

УДК 330.34:332.1

## ДИНАМИКА И ФАКТОРЫ ВНУТРИРЕГИОНАЛЬНОЙ И МЕЖРЕГИОНАЛЬНОЙ ДИФФЕРЕНЦИАЦИИ ДОХОДОВ НАСЕЛЕНИЯ РФ

**М.Ю. Малкина**

*Малкина Марина Юрьевна* – доктор экономических наук, профессор, заведующая кафедрой. Нижегородский государственный университет им. Н.И. Лобачевского, ул. Большая Покровская, 37, Нижний Новгород, Россия, 603000. E-mail: mmuri@yandex.ru.

В статье исследуются динамика внутрирегиональной и межрегиональной дифференциации доходов в субъектах РФ в 2004–2012 гг. и факторы, определяющие сближение регионов по уровню реальных среднедушевых доходов. Для анализа использовано преобразование номинального ВРП в реальный ВРП на основе кумулятивного индекса-дефлятора, а номинальных доходов в реальные доходы – на основе индекса относительной стоимости жизни в регионе. Обнаружено, что уменьшение межрегиональных различий в уровне среднедушевых доходов в РФ сопровождалось ростом внутрирегионального неравенства в распределении доходов в подавляющем большинстве регионов. Происходило «подтягивание» слабых регионов к сильным как по уровню доходов, так и по степени их дифференциации. На основе сконструированного индекса «социального благополучия региона», учитывающего оба явления, подтверждены процессы межрегиональной конвергенции типа  $\beta$ , хотя в более сглаженной форме и заметно замедлившиеся после кризиса. С помощью преобразования статистических показателей концентрации (коэффициентов Джини и вариации, индексов Херфиндаля – Хиршмана и Тейла) в показатели неравномерности распределения оценена степень снижения межрегиональной дифференциации среднедушевых показателей номинального ВРП, номинальных и реальных доходов в динамике за 9 лет. А их сравнение позволило выявить значительное и увеличивающееся влияние на снижение межрегиональной дифференциации доходов фактора перераспределительной политики государства и менее существенное, но стабильное влияние фактора разной стоимости жизни в регионах.

*Регион, доходы населения, ВРП, дифференциация, индекс «социального благополучия регионов», коэффициент Джини, индекс Херфиндаля – Хиршмана, индекс Тейла.*

DOI: 10.14530/se.2014.3.44-66

### ВВЕДЕНИЕ

Экономическое развитие стран и регионов сопровождается изменением степени неравенства в распределении доходов. Наибольший интерес иссле-

дователей традиционно вызывает вопрос о взаимосвязи дифференциации доходов с экономическим развитием страны [17], а также о влиянии неравенства на темпы экономического роста [1]. Динамика дифференциации доходов населения разными авторами объясняется особенностями процессов урбанизации и индустриализации, сбережения и потребления, изменения квалификации работников и пр. [14; 21]. Существует немало эмпирических подтверждений того, что в бедных странах и регионах экономическое развитие сопровождается, как правило, увеличением неравенства в уровне доходов, а в богатых – его снижением [15]. Социальное благополучие отражает как рост среднедушевых доходов населения, так и своеобразную плату за этот рост – увеличение неравенства. Для выявления паттернов (моделей) развития обычно осуществляется группировка стран со схожими социально-экономическими и институциональными условиями развития [20]. В федеративных государствах проводятся также межрегиональные исследования дифференциации доходов, в этом плане стоит отметить анализ китайской экономики [19], по степени межрегиональных различий напоминающей экономику РФ.

В российской экономике дифференциация доходов имеет место как между регионами (различия в среднедушевых показателях субъектов РФ), так и внутри регионов (различия в доходах групп населения одного и того же региона). При всей схожести двух типов дифференциаций изначально они имеют разную природу. Межрегиональная дифференциация доходов в РФ имеет глубокие генетические корни, она обусловлена как разными природно-климатическими условиями территорий, так и разным накопленным экономическим потенциалом регионов. Внутрирегиональная дифференциация отчасти тоже отражает различие потенциала муниципальных образований, но в большей степени определяется социальными и политическими институтами, влияющими на факторное распределение доходов. Поэтому изменение внутрирегионального неравенства отражает во многом схожие для регионов социально-политические траектории развития, а изменение межрегионального неравенства – результаты пространственных сдвигов, перераспределительной политики государства и управления региональным развитием.

При исследовании данных процессов возникает ряд проблем.

*Проблема адекватной оценки степени неравенства.* Эта оценка осуществляется на основе фундаментальных подходов, разработанных в трудах К. Джини, А. Тейла, Э.Б. Аткинсона [14; 17; 19]. Между тем согласия относительно применения этих подходов не существует. Так, в работах Е.А. Коломак для оценки пространственного распределения ряда показателей регионального развития используется коэффициент вариации [4], а также индексы Тейла и Херфиндаля [5] без учета масштаба регионов. Такой

подход вполне оправдан для определения изменения концентрации распределения валовых показателей (т. е. той задачи, которую решал автор). Но он не совсем пригоден для оценки степени равномерности распределения удельных (среднедушевых) показателей в пространстве разных по масштабам объектов. В этом случае необходим переход к относительным величинам (т. е. отношениям доли региона в каком-либо показателе к доле региона в численности населения или любом другом показателе, адекватно оценивающим масштабы региона в контексте изучаемой проблемы). Этот момент учтен в работе Е.А. Постниковой и Е.А. Шильцина [10, с. 69], которые при конструировании коэффициента вариации среднедушевого ВРП используют не абсолютные, а относительные среднедушевые показатели регионов, но в то же время игнорируют разную численность населения, а значит, разный вклад регионов в степень неравенства. В работе автора будет осуществлено преобразование коэффициентов вариации, Тейла, Херфиндаля – Хиршмана и пр. в показатели неравномерности (неоднородности) посредством как перехода к относительным показателям, так и взвешивания их на долю численности населения каждого региона. Предлагаемый автором подход согласуется с подходами И.П. Глазыриной, И.А. Клевакиной [2] и Р.М. Мельникова [9], где также используются коэффициент Джини, Тейла, Аткинсона с учетом долей регионов для оценки неравномерности распределения экологической нагрузки и дефлированного ВРП, однако само преобразование в них не применяется. Адекватность предложенных способов расчета верифицирована через проверку математических взаимосвязей некоторых коэффициентов и расчет корреляции полученных значений. Также при определении связи показателей будет использоваться модифицированный коэффициент линейной корреляции с учетом доли населения региона, впервые предложенный в работе автора [7, с. 242].

*Проблема сопоставимости показателей регионов по измерителю.* Она связана с тем, что уровень цен в регионах различается, иногда существенно. Для устранения разной инфляционной составляющей в региональных показателях используем два подхода к их дефлированию: на основе относительного индекса стоимости жизни (применен к определению реальных доходов населения) и на основе кумулятивных индексов-дефляторов ВРП (применен к ВРП). Заметим, первый подход применяется к другим показателям за другие временные интервалы в работах А.Г. Гранберга, Ю.С. Зайцевой [3] и Г.П. Литвинцевой, О.В. Воронковой, Е.А. Стукаленко Е.А. [6]. А второй – в работе Глазыриной и Клевакиной [2], но в остальном их методика существенно отличается от предлагаемой автором настоящей статьи.

*Проблема достаточности данных для выявления зависимостей.* Эту проблему, в частности, решал А.Ю. Шевяков, который предложил использовать

не чистые временные ряды, а смешанные панельно-временные данные [13], что создает некоторую неоднородность объектов исследования. В исследовании автора основные выводы делаются по временным рядам массивов панельных данных.

*Проблема разграничения межрегиональной и внутрирегиональной дифференциации.* В некоторых работах [9] с этой целью применяется декомпозиция индекса Тейла по округам, однако в настоящем исследовании из-за неполноты данных по распределению доходов внутри субъектов РФ этот подход не может быть применен. Поэтому для оценки внутрирегионального неравенства используются только коэффициенты Джини и фондов, предоставляемые официальной статистикой, а для оценки межрегиональной дифференциации – весь комплекс индексов неравномерности.

*Проблема выявления факторов снижения межрегиональной дифференциации.* В контексте межрегиональных сравнений рядом авторов исследуется проблема сходимости (конвергенции) или расходимости (дивергенции) регионов по уровню развития. В этом плане следует снова сослаться на работы Е. Коломак, в том числе касающиеся номинальных денежных доходов населения [4]. Для большинства анализируемых показателей она обнаружила рост пространственной концентрации производства за период 1995–2009 гг. [5]. Неравномерные пространственные сдвиги, проявляющиеся в большем смещении активности в экономически благополучные регионы, нежели в физическом перемещении населения в эти регионы, очевидно, являются одним из факторов, увеличивающих межрегиональную дифференциацию доходов населения. Однако этому противодействуют факторы снижения межрегиональной дифференциации: разная структура распределения доходов в регионах, перераспределительная политика государства, «подстраивание» уровня цен к уровню доходов в регионах.

## МЕТОДИКА ИССЛЕДОВАНИЯ ДИФФЕРЕНЦИАЦИИ И ЕЕ АПРОБИРОВАНИЕ

*Информационная база исследования. Расчет реальных среднедушевых показателей для регионов РФ.* Исходной информацией являются данные Федеральной службой государственной статистики РФ [11; 12]. В качестве показателей дифференциации доходов в регионах используются коэффициент Джини и коэффициент фондов (рассчитываемые ФСГС по квантильным группам). Дифференциация доходов связана с показателями уровня экономического развития, к которым относятся:

- реальный доход на душу населения – определяемый как частное от деления номинального дохода на душу населения ( $I_{ni}$ ) на индекс относитель-

ной стоимости фиксированного набора потребительских товаров и услуг в регионе ( $CB_i$ ) к среднероссийскому уровню ( $\bar{CB}$ );

- реальный ВРП на душу населения — определяемый как частное от деления годовых значений номинального ВРП ( $Y_{ni}$ ) на индексы-дефляторы ( $DI_i$ ), определяемые нарастающим итогом с 1999 г. (с которого доступна региональная информация).

В расчете использованы данные по 80 субъектам РФ. В силу неполноты информации автономные округа учитывались в составе соответствующих областей. Поскольку данные по Чеченской Республике также не обладают полнотой, выпадающие данные по ней приравнены к данным Республики Ингушетия, находящейся в схожих экономических условиях. По мнению автора, это дает более точный результат, нежели исключение республики из расчетов, что означало бы, что ее показатели приравнены к среднероссийским.

**Анализ временных рядов и определение связи между динамикой реальных среднедушевых доходов (и ВРП) и уровнем их дифференциации.** Анализ данных по регионам РФ за период 2004–2012 гг. показывает:

1. Рост реальных среднедушевых доходов населения происходит быстрее в регионах с более низким уровнем доходов, чем в регионах с более высоким уровнем доходов (рис. 1).

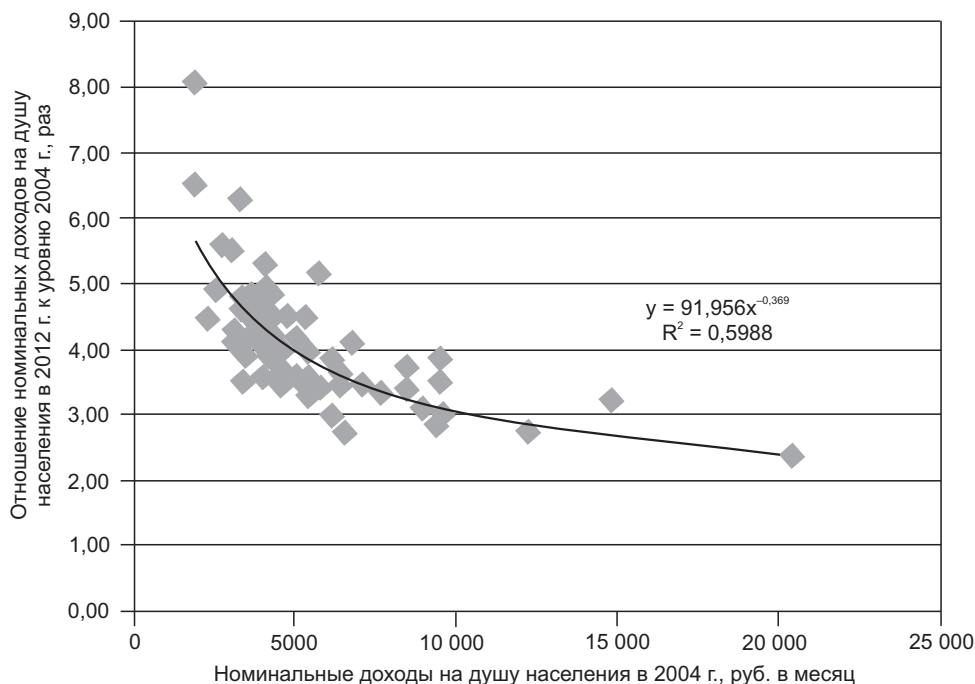


Рис. 1. Связь между среднедушевыми реальными доходами в базовом году (2004) и темпами их роста в 2004–2012 гг. для регионов РФ

В результате межрегиональные различия в уровне доходов несколько сглаживаются, подтверждается гипотеза так называемой  $\beta$ -конвергенции. В то же время для ВРП такая тенденция не является столь очевидно выраженной, сближение реального среднедушевого ВРП в регионах происходит медленнее. Это подтверждают также коэффициенты корреляции для реальных среднедушевых доходов и ВРП в базовом 2004 г. с темпами их роста за следующие 8 лет (рассчитанные с учетом долей населения), которые составляют  $-0,72$  и  $-0,47$  соответственно.

2. Уровень дифференциации доходов в РФ и в подавляющем большинстве ее субъектов увеличивается. Исключение составляет г. Москва. Увеличение неравенства доходов в РФ сопровождается явно выраженной тенденцией его опережающего роста в регионах с меньшим уровнем дифференциации доходов, что способствует сближению показателей неравенства в регионах. Это подтверждается уменьшением коэффициента вариации индекса Джини с  $9,03\%$  в 2004 г. до  $5,11\%$  в 2012 г., коэффициента фондов за тот же период – с  $29,06$  до  $15,07\%$  (рассчитанных с учетом доли населения регионов). Кроме того, коэффициент линейной корреляции индекса Джини в РФ и показателя его региональной вариации (также рассчитанный с учетом численности населения в регионах) составляет  $-0,749$ , а коэффициента фондов и показателя его вариации – несколько меньше:  $-0,681$ . Это также указывает на сильную связь между общим ростом неравенства доходов населения в целом по РФ и сближением степени этого неравенства в регионах, что наглядно демонстрирует рисунок 2.

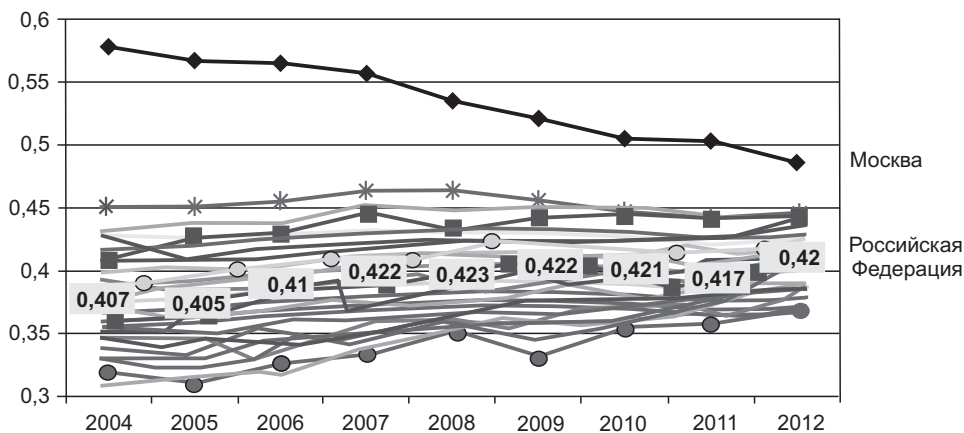


Рис. 2. Динамика коэффициентов Джини в Российской Федерации и ее регионах

3. Объединяя две предыдущие тенденции, обнаруживаем ярко выраженную прямую связь между ростом реальных доходов на душу населения и увеличением степени их дифференциации в подавляющем большинстве

субъектов РФ. Так, коэффициент корреляции показателя среднедушевых реальных доходов и коэффициента Джини в 2004–2012 гг. для 31 из 80 субъектов РФ был больше 0,9, для 26 субъектов он варьировал в пределах 0,8–0,9, для 8 субъектов – в пределах 0,7–0,8, для 5 субъектов он находился в диапазоне 0,6–0,7 (таким образом, существенная положительная связь наблюдается в 70 регионах, что составляет 87,5% выборки). Отрицательная зависимость обнаруживается только в 4 регионах РФ, причем только в г. Москве эта связь существенная (коэффициент корреляции  $-0,964$ ). Заметим, в проводимом анализе Тюменская область присутствует без выделения округов. Однако снятие этого допущения приводит к выводу, что, кроме Москвы, отрицательная динамика коэффициентов дифференциации доходов наблюдается также в Ханты-Мансийском АО, что согласуется с результатами, полученными другими авторами [2]. Однако заметим, что коэффициенты корреляции по временным рядам рассчитаны нами с нарушением важного правила – выборка должна включать не менее 30 наблюдений. В нашем же расчете их 9 – количество лет, за которые доступна информация. Поэтому более достоверную картину должен дать анализ не временных рядов, а панельных данных, где в качестве объектов наблюдения использованы 80 регионов РФ.

*Анализ панельных данных и определение связи между уровнем экономического развития и степенью дифференциации доходов.* Для определения степени зависимости между уровнем экономического развития и дифференциацией доходов по всем регионам в совокупности для каждого периода рассчитаем линейный коэффициент корреляции с учетом доли населения, проживающего в каждом регионе. Результаты расчетов для 2004–2012 гг. представлены в таблице 1.

Полученные коэффициенты корреляции подтверждают, что существует значительная прямая связь между реальными доходами на душу населения в субъектах РФ и показателями дифференциации доходов (коэффициентом Джини и индексом фондов) во всех рассматриваемых периодах. Корреляция этих показателей превышает 90% (исключение составляет кризисный 2008 г., когда коэффициент корреляции несколько снизился, но связь все равно оставалась существенной и прямой). В то же время корреляция дефлированного ВРП на душу населения с показателями дифференциации доходов в регионах несколько ниже, однако во всех периодах коэффициент их линейной корреляции превышает 0,7, что также свидетельствует о заметной прямой связи показателей. Более существенная связь показателей дифференциации доходов с реальными среднедушевыми доходами, нежели с реальным ВРП на душу населения, объясняется тем, что существует механизм перераспределения созданной добавленной стоимости между регионами,

главную роль в котором играют система налогообложения (разный уровень налоговой нагрузки в отношении к ВРП регионов) и система межбюджетного выравнивания. Степень этого влияния оценена, в частности, в работе автора [8]. В силу этого механизма коэффициент вариации реальных среднедушевых доходов в регионах ниже, чем коэффициент вариации реального среднедушевого ВРП, в 1,5–2,5 раза, и со временем эта разница только увеличивается, что свидетельствует о действенности механизма снижения межрегиональных различий.

Таблица 1

**Коэффициенты линейной корреляции показателей дифференциации доходов и показателей уровня экономического развития субъектов РФ, 2004–2012 гг.**

Год	Коэффициент Джини и реальный доход на душу населения	Коэффициент Джини и дефлированный ВРП на душу населения	Коэффициент фондов и реальный доход на душу населения	Коэффициент фондов и дефлированный ВРП на душу населения
2004	0,971	0,738	0,941	0,701
2005	0,958	0,747	0,932	0,733
2006	0,909	0,761	0,923	0,738
2007	0,947	0,778	0,938	0,760
2008	0,887	0,786	0,867	0,792
2009	0,936	0,740	0,938	0,737
2010	0,929	0,719	0,935	0,721
2011	0,928	0,713	0,932	0,719
2012	0,927	0,718	0,920	0,716

Источник: расчеты автора.

**Интегральный показатель социального благополучия региона.** Для объединения двух обнаруженных тенденций используем также предложенный автором ранее интегральный показатель – индекс «социального благополучия региона»  $W_i$  [7]. Он рассчитывается на основе статистического индекса локализации: путем деления относительных среднедушевых реальных доходов в регионе ( $I_{ri} / \bar{I}_r$ ) на относительный показатель дифференциации, в нашем случае коэффициент Джини ( $G_i / \bar{G}$ ). Индекс социального благополучия тем больше, чем выше реальные доходы населения и чем ниже степень расслоения общества – в сравнении с ситуацией в среднем по стране.

Полученные результаты отражены в таблице 2. Регионы ранжированы в порядке снижения индекса в 2012 г.



Таблица 2

Индексы «социального благополучия регионов», 2004–2012 гг.\*

Субъект РФ	Индекс социального благополучия, 2012	Изменение индекса за 2004–2012	Изменение ранга за 2004–2012	Наличие выраженного тренда ( $R^2 > 0,5$ )	Флуктуации ( $1 - R^2$ )
1	2	3	4	5	6
г. Москва	1,289	-0,197	0	нет	0,635
ЧАО	1,179	-0,037	+2	нет	0,956
Московская обл.	1,176	0,228	+21	да	0,372
Республика Татарстан	1,167	0,149	+11	да	0,486
Свердловская обл.	1,147	0,016	+2	нет	0,985
Тюменская обл.	1,137	-0,250	-4	да	0,181
Белгородская обл.	1,113	0,263	+34	да	0,097
г. Санкт-Петербург	1,078	-0,228	-5	да	0,457
Магаданская обл.	1,070	-0,061	-3	нет	0,784
Мурманская обл.	1,066	0,008	+2	нет	1,000
Республика Дагестан	1,056	0,369	+61	да	0,032
Республика Башкортостан	1,044	0,051	+4	нет	0,736
Сахалинская обл.	1,042	0,007	+1	нет	0,850
Калужская обл.	1,038	0,180	+25	да	0,034
Нижегородская область	1,023	0,123	+17	да	0,123
Самарская обл.	1,012	0,031	+5	нет	0,949
Республика Коми	1,002	-0,196	-12	да	0,130
Омская обл.	1,001	-0,059	-7	нет	0,535
Тульская обл.	1,001	0,118	+14	да	0,171
Республика Саха (Якутия)	0,989	-0,113	-12	нет	0,782
Архангельская обл.	0,987	-0,049	-8	нет	0,744
Пермский край	0,986	0,018	+1	нет	1,000
Липецкая обл.	0,984	0,105	+11	да	0,405
Кемеровская обл.	0,978	-0,111	-15	нет	0,562
Челябинская обл.	0,978	0,055	+5	нет	0,839
Новгородская обл.	0,964	0,121	+17	да	0,251
Краснодарский край	0,964	0,209	+35	да	0,065
Курская обл.	0,960	0,140	+20	да	0,176
Республика Карелия	0,944	-0,144	-19	да	0,108
Астраханская обл.	0,925	0,022	+1	нет	0,666
Орловская обл.	0,919	0,110	+21	да	0,227
Смоленская обл.	0,918	-0,023	-7	нет	0,939
Оренбургская обл.	0,913	0,065	+9	да	0,401

1	2	3	4	5	6
Ярославская обл.	0,912	-0,078	-16	нет	0,533
Брянская обл.	0,909	0,125	+21	да	0,092
Воронежская обл.	0,902	0,126	+22	нет	0,620
Удмуртская Республика	0,901	0,065	+8	да	0,392
Красноярский край	0,896	-0,033	-9	нет	0,951
Новосибирская обл.	0,895	0,032	-1	нет	0,779
Республика Северная Осетия – Алания	0,894	0,029	-4	нет	0,778
Хабаровский край	0,894	-0,085	-19	нет	0,767
Амурская обл.	0,885	0,127	+19	да	0,351
Рязанская обл.	0,881	0,121	+17	да	0,235
Камчатский край	0,881	-0,102	-24	да	0,448
Ульяновская обл.	0,879	0,160	+21	да	0,071
Калининградская обл.	0,878	0,014	-9	нет	0,972
Пензенская обл.	0,872	0,098	+12	да	0,334
Республика Адыгея	0,871	0,242	+26	да	0,147
Тверская обл.	0,859	0,009	-9	нет	0,942
Забайкальский край	0,856	0,015	-6	нет	0,770
Кировская обл.	0,854	0,035	-2	нет	0,539
Волгоградская обл.	0,851	-0,082	-25	нет	0,525
Костромская обл.	0,851	0,034	-3	нет	0,772
Вологодская обл.	0,847	-0,139	-35	да	0,269
Псковская обл.	0,841	-0,095	-29	нет	0,751
Ивановская обл.	0,838	0,241	+20	да	0,062
Тамбовская обл.	0,836	0,036	-3	нет	0,986
Саратовская обл.	0,829	0,002	-11	нет	0,767
Ростовская обл.	0,828	-0,103	-31	да	0,450
Приморский край	0,825	0,041	-5	да	0,316
Томская обл.	0,823	-0,168	-44	да	0,044
Ленинградская обл.	0,818	-0,056	-27	нет	0,730
Иркутская обл.	0,814	-0,013	-17	нет	0,814
Владимирская обл.	0,810	0,027	-7	нет	0,560
Курганская обл.	0,802	0,081	-1	нет	0,691
Республика Хакасия	0,797	-0,020	-15	нет	1,000
Ставропольский край	0,789	0,104	+6	да	0,142
Чувашская Республика	0,785	0,052	-5	нет	0,727
Алтайский край	0,781	0,083	-1	нет	0,618
Чеченская Республика	0,767	0,349	+9	да	0,090
Республика Ингушетия	0,756	0,339	+8	да	0,048

1	2	3	4	5	6
Республика Бурятия	0,750	0,030	-7	нет	0,589
Кабардино-Балкарская Республика	0,729	0,018	-6	нет	0,775
Республика Мордовия	0,728	0,033	-4	нет	0,652
Еврейская автономная обл.	0,718	-0,091	-22	нет	0,773
Карачаево-Черкесская Республика	0,717	0,021	-7	да	0,407
Республика Марий Эл	0,707	0,152	0	да	0,353
Республика Алтай	0,675	-0,016	-7	нет	0,937
Республика Тыва	0,608	-0,013	-4	нет	0,847
Республика Калмыкия	0,534	0,081	-2	да	0,252

*Примечание.* \*Регионы расположены в порядке снижения индекса в 2012 г.  
*Источник:* расчеты автора.

Анализ данных показывает, что в ряде регионов наблюдается устойчивая тенденция роста или снижения индекса «социального благополучия регионов» (что определяет столбец 4 и знак столбца 2, табл. 2). Но более чем в половине регионов наблюдается нестабильность показателя, под которой понимается превышение стандартным отклонением от линейного тренда значения 50% (столбец 5, табл. 2).

Наибольший рост индекса «социального благополучия регионов» в рассматриваемом периоде произошел в регионах с более низким первоначальным значением (Республики Дагестан, Чечня, Ингушетия и Адыгея, а также Ивановская область). Дагестан оказывается абсолютным лидером по росту показателя: за 8 лет он переместился с 72-го места на 11-е. Среди регионов-лидеров по росту индекса оказываются также ранее находившаяся в средней группе Белгородская область (перемещение с 41-го на 7-е место) и Московская область (перемещение с 24-го на 3-е место), что свидетельствует об успехах социальной политики в данных регионах. В то же время наибольшее снижение индекса произошло у наиболее благополучных регионов: Тюменской области, г. Санкт-Петербурга, г. Москвы. Заметное снижение индекса наблюдалось также в Республике Коми – из-за более низких темпов роста реальных доходов на душу населения, чем в среднем в РФ (2,89 и 3,6 раза соответственно), что происходило как по причине более низких темпов роста среднедушевых номинальных доходов, так и опережающего роста цен в республике. Таким образом, республика из разряда высокоблагополучных в 2004 г. (5-е место в рейтинге) переместилась к 2012 г. в среднюю группу (17-е место).

Как сближение регионов по индексу «социального благополучия регио-

нов», так и уменьшение разрыва между его максимальным и минимальным значением с 3,6 до 2,5 раза свидетельствует о снижении межрегиональных различий. Также очевидно, что кризис 2008–2009 гг. ухудшил положение регионов, после чего скорость конвергенции существенно снизилась.

**Количественная оценка уровня и факторов межрегиональной дифференциации доходов.** Для определения межрегиональной дифференциации в динамике используем 4 статистических коэффициента: коэффициент Джини, коэффициент вариации, индекс Херфиндаля – Хиршмана и показатели энтропии (индекс Тейла) для следующих региональных показателей: 1) номинального ВРП на душу населения; 2) номинальных доходов в расчете на душу населения; 3) реальных доходов на душу населения; 4) индекса «социального благополучия регионов». Как было заявлено в начале статьи, осуществим преобразование указанных индексов путем перехода к относительным показателям, взвешенным на доли проживающего в субъектах РФ населения. Полученные индексы, использованные для расчетов, нумеруем (чтобы отделить их от преобразований). Будем полагать, что разница между коэффициентами дифференциации номинального ВРП и номинальных доходов отражает влияние фактора структуры распределения доходов в регионах и перераспределительной политики государства. Разница между коэффициентами дифференциации номинальных и реальных доходов отражает влияние фактора относительных цен в регионах. А сравнение коэффициентов дифференциации реальных доходов и индекса «социального благополучия» позволяет дополнительно выявить влияние роста внутрирегиональных различий на процессы конвергенции.

#### 1. Коэффициент Джини:

$$G = 1 - \left[ \sum_{i=1}^n (X_i + X_{i-1}) \eta_i \right], \quad (1)$$

где  $i = 1, \overset{\rightarrow}{n}$  – все регионы, ранжированные в порядке увеличения их среднедушевых доходов;  $X_i = \sum_{i=1}^i x_i$  – кумулятивная доля доходов, приходящихся на регионы от 1-го до  $i$ -го включительно;  $x_i = \frac{D_i}{\sum_{i=1}^n D_i}$  – доля  $i$ -го региона в общих доходах (суммарном ВРП) страны;  $D_i$  – общий доход  $i$ -го региона;  $\eta_i = \frac{N_i}{\sum_{i=1}^n N_i}$  – доля  $i$ -го региона в общем населении страны;  $N_i$  – население  $i$ -го региона. Результаты расчетов коэффициента Джини для трех показателей представлены в таблице 3 и на рисунке 3.

Таблица 3

Динамика коэффициента Джини для номинальных и реальных среднедушевых показателей субъектов РФ, 2004–2012 гг.

Год	Номинальный ВРП	Номинальные доходы	Реальные доходы (по ИСЖ*)	Влияние на изменение дифференциации доходов		Индекс «социального благополучия регионов»
				фактора «(пере)распределения» ВРП, $\frac{(2) - (1)}{(1)} \cdot 100\%$	фактора относительных цен, $\frac{(3) - (2)}{(1)} \cdot 100\%$	
А	1	2	3	4	5	6
2004	0,352	0,293	0,200	-16,8	-26,4	0,127
2005	0,384	0,282	0,195	-26,6	-22,7	0,126
2006	0,376	0,264	0,179	-29,8	-22,6	0,116
2007	0,366	0,254	0,174	-30,6	-21,9	0,114
2008	0,356	0,208	0,137	-41,6	-19,9	0,090
2009	0,335	0,221	0,148	-34,0	-21,8	0,099
2010	0,337	0,209	0,139	-38,0	-20,8	0,095
2011	0,340	0,203	0,134	-40,3	-20,3	0,091
2012	0,327	0,192	0,125	-41,3	-20,5	0,089
Изменение, 2012–2004 гг., % прироста	-7,1	-34,5	-37,5			-30,1

Примечание. \* ИСЖ – индекс стоимости жизни (то же в табл. 4–6).

Источник: расчеты автора.

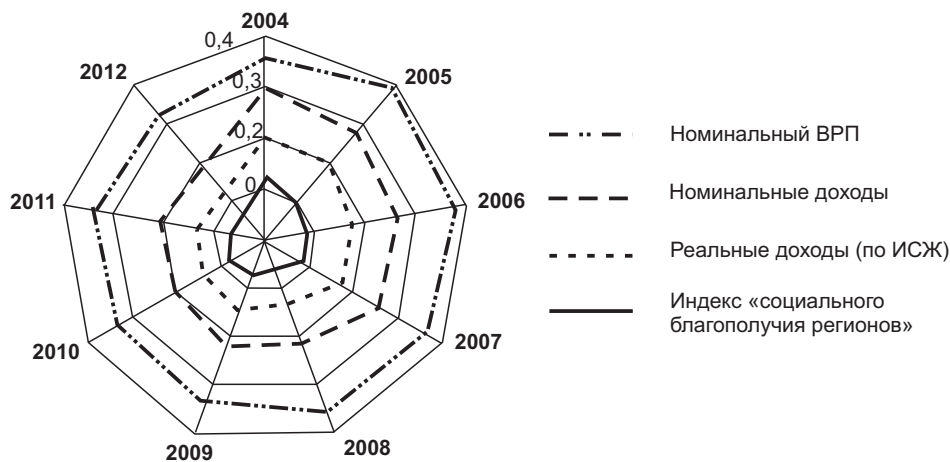


Рис. 3. Изменение межрегионального коэффициента Джини для среднедушевых показателей ВРП, номинальных и реальных доходов, а также индекса «социального благополучия регионов», 2004–2012 гг.

## 2. Коэффициент вариации:

$$V = \frac{\sigma_d}{\bar{d}} = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n (d_i - \bar{d})^2 \cdot \eta_i}}{\sum_{i=1}^n d_i \cdot \eta_i} = \sqrt{\sum_{i=1}^n \left(\frac{d_i}{\bar{d}} - 1\right)^2 \cdot \eta_i}, \quad (2)$$

в числителе  $\sigma_d$  – стандартное отклонение среднедушевых доходов в регионах;

в знаменателе  $\bar{d} = \frac{\sum_{i=1}^n D_i}{\sum_{i=1}^n N_i}$  – среднерегиональный уровень удельных (средне-

душевых) доходов;  $d_i = \frac{D_i}{N_i}$  – среднедушевой доход в  $i$ -м регионе.

Результаты расчета коэффициента вариации для трех показателей представлены в таблице 4.

Таблица 4

Динамика коэффициента вариации для номинальных и реальных среднедушевых показателей субъектов РФ, 2004–2012 гг.

Год	Номинальный ВРП	Номинальные доходы	Реальные доходы (по ИСЖ)	Влияние на изменение дифференциации доходов		Индекс «социального благополучия регионов»
				фактора «(пере)распределения» ВРП, $\frac{(2)-(1)}{(1)} \cdot 100\%$	фактора относительных цен, $\frac{(3)-(2)}{(1)} \cdot 100\%$	
А	1	2	3	4	5	6
2004	0,832	0,688	0,423	-17,3	-31,9	0,238
2005	0,943	0,636	0,395	-32,6	-25,6	0,231
2006	0,901	0,585	0,357	-35,1	-25,3	0,209
2007	0,848	0,553	0,346	-34,8	-24,4	0,208
2008	0,824	0,422	0,252	-48,8	-20,6	0,161
2009	0,763	0,468	0,285	-38,7	-24,0	0,178
2010	0,753	0,446	0,266	-40,8	-23,9	0,172
2011	0,758	0,432	0,254	-43,0	-23,5	0,163
2012	0,727	0,393	0,229	-45,9	-22,6	0,157
Изменение, 2012–2004 гг., % прироста	-12,6	-42,9	-45,9			-33,9

Источник: расчеты автора.

3. *Индекс Херфиндаля – Хиршмана* является показателем концентрации и без учета доли населения, проживающего в разных регионах, рассчитывается по формуле:  $HNI = \sum_{i=1}^n x_i^2$ . Для превращения индекса концентрации в индекс равномерности распределения доходов в качестве показателя следует использовать относительные среднедушевые доходы населения ( $d_i / \bar{d}$ ), взвешивая их на долю населения, проживающего в регионе ( $\eta_i$ ). Нетрудно доказать, что сумма взвешенных показателей относительных среднедушевых доходов равна 1:  $\sum_{i=1}^n \frac{d_i}{\bar{d}} \cdot \eta_i = 1$ , что является необходимым условием расчета индекса. Таким образом, преобразованный индекс приобретает вид:

$$HNI = \sum_{i=1}^n \left( \frac{d_i}{\bar{d}} \right)^2 \cdot \eta_i; \quad HNI = \sum_{i=1}^n \left( \frac{x_i}{\eta_i} \right)^2 \cdot \eta_i = \sum_{i=1}^n \frac{x_i^2}{\eta_i}. \quad (3)$$

Значение такого индекса меняется от 1 (абсолютная однородность) до  $\infty$ . Для приведения его к шкале (0;1) используем формулу:  $HNI^* = 1 - \frac{1}{HNI}$ . Результаты расчета модифицированного индекса Херфиндаля – Хиршмана ( $HNI^*$ ) приведены в таблице 5.

Таблица 5

**Динамика модифицированного индекса Херфиндаля – Хиршмана для номинальных реальных среднедушевых показателей субъектов РФ, 2004–2012 гг.**

Год	Номинальный ВРП	Номинальные доходы	Реальные доходы (по ИСЖ)	Влияние на изменение дифференциации доходов		Индекс «социального благополучия регионов»
				фактора «(пере)распределения» ВРП, $\frac{(2)-(1)}{(1)} \cdot 100\%$	фактора относительных цен, $\frac{(3)-(2)}{(1)} \cdot 100\%$	
А	1	2	3	4	5	6
2004	0,409	0,321	0,152	-21,5	-41,5	0,054
2005	0,471	0,288	0,135	-38,9	-32,4	0,051
2006	0,448	0,255	0,113	-43,1	-31,7	0,042
2007	0,419	0,234	0,107	-44,1	-30,3	0,041
2008	0,404	0,151	0,060	-62,5	-22,6	0,025
2009	0,368	0,180	0,075	-51,2	-28,4	0,031
2010	0,362	0,166	0,066	-54,2	-27,5	0,029
2011	0,365	0,157	0,061	-56,9	-26,5	0,026
2012	0,345	0,134	0,050	-61,4	-24,3	0,024
Изменение, 2012/2004 гг., % прироста	-15,5	-58,4	-67,2			-55,0

Источник: расчеты автора.

Как известно, между коэффициентом вариации и индексом Херфиндаля – Хиршмана существует строгая математическая связь:  $HHI = 1 + V_n^2$ . Подстановка в это выражение индексов (2) и (3) и проведение ряда математических преобразований подтверждает указанное равенство.

4. Коэффициент Тейла (показатель энтропии) является индикатором меры рассеяния какого-либо показателя.

Индекс Тейла для расчета концентрации доходов в регионах определяется по формуле:  $I_T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{D_i}{\sum_{i=1}^n D_i / n} \cdot \ln \frac{D_i}{\sum_{i=1}^n D_i / n}$ . После математических преобразований можно также получить выражение:  $I_T = \sum_{i=1}^n x_i \cdot \ln(x_i \cdot n)$ .

С целью преобразования индекса Тейла как показателя концентрации в индекс Тейла как показатель распределения необходимо осуществить переход от долей регионов в доходах к относительным среднедушевым показателям, взвешенным по долям регионов в населении страны.

Для этого используем следующую закономерность – относительный уровень среднедушевых доходов в  $i$ -м регионе  $d_i / \bar{d}$  равен отношению доли региона в суммарных доходах ( $x_i$ ) к доле региона в населении страны ( $\eta_i$ ):

$$d_i^* = \frac{d_i}{\bar{d}} = \frac{D_i}{N_i} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n D_i}{\sum_{i=1}^n N_i} = \frac{x_i}{\eta_i}.$$

Это позволяет вывести формулу для индекса Тейла, учитывающего разный масштаб регионов:

$$I_{Tm} = \sum_{i=1}^n \left( \frac{d_i}{\bar{d}} \cdot \eta_i \right) \cdot \ln \left( \frac{d_i}{\bar{d}} \right) = \sum_{i=1}^n \left( \frac{x_i}{\eta_i} \cdot \eta_i \right) \cdot \ln \left( \frac{x_i}{\eta_i} \right) = \sum_{i=1}^n x_i \cdot \ln \left( \frac{x_i}{\eta_i} \right). \quad (4)$$

Модифицированный индекс Тейла ( $I_{Tm}$ ) изменяется в пределах от 0 (абсолютное равенство) до  $\infty$  (абсолютное неравенство). Для его нормирования, то есть приведения к шкале (0;1), применим интегральную функцию распределения:  $I_{Tm}^* = 1 - e^{-I_{Tm}}$ .

Результаты расчета нормированного модифицированного индекса Тейла ( $I_{Tm}^*$ ) приведены в таблице 6.

Анализ полученных данных (табл. 3–6) позволяет сделать ряд выводов.

Во-первых, по всем исследуемым показателям наблюдается снижение уровня межрегиональной дифференциации доходов населения и ВРП. Исключение составляет кризисный 2009 г., когда неравенство регионов по уровню доходов возросло, что также отразилось на увеличении всех коэффициентов дифференциации индекса «социального благополучия регионов». В этом году наблюдалось существенное увеличение отношения доходов населения к



ВРП (данная тенденция обнаруживается в целом по РФ и в 70 из 80 субъектов РФ) что, по всей видимости, объясняется явлением гистерезиса – запаздывания в реагировании доходов на кризис. Однако у бедных регионов увеличение доли доходов в ВРП произошло несколько в меньшей степени, чем у богатых, что и сказалось на росте дифференциации доходов. Что касается среднедушевого ВРП, его негативное изменение в 2009 г. больше затронуло именно богатые регионы (где размещен финансовый сектор, нефтегазовый сектор и другие отрасли, наиболее пострадавшие во время кризиса), и этот негативный по сути фактор способствовал сохранению тенденции снижения межрегиональной дифференциации регионов по ВРП в условиях кризиса. Рост межрегиональной дифференциации среднедушевого ВРП в условиях кризиса оказался менее выраженным, смещенным на один год вперед и несколько растянутым во времени (охватил 2010–2011 гг.).

Таблица 6

**Динамика нормированного модифицированного индекса Тейла для номинальных и реальных среднедушевых показателей субъектов РФ, 2004–2012 гг.**

Год	Номинальный ВРП	Номинальные доходы	Реальные доходы (по ИСЖ)	Влияние на изменение дифференциации доходов		Индекс «социального благополучия регионов»
				фактора «(пере)распределения» ВРП, $\frac{(2)-(1)}{(1)} \cdot 100\%$	фактора относительных цен, $\frac{(3)-(2)}{(1)} \cdot 100\%$	
А	1	2	3	4	5	6
2004	0,214	0,159	0,072	-25,7	-40,5	0,027
2005	0,256	0,143	0,066	-44,2	-30,1	0,026
2006	0,243	0,125	0,055	-48,6	-28,8	0,021
2007	0,228	0,114	0,052	-49,8	-27,4	0,021
2008	0,218	0,074	0,030	-66,2	-20,1	0,013
2009	0,194	0,086	0,036	-55,5	-25,7	0,015
2010	0,192	0,079	0,032	-59,1	-24,2	0,014
2011	0,194	0,075	0,030	-61,6	-23,2	0,013
2012	0,181	0,064	0,025	-64,6	-21,8	0,012
Изменение, 2012–2004 гг., % прироста	-15,6	-59,7	-65,9			-54,8

Источник: расчеты автора.

Во-вторых, в рассматриваемом периоде наблюдалось большее снижение межрегиональной дифференциации среднедушевых номинальных доходов населения (35–60% по разным коэффициентам), нежели номинального ВРП

на душу населения (7–16%). Это объясняется не чем иным, как разным распределением ВРП в регионах (большей «социальной ориентированностью» бедных регионов, т. е. большей у них долей доходов населения в ВРП), а также действенной перераспределительной политикой государства (в том числе в сфере межбюджетных отношений). «(Пере)распределительный» фактор в 2012 г. объяснял 41–65% изменения уровня дифференциации доходов, причем с 2004 г. его доля увеличилась в 2,5–2,9 раза (графа 4 табл. 3–6).

В-третьих, наблюдается более низкая степень дифференциации реальных доходов на душу населения, нежели номинальных доходов на душу населения. Это объясняется тем, что в субъектах РФ с более низкими показателями производства и доходов на душу населения уровень цен и темпы их роста также ниже, потребительская корзина стоит дешевле. Более высокая стоимость жизни в богатых регионах является значимым фактором, снижающим степень межрегиональных различий. В среднем фактор относительных цен (индекс стоимости жизни) уменьшал межрегиональную дифференциацию доходов в разные годы на 20–40%, однако его влияние, в отличие от «(пере)распределительного» фактора, за 8 лет снизилось в 1,3–1,9 раза (графа 5 табл. 3–6).

Если в 2004 г. около 1/3 снижения неравенства объяснялось «(пере)распределительным» фактором и 2/3 – фактором относительных цен, то в 2012 г. – наоборот.

В-четвертых, дифференциация регионов по индексу «социального благополучия» оказывается наименьшей из всех рассматриваемых показателей (графа 6 табл. 3–6). Это связано с тем, что благополучие относительно более богатых регионов по предложенной нами методике переоценивается в меньшую сторону, поскольку принимается во внимание также более высокое неравенство доходов населения внутри этих регионов. Аналогичным образом благополучие относительно более бедных регионов переоценивается в большую сторону, с учетом меньшего расслоения населения в них. В то же время очевидно, что по индексу «социального благополучия» снижение неравенства в распределении доходов произошло в меньшей степени, чем по показателю реальных доходов (ср. последние строки граф 3 и 6 табл. 3–6). Индекс «социального благополучия регионов» фактически «инкорпорирует» в показатели межрегиональной дифференциации показателей внутрирегиональной дифференциации доходов и тем самым представляет более взвешенную оценку процессов снижения неравенства в целом.

В-пятых, полученные результаты межрегиональной дифференциации доходов на основе четырех коэффициентов отличаются в силу разницы в их конструировании. Так, коэффициент вариации усиливает отклонения от среднего значения путем возведения их в квадрат, поэтому степень дифференциации по этому показателю получилась самая высокая. Индекс

Херфиндаля – Хиршмана оказывается несколько ниже, потому что в квадрат возводятся не отклонения, а абсолютные показатели. Коэффициент Джини основывается на линейных расчетах, его значение еще меньше. Показатель относительной энтропии представляет наиболее консервативную оценку неравномерности (рассеяния), так как он заменяет линейную шкалу логарифмической, которая сближает удаленные значения. Что касается изменения показателей дифференциации в динамике (последняя строка таблиц 3–6) и степени влияния на них каждого фактора (столбцы 4–5 указанных таблиц), результат получается несколько отличным. Значения, полученные на основе коэффициента Джини, в силу использования линейной шкалы, оказались наименьшими. Далее идут значения, рассчитанные на основе коэффициента вариации и индекса Херфиндаля – Хиршмана. Наибольшее изменение демонстрирует модифицированный индекс Тейла.

Несмотря на различие данных, во всех периодах корреляция показателей дифференциации не опускается ниже 0,96, что свидетельствует о высокой сопоставимости оценок.

Заметим, что предлагаемый анализ позволяет выявить и роль фактора пространственного перемещения населения: на основе расчета коэффициентов дифференциации с неизменной структурой населения. Так, при отсутствии сдвигов в численности населения за 8 лет коэффициент Джини, оценивающий межрегиональную дифференциацию по среднедушевому ВРП, оказался бы на 2,3% меньше, по номинальным доходам на душу населения – на 2,8% меньше, по реальным доходам – на 2,1% меньше, т. е. перемещение населения способствовало увеличению межрегиональной дифференциации. Но такой расчет не вполне корректен, потому что перемещение населения само влияло на среднедушевые доходы в регионах через изменение степени напряженности на региональных рынках труда, что с помощью данной методики уловить трудно.

## ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Подведем краткие итоги исследования. В рассматриваемом периоде в Российской Федерации наблюдается уникальное явление в сфере распределения доходов: увеличение внутрирегиональной дифференциации доходов практически во всех субъектах РФ (за исключением г. Москвы и Ханты-Мансийского АО) сопровождается снижением межрегиональной дифференциации доходов. Это объясняется совместным влиянием социально-политических процессов, определяющих факторное распределение доходов в стране и в регионах, экономической политики перераспределения доходов и управления региональным развитием, естественных пространственных сдвигов и пр.

На основе модифицированных коэффициентов Джини и вариации, индексов Херфиндаля – Хиршмана и Тейла (рассчитанных с использованием относительных показателей и с учетом масштабов регионов) удалось более точно оценить степень межрегиональной дифференциации и ее изменение во времени. Сравнение коэффициентов дифференциации для показателей номинального ВРП, номинальных и реальных доходов позволило выявить и количественно оценить в динамике два важных фактора, способствующих уменьшению межрегиональной дифференциации среднедушевых реальных доходов. Первый фактор – «(пере)распределительный» действует, по крайней мере, на двух уровнях: а) на уровне распределения ВРП в регионе (обнаружено, что в бедных регионах доля доходов населения в ВРП больше, чем в богатых регионах, в силу чего их можно назвать в большей степени «социально ориентированными»); б) на уровне перераспределения доходов регионов через налоговую систему и межбюджетные трансферты. Второй фактор – фактор относительных цен – действует в сторону снижения межрегиональной дифференциации реальных доходов вследствие сильной положительной связи между уровнем номинальных доходов и стоимостью жизни в регионах. Как показал проведенный анализ, генетическое сближение номинального ВРП на душу населения оказывается несущественным. Доминирующее влияние на уровень межрегиональной дифференциации оказывают «(пере)распределительный» (который в значительной степени является политическим) и инфляционный факторы.

Предложенный и рассчитанный автором индекс «социального благополучия регионов» подтверждает обнаруженные тенденции сближения регионов РФ по уровню среднедушевых реальных доходов в 2004–2012 гг., однако, с учетом роста внутрирегиональной дифференциации доходов, дает этим процессам более сдержанную оценку. Анализ «социального благополучия» позволяет сделать вывод, что дополнительные доходы, получаемые регионами как по причине более высоких темпов роста, так и (в большей степени) в результате межрегионального перераспределения доходов, преимущественно повышают уровень жизни более обеспеченных слоев населения. Именно это объясняет обнаруженный парадокс «дивергенции внутри конвергенции» при совместном исследовании процессов внутрирегиональной и межрегиональной дифференциации доходов населения РФ.

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Гершман Б.А. Неравенство доходов и экономический рост: теоретический обзор // Экономика и математические методы. 2009. Т. 45. № 2. С. 19–30.
2. Глазырина И.П., Клевакина И.А. Экономический рост и неравенство по дохо-

дам в регионах России // ЭКО. Всероссийский экономический журнал. 2013. № 11. С. 113–128.

3. Гранберг А.Г., Зайцева Ю.С. Валовой региональный продукт: межрегиональные сравнения и динамика. М.: СОПС, 2003. 117 с.

4. Коломак Е.А. Межрегиональное неравенство в России: экономический и социальный аспект // Пространственная экономика. 2010. № 1. С. 26–35.

5. Коломак Е. Неравномерное пространственное развитие в России: объяснения новой экономической географии // Вопросы экономики. 2013. № 2. С. 132–150.

6. Литвинцева Г.П., Воронкова О.В., Стукаленко Е.А. Региональное неравенство доходов и уровень бедности населения России с учетом покупательной способности рубля // Проблемы прогнозирования. 2007. № 6. С. 119–131.

7. Малкина М.Ю. Исследование взаимосвязи уровня развития и степени неравенства доходов в регионах Российской Федерации // Экономика региона. 2014. № 2. С. 238–247.

8. Малкина М.Ю. Эффективность системы межбюджетного выравнивания в России // Общество и экономика. 2014. № 2–3. С. 118–134.

9. Мельников Р.М. Анализ динамики межрегионального экономического неравенства: зарубежные подходы и российская практика // Регион: экономика и социология. 2005. Т. 4. С. 3–18.

10. Постникова Е.А., Шильцин Е.А. Новейшие тенденции регионального развития России: некоторые фрагменты // Регион: экономика и социология. 2009. № 3. С. 67–86.

11. Регионы России. Социально-экономические показатели: Стат. сб. / М.: Росстат, 2003–2012. URL: [http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat\\_main/rosstat/ru/statistics/publications/catalog/doc\\_1138623506156](http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/publications/catalog/doc_1138623506156) (дата обращения: 05.07.2014).

12. Росстат РФ. URL: <http://www.gks.ru/> (дата обращения: 05.07.2014).

13. Шевяков А.Ю. Экономический рост и неравенство // Общество и экономика. 2004. № 2. С. 56–68.

14. Atkinson A.B. On the Measurement of Inequality // Journal of Economic Theory. 1970. No. 2 (3). Pp. 244–263. DOI: 10.1016/0022-0531(70)90039-6.

15. Desbordes R., Verardi V. Refitting the Kuznets Curve // Economics Letters. 2012. No. 116. Pp. 258–261. DOI: 10.1016/j.econlet.2012.03.010.

16. Ezcurra R., Rodriguez-Rose A. Does Economic Globalization Affect Regional Inequality? A Cross-Country Analysis // World Development. 2013. Vol. 52. Pp. 92–103. DOI: 10.1016/j.worlddev.2013.07.002.

