

УДК 330.34, 332.1

ОЦЕНКА ФАКТОРОВ ВНУТРИРЕГИОНАЛЬНОЙ 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 исследуется внутрирегиональная дифференциация доходов населения в субъектах РФ, оцениваются факторы, ее определяющие. В качестве методов исследования применяются абсолютное и относительное дефлирование, корреляционно-регрессионный анализ, расчет коэффициентов эластичности. Полученные оценки позволяют сделать ряд выводов. Во-первых, на основе анализа данных по субъектам РФ за 2004–2013 гг. выявлено в целом положительное, однако различающееся по регионам влияние уровня реальных доходов и реальной заработной платы на показатель внутрирегиональной дифференциации доходов населения (коэффициент Джини). Во-вторых, выделены пять групп факторов дифференциации доходов и оценено их влияние на коэффициент Джини и показатель бедности в регионах РФ. В-третьих, для регионов РФ в 2013 г. построена регрессионная зависимость коэффициента Джини от реальной производительности труда, соотношения заработной платы и прибыли в ВРП, доли социальных трансфертов в доходах населения, а также структуры экономики региона, описываемой показателем дисперсии заработной платы по укрупненным видам экономической деятельности. Полученные результаты могут быть полезными при оценке эффективности разных инструментов социальной политики как на региональном, так и национальном уровне.

Регион, доходы, население, ВРП, коэффициент Джини, дифференциация, Российская Федерация.

DOI: 10.14530/se.2015.3.097-119

ВВЕДЕНИЕ

В отечественной литературе есть ряд работ, посвященных исследованию межрегиональной неравномерности в распределении доходов в субъектах РФ. Они основаны на сравнении уровня среднедушевого дохода в регионах, как правило, без учета его внутрирегиональной дифференциации, то есть

© Малкина М.Ю., 2015

Публикация подготовлена в рамках поддержанного Российским гуманитарным научным фондом научного проекта № 15-02-00638 «Взаимосвязь неравномерности распределения доходов с экономическим развитием регионов Российской Федерации».

распределения совокупного дохода между группами населения в самих регионах. Авторами этих работ поднимаются вопросы адекватного измерения неравномерности, исследуется динамика показателей межрегиональной неравномерности, анализируются процессы конвергенции/дивергенции субъектов РФ по уровню среднедушевых доходов [3; 5; 13].

В то же время наблюдается явный дефицит работ, посвященных исследованию внутрирегиональной дифференциации доходов населения, а также выявлению факторов, влияющих на ее динамику и определяющих межрегиональные различия по данному показателю [1; 9]. Настоящее исследование направлено на восполнение данного пробела.

Основы измерения неравенства в распределении доходов были заложены в трудах С. Кузнеця, Н. Калдора, А. Сена, Э. Аткинсона и др. [19; 22; 24]. Для измерения неравенства предлагается ряд методов: расчет коэффициентов вариации коэффициента Джини, построение кривых Лоренца, индексов А. Тейла и Э. Аткинсона и пр. В настоящем исследовании для характеристики неравномерности распределения доходов населения в регионах РФ используется коэффициент Джини, предоставляемый Федеральной службой государственной статистики. Следует указать на ряд проблем, возникающих при его применении.

Во-первых, при расчете коэффициента Джини и построении кривых Лоренца с использованием обобщенных значений по субгруппам, без учета внутригрупповой неравномерности, неизбежно возникают искажения. Для уменьшения данного эффекта некоторыми авторами предлагается использовать кривые Лоренца с двумя параметрами: неявной функцией распределения в субгруппах и кумулятивной функцией распределения между группами [23]. В другой работе [25] предложено использование эластичности коэффициента Джини по доходу как показателя, в меньшей степени реагирующего на укрупнение групп. В настоящем исследовании также применяются показатели эластичности для определения степени влияния факторов на коэффициент Джини.

Во-вторых, не только уровень, но и динамика коэффициента Джини может вводить в заблуждение. Например, одинаковое уменьшение коэффициента Джини может наблюдаться в двух противоположных по смыслу случаях: при смещении населения в сторону малоимущих и при смещении его в сторону высокооплачиваемых. В первом случае расслоение уменьшается за счет всеобщего обеднения, во втором – за счет повышения уровня жизни. Коэффициент Джини не улавливает этих различий [21]. Из-за несовершенства коэффициента Джини в ряде работ предлагается его дополнение показателем бедности либо осуществляется разделение неэквивалентности на справедливую и несправедливую [20]. Оригинальный способ отделения нормального неравенства от избыточного предложил А.Ю. Шевяков, согласно которому

коэффициент Джини для нормального неравенства рассчитывался при условии, что доход всех малоимущих людей поднимается до прожиточного минимума, а остается только дифференциация доходов среди обеспеченных; избыточное неравенство рассчитывалось как разница между фактическим коэффициентом Джини и коэффициентом Джини для нормального неравенства [17]. В работах его последователей было выявлено, что увеличение среднедушевого ВВП в РФ приводит к увеличению нормального неравенства и в то же время к снижению избыточного неравенства [6, с. 97–98].

В-третьих, многими российскими исследователями отмечено, что распределение населения по уровню доходов в РФ подчиняется логнормальному распределению, характеризующемуся правосторонним смещением эксцесса [4, с. 139; 6, с. 24], иными словами, закону нормального распределения подчиняются не сами доходы, а их логарифмы. Данный вывод позволяет обосновать зависимости логарифмического типа, которые далее применяются в настоящем исследовании. Другие авторы указывают, что при логнормальном типе распределения более правильным является использование при расчете вариации показателя не среднедушевого дохода, а модального дохода, динамика которого правильнее отражает состояние дел [15, с. 65–66].

В-четвертых, исследователи выявили проблему несопоставимости одних и тех же доходов для разных групп населения. Например, в ряде работ отмечается, что для семей разной численности эквивалентным (по уровню благосостояния) является разный уровень дохода. В больших семьях то же количество благ можно приобрести за меньший среднедушевой доход, если учитывать, что часть их являются благами совместного пользования [15, с. 65]. В то же время создание шкал эквивалентности благосостояния является чрезвычайно сложной задачей, трудно реализуемой в условиях недостатка необходимой статистики распределения домохозяйств по численности и среднