом внутримакрорегионального неравенства. В частности, по итогам 2004 г. межмакрорегиональное неравенство составило 84,88 % общего неравенства. Во-вторых, за период 2000–2004 гг. прослеживается тенденция

к некоторому сокращению масштабов внутримакрорегионального неравенства, не просматривающаяся при использовании сетки федеральных округов.

В зарубежной региональной экономической науке для исследования динамики межрегионального экономического неравенства широко используется концепция β -конвергенции Р. Барро и Х. Сала-и-Мартина. Гипотеза β -конвергенции утверждает, что чем больше существующий 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. Условная β -конвергенция предполагает, что различия в норме сбережений, естественных темпах роста численности населения, экономико-географическом положении, ресурсной базе и инфраструктурной освоенности различных регионов порождают различия стационарных состояний долгосрочного равновесия различных региональных экономик,

а значит, недостижение паритета в ВРП на душу населения между регионами.

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:

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

где: $yr_{i,0}$ — реальный ВРП на душу населения в i -м регионе на начало анализируемого периода; $yr_{i,T}$ — реальный ВРП на душу населения в i -м регионе на конец анализируемого периода; T — продолжительность

анализируемого периода; K — число макрорегионов; $M_{k,i}$ — фиктивная переменная, равная 1, если i -й регион входит в состав k -го макрорегиона, и 0, если i -й регион не входит в состав k -го макрорегиона. Если по итогам оценивания регрессии (1) статистическую гипотезу $H_0: \beta=0$ удастся отвергнуть против альтернативной гипотезы $H_1: \beta < 0$, а общий вклад группы фиктивных переменных в объясняющую способность модели окажется статистически значимым, это можно расценивать как получение свидетельства в поддержку гипотезы об условной β -конвергенции.

Оценивание уравнения (1) с использованием сетки федеральных округов по данным за период 2000–2004 гг. дает следующие результаты:

$$\begin{aligned} \ln(yr_{i,T} / yr_{i,0}) / T = & 0,1607 - 0,0348 \ln(yr_{i,0}) + 0,0063 D_{1,i} - 0,0037 D_{2,i} - \\ (se) & (0,0437) (0,0145) (0,0211) (0,0217) \\ & - 0,0110 D_{3,i} + 0,0481 D_{4,i} + 0,0082 D_{5,i} - 0,0117 D_{6,i}; \quad R^2 = 0,1185, \quad (2) \\ (0,0195) & (0,0265) (0,0190) (0,0221) \end{aligned}$$

где $D_{1,i} = 1$, если i -й регион входит в Северо-Западный федеральный округ; $D_{2,i} = 1$, если i -й регион входит в Южный федеральный округ; $D_{3,i} = 1$, если i -й регион входит в Приволжский федеральный округ; $D_{4,i} = 1$, если i -й регион входит в Уральский федеральный округ; $D_{5,i} = 1$, если i -й регион входит в Сибирский федеральный округ; и $D_{6,i} = 1$, если i -й регион входит в Дальневос-

точный федеральный округ. Гипотеза $H_0: \beta=0$ отвергается в пользу альтернативной гипотезы $H_1: \beta < 0$ на уровне значимости 1%, но гипотеза о незначимости вклада группы фиктивных переменных в объясняющую способность модели не отвергается даже на уровне 10%. Таким образом, различия между федеральными округами не оказывают существенного влияния на процесс конвергенции.

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

$$\begin{aligned} \ln(yr_{i,T} / yr_{i,0}) / T = & 0,2850 - 0,0786 \ln(yr_{i,0}) - 0,0352 M_{1,i} + 0,0384 M_{2,i} - \\ (se) & (0,0517) (0,0182) (0,0265) (0,0211) \\ & - 0,0158 M_{3,i} - 0,0433 M_{4,i} + 0,0080 M_{5,i} + 0,0836 M_{6,i} + 0,1435 M_{7,i} - \\ & (0,0178) (0,0239) (0,0193) (0,0235) (0,0412) \\ & - 0,0161 M_{8,i} - 0,0243 M_{9,i} - 0,0084 M_{10,i}; \quad R^2 = 0,3907, \quad (3) \\ & (0,0198) (0,0233) (0,0203) \end{aligned}$$

где: $M_{1,i} = 1$, если i -й регион входит в Северо-Западный макрорегион; $M_{2,i} = 1$, если i -й регион входит в Западный макрорегион; $M_{3,i} = 1$, если i -й регион входит в Центральный макрорегион; $M_{4,i} = 1$, если i -й регион входит в Северо-Кавказский макрорегион; $M_{5,i} = 1$, если i -й регион входит в Волго-Уральский макрорегион; $M_{6,i} = 1$, если i -й регион входит в Южно-Сибирский макрорегион; $M_{7,i} = 1$, если i -й регион входит в Северный макрорегион; $M_{8,i} = 1$, если i -й регион входит в Северо-Восточный макрорегион; $M_{9,i} = 1$, если i -й регион входит в Юго-Восточный макрорегион; $M_{10,i} = 1$, если i -й регион входит в Дальневосточный макрорегион.

Гипотеза $H_0: \beta=0$ отвергается в пользу альтернативной гипотезы $H_1: \beta < 0$, как и при использовании сетки федеральных округов.

Гипотеза о незначимости вклада группы фиктивных переменных в объясняющую способность модели также отвергается на уровне 1%. Таким образом, несмотря на рост значений индикаторов общего экономического неравенства, можно сделать вывод о том, что динамика межрегионального неравенства в российской экономике в 2000–2004 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 Северо-Кавказском макрорегионе.

Скорость условной β -конвергенции ν можно определить исходя из соотношения $\beta = [1 - e^{-\nu T}] / T$, или $\nu = -\ln(1 - \beta T) / T$ [2]. Подстановка оценки коэффициента, полученной в уравнении (3), дает значение $\nu = 9,44\%$ /год. Это означает, что если тенденция к конвергенции, сформировавшаяся в 2001 — 2004 гг., будет продолжена, то внутримакрорегиональные различия по ВРП на душу населения могут сократиться в 1,5 раза за 4,3 года и в 2 раза за 7,3 года.

Попробуем выяснить, как изменятся результаты проверки гипотезы об условной конвергенции, если в основу расчетов положить уровни ВРП на душу населения без учета поправки на межрегиональные различия цен. Тогда оценивание уравнения (1) с использованием предложенной нами сетки макрорегионов дает следующие результаты:

$$\begin{aligned} \ln(yr_{i,t} / yr_{i,0}) / T = & 0,2404 - 0,0648 \ln(yr_{i,0}) - 0,0061 M_{1,i} + 0,0470 M_{2,i} - \\ (se) & (0,0476) \quad (0,0176) \quad (0,0265) \quad (0,0212) \\ & - 0,0118 M_{3,i} - 0,0562 M_{4,i} + 0,0069 M_{5,i} + 0,0961 M_{6,i} + 0,1730 M_{7,i} - \\ & (0,0172) \quad (0,0223) \quad (0,0189) \quad (0,0228) \quad 0,0458) \\ & - 0,0158 M_{8,i} - 0,0080 M_{9,i} - 0,0005 M_{10,i}; R^2 = 0,3694. \end{aligned} \quad (4)$$

Как и при оценивании предыдущего уравнения, гипотеза $H_0: \beta=0$ отвергается в пользу альтернативной гипотезы $H_1: \beta < 0$, а группа фиктивных переменных оказывается статистически значимой на уровне 1%. Однако при этом оценка скорости условной конвергенции понижается до 7,50%/год, что обеспечивает сокращение внутримакрорегиональных различий по ВРП на душу населения в 1,5 раза за 5,4 года и в 2 раза за 9,2 года. Сравнение оценок, полученных по уравнениям (3) и (4), показывает, что некоторое сокращение масштабов внутримакрорегионального экономического неравенства в последние годы в значительной степени было обусловлено ценовыми факторами, то есть опережающим ростом цен в более благополучных регионах по сравнению с темпами роста цен в менее благополучных регионах.

Несмотря на выявленную тенденцию к условной конвергенции на внутримакрорегиональном

уровне, в целом анализ межрегионального неравенства по ВРП на душу населения с поправкой на межрегиональные различия цен свидетельствует об углублении межрегиональных диспропорций в российской экономике. Однако другой важный показатель социально-экономического развития — среднедушевые денежные доходы с поправкой на межрегиональные различия цен — свидетельствует о существовании противоположной тенденции.

Масштабы межрегиональной дифференциации по среднедушевым денежным доходам значительно меньше масштабов межрегиональной дифференциации по душевому ВРП. Так, в 2005 г. среднедушевые денежные доходы с поправкой на межрегиональные различия цен лидирующей по этому показателю Москвы всего в 6,9 раза превысили значение соответствующего показателя отстающего Усть-Ордынского Бурятского АО (в то время как для ВРП на душу населения размах различий составил более 46 раз). Значения индексов неравенства по уровню среднедушевых денежных доходов населения, представленные на рис. 3, также свидетельствуют о том, что масштабы неравенства по среднедушевым денежным доходам в российской экономике значительно меньше масштабов неравенства по ВРП на душу населения. Так, в 2004 г. значение индекса Тейла при оценке общего межрегионального нера-

венства по среднедушевым денежным доходам составило всего 45% от значения индекса Тейла при оценке общего межрегионального неравенства по ВРП на душу населения. При этом в целом для 1997—2005 гг. просматривается тенденция к значительному сокращению масштабов межрегионального неравенства по реальным среднедушевым денежным доходам населения. Хотя в 2003 и 2004 гг. масштабы неравенства несколько увеличились, существенное сокращение индексов неравенства, отмеченное в 2005 г., не позволяет сделать вывода об изменении этой тенденции.

С нашей точки зрения, основная причина конвергенции реальных среднедушевых денежных доходов населения в условиях дивергенции реального ВРП на душу населения заключается в усилении степени централизации налогово-бюджетной системы и повышении масштабов перераспределительной политики федерального центра. Это

позволило добиться заметного повышения денежных доходов жителей регионов-реципиентов за счет сокращения денежных доходов жителей регионов – доноров федерального бюджета.

Оценивание уравнения для проверки гипотезы об условной β -конвергенции по данным о реальных среднедушевых денежных доходах за 1997–2005 гг. при использовании сетки федеральных округов дает следующие результаты:

$$\ln(qr_{i,T}/qr_{i,0})/\Gamma = 0,2626 - 0,0327 \ln(qr_{i,0}) + 0,0193 D_{1,i} + 0,0079 D_{2,i} - 0,0019 D_{3,i} + 0,0095 D_{4,i} + 0,0038 D_{5,i} + 0,0033 D_{6,i}; \quad R^2 = 0,2466, \quad (5)$$

(se) (0,0594) (0,0085) (0,0088) (0,0091) (0,0082) (0,0113) (0,0079) (0,0091)

где: $qr_{i,0}$ – реальные среднедушевые денежные доходы в i -м регионе в 1997 г., $qr_{i,T}$ – реальные среднедушевые денежные доходы в i -м регионе в 2005 г.

Гипотеза $H_0: \beta=0$ отвергается в пользу альтернативной гипотезы $H_1: \beta < 0$ на уровне значимости 1%, но группа фиктивных переменных не является статистически значимой даже на уровне 10%. Таким образом, условная конвергенция реальных среднедушевых денежных доходов в рамках федеральных округов не наблюдается. Аналогичные результаты дает и использование альтернативной сетки макрорегионов.

Оценивание уравнения для проверки гипотезы о безусловной β -конвергенции реальных среднедушевых денежных доходов по данным за 1997–2005 гг. дает следующие результаты:

$$\ln(qr_{i,T}/qr_{i,0})/\Gamma = 0,2609 - 0,0317 \ln(qr_{i,0}); \quad R^2 = 0,1814. \quad (6)$$

(se) (0,0506) (0,0073)

Гипотеза $H_0: \beta=0$ отвергается в пользу альтернативной гипотезы $H_1: \beta < 0$ на уровне значимости 1%, что позволяет заключить, что динамика реальных

среднедушевых денежных доходов следует процессу безусловной β -конвергенции. Наблюдающаяся скорость безусловной β -конвергенции 3,66%/год обеспечивает сокращение межрегиональных различий по среднедушевым денежным доходам с поправкой на межрегиональные различия цен в 1,5 раза за 11,1 года и в 2 раза за 19 лет.

Анализ динамики межрегионального неравенства по другому ключевому экономическому показателю – инвестициям на душу населения – также свидетельствует об определенных позитивных изменениях, связанных с сокращением масштабов межрегионального неравенства (рис. 4). Однако при этом масштабы неравенства по инвестициям

на душу населения по-прежнему остаются огромными, значительно превосходя масштабы неравенства по ВРП на душу населения и среднедушевым денежным доходам с поправкой на межрегиональные различия цен. В то же время нельзя не отметить, что начиная с 2002 г. российская экономика характеризуется устойчивой позитивной тенденцией к сокращению масштабов межрегионального неравенства по инвестициям на душу населения, связанной, главным образом, с сокращением масштабов

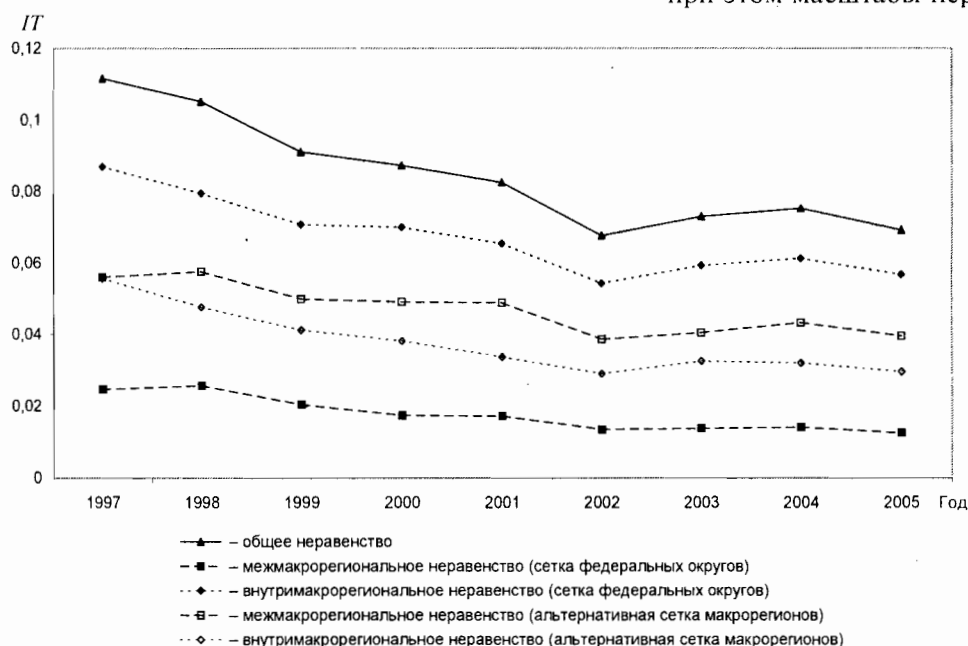


Рис. 3. Декомпозиция общего межрегионального неравенства по среднедушевым денежным доходам населения с поправкой на межрегиональные различия цен на межмакрорегиональную и внутримакрорегиональную составляющие при использовании сетки федеральных округов

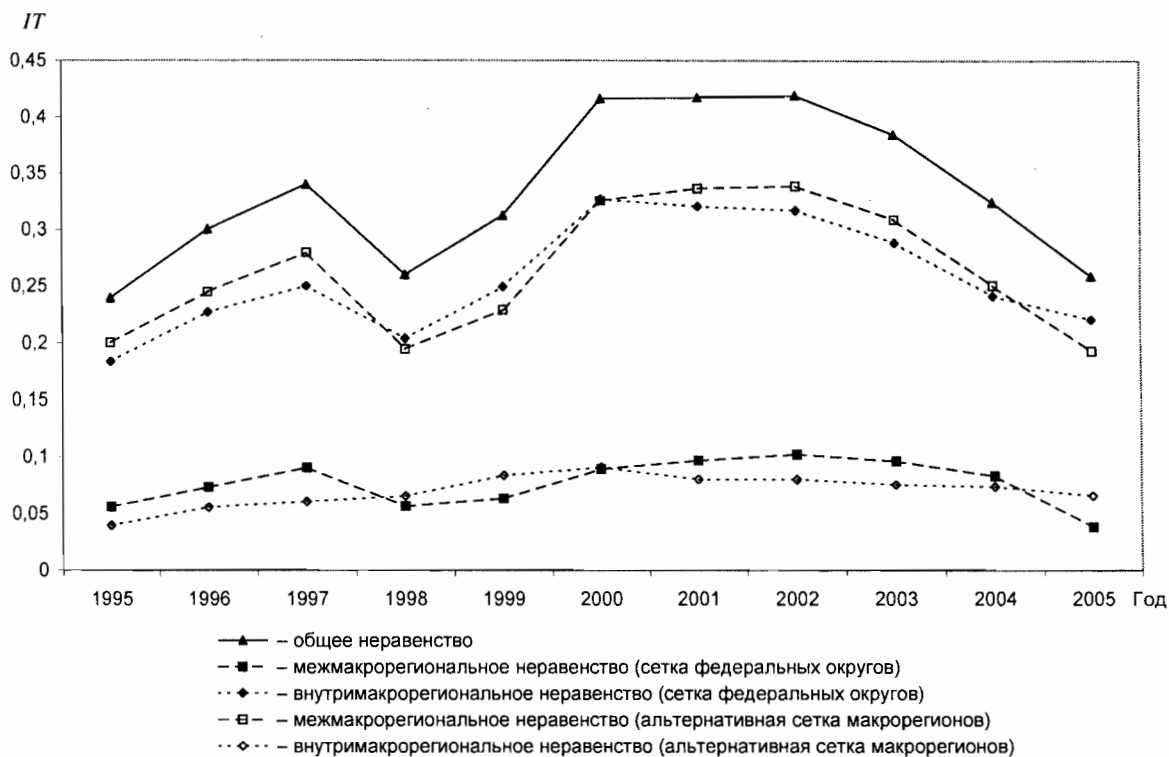


Рис. 4. Декомпозиция общего межрегионального неравенства по инвестициям на душу населения на межмакрорегиональную и внутримакрорегиональную составляющие

табов внутримакрорегионального неравенства (при использовании сетки федеральных округов) и межмакрорегионального неравенства (при использовании альтернативной сетки макрорегионов).

В целом результаты проведенного анализа структуры и динамики межрегионального экономического неравенства в российской экономике позволяют умеренно оптимистично смотреть на перспективы углубления экономической интеграции и сближения уровней экономического развития соседних регионов, если тенденции, проявившиеся в 2001–2005 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 активности федерального центра в сфере разработки и реализации

целевых программ социально-экономического развития крупных макрорегионов.

ЛИТЕРАТУРА

1. Региональное развитие: опыт России и Европейского Союза // Под ред. А. Г. Гранберга — М.: Экономика, 2000.
2. Azzoni C. R. Economic growth and regional income inequality in Brazil // The annals of regional science. — 2001, Vol. 35, №1. P. 133–152.
3. Barro R. J., Sala-i-Martin X. Convergence // Journal of Political Economy. 1992, Vol. 100, №2. P. 223–251.
4. Lall S. V., Yilmaz S. Regionaleconomic convergence: Do policy instruments make a difference? // The annals of regional science. — 2001, Vol. 35, №1. P. 160.
5. Theil H. Economics and information theory. — Amsterdam, 1967.