17. Gini C. On the Measure of Concentration with Special Reference to Income and Statistics // Colorado College Publication, General Series. 1936. No. 208. Pp. 73–79.

18. Kuznets S. Economic Development, the Family, and Income Distribution. Selected Essays. Cambridge: Cambridge University Press, 1989. 463 p. DOI: 10.1017/CBO9780511523052.

19. Theil H. Economics and Information Theory // Journal Article. North-Holland, 1967. Vol. 18. No. 3. 328 p. DOI: 10.2307/3006993.

20. Qin D., Cagas M.A., Ducanes G., He X., Liu R., Liu S. Effects of Income Inequality on China's Economic Growth // Journal of Policy Modeling. 2009. No. 31. Pp. 69–86. DOI: 10.1016/j.jpolmod.2008.08.003.

21. Walker D.O. Patterns of Income Distribution Among World Regions // Journal of Policy Modeling. 2007. No. 29. Pp. 643–655. DOI: 10.1016/j.jpolmod.2007.05.012.

22. Zhang L. Political Economy of Income Distribution Dynamics // Journal of Development Economics. 2008. No. 87. Pp. 119–139. DOI: 10.1016/j.jdeveco.2007.11.005.

## DYNAMICS AND DETERMINANTS OF INTRA AND INTER-REGIONAL INCOME DIFFERENTIATION OF THE POPULATION OF THE RUSSIAN FEDERATION

M.Yu. Malkina

*Malkina Marina Yuryevna* – Doctor of Economics, Professor, Department Head. Lobachevsky State University of Nizhny Novgorod, 37 Bolshaya Pokrovskaya Street, Nizhny Novgorod, Russia, 603000. E-mail: mmuri@yandex.ru.

The article examines the dynamics and factors of intra- and inter-regional per capita income differentiation and convergence among the subjects of the Russian Federation in 2004–2012. The analysis is based on converting nominal GRP to real GRP using the cumulative index-deflator and nominal income to real income using the index of relative cost of living in the region. The author reveals the fact that in the majority of Russian regions the reduction in inter-regional differences in per capita income was accompanied by growth of intra-regional inequality in its distribution. The paper also shows that the gap in income and its differentiation between «bottom» and «top» regions is gradually filling up. Using the constructed index of «social well-being of the region» that takes into account both mentioned phenomena the author considers the b type of inter-regional convergence although this process has a more subtle form and noticeably slowed down after the crisis. Converting the statistical concentration indices (Gini and variation coefficients, Herfindahl-Hirschman and Theil indices) to the uneven distribution ones, the author estimates the reduction degree of inter-regional disparities in per capita rates of nominal GRP and nominal and real income during 9 years. The comparison of mentioned indices allowed us to identify that the state redistributive policy has a significant and increasing impact on the reduction of inter-regional income differentiation and the variance of cost of living in the regions has less significant but stable influence.

*Keywords:* region, income, GRP, differentiation, index of «social well-being of the regions», Gini coefficient, Herfindahl-Hirschman index, Theil index.

### REFERENCES

1. Gershman B.A. Income Inequality and Economic Growth: An Theoretical Survey. *Ekonomika i Matematicheskie Metody* [Economics and Mathematical Methods], 2009, vol. 45, no. 2, pp. 19–30. (In Russian).
2. Glazyrina I.P., Klevakina E.A. Economic Growth and Income Inequality in Russian Regions. *ECO – ECO*, 2013, no. 11, pp. 113–128. (In Russian).
3. Granberg A.G., Zaitseva Yu.S. *Gross Regional Product: Interregional Comparison and Dynamics*. Moscow, 2003, 117 p. (In Russian).
4. Kolomak E.A. Interregional Disparities in Russia: Economic and Social Aspects. *Prostranstvennaya Ekonomika = Spatial Economics*, 2010, no. 1, pp. 26–35. (In Russian).
5. Kolomak E.A. Uneven Spatial Development in Russia: Explanations of New Economic Geography. *Voprosy Ekonomiki* [Economic Issue], 2013, no 2, pp. 132–150. (In Russian).
6. Litvintseva G.P., Voronkova O.V., Stukalenko E.A. Regional Income Inequality and Poverty Level of the Russian Population with Regard Purchasing Power of the Ruble. *Problemy Prognozirovaniya – Studies on Russian Economic Development*, 2007, no. 6, pp. 119–131. (In Russian).
7. Malkina M.Yu. Study of the Relationship Between the Development Level and Degree of Income Inequality in the Russian Regions. *Ekonomika Regiona* [Regional Economy], 2014, no. 2, pp. 238–247. (In Russian).

8. Malkina M.Yu. Effectiveness of Interbudgetary Equalization System in Russia. *Obshchestvo i Ekonomika – Society and Economics*, 2014, no. 2–3, pp. 118–134. (In Russian).
9. Melnikov R.M. Analysis of the Dynamics of Regional Economic Differentiation: Foreign Approaches and Domestic Practice. *Region: Ekonomika i Sotsiologiya* [Region: Economics and Sociology], 2005, vol. 4, pp. 3–18. (In Russian).
10. Postnikova E.A., Shiltsin Ye.A. Some Fragments of the Latest Trends in Regional Development. *Region: Ekonomika i Sotsiologiya* [Region: Economics and Sociology], 2009, no. 3, pp. 67–86. (In Russian).
11. *Regions of Russia. Socio-Economic Indicators: the Statistical Collection*. Moscow, 2003–2012. Available at: [http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat\\_main/rosstat/ru/statistics/publications/catalog/doc\\_1138623506156](http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/publications/catalog/doc_1138623506156) (accessed 05 July 2014). (In Russian).
12. *Federal State Statistics Service of the Russian Federation*. Available at: <http://www.gks.ru/> (accessed 05 July 2014). (In Russian).
13. Shevyakov A.Yu. Economic Growth and Inequality. *Obshchestvo i Ekonomika – Society and Economics*, 2004, no. 2, pp. 56–68. (In Russian).
14. Atkinson A.B. On the Measurement of Inequality. *Journal of Economic Theory*, 1970, no. 2 (3), pp. 244–263. DOI: 10.1016/0022-0531(70)90039-6.
15. Desbordes R., Vèrardi V. Refitting the Kuznets Curve. *Economics Letters*, 2012, no. 116, pp. 258–261. DOI: 10.1016/j.econlet.2012.03.010.
16. Ezcurra R., Rodriguez-Rose A. Does Economic Globalization Affect Regional Inequality? A Cross-Country Analysis. *World Development*, 2013, vol. 52, pp. 92–103. DOI: 10.1016/j.worlddev.2013.07.002.
17. Gini C. On the Measure of Concentration with Special Reference to Income and Statistics. *Colorado College Publication, General Series*, 1936, no. 208, pp. 73–79.
18. Kuznets S. *Economic Development, the Family, and Income Distribution. Selected Essays*. Cambridge: Cambridge University Press, 1989, 463 pp. DOI: 10.1017/CBO9780511523052.
19. Theil H. Economics and Information Theory. *Journal Article*. North-Holland, 1967, vol. 18, no. 3, 328 p. DOI: 10.2307/3006993.
20. Qin D., Cagas M.A., Ducanes G., He X., Liu R., Liu S. Effects of Income Inequality on China's Economic Growth. *Journal of Policy Modeling*, 2009, no. 31, pp. 69–86. DOI: 10.1016/j.jpolmod.2008.08.003.
21. Walker D.O. Patterns of Income Distribution Among World Regions. *Journal of Policy Modeling*, 2007, no. 29, pp. 643–655. DOI: 10.1016/j.jpolmod.2007.05.012.
22. Zhang L. Political Economy of Income Distribution Dynamics. *Journal of Development Economics*, 2008, no. 87, pp. 119–139. DOI: 10.1016/j.jdeveco.2007.11.005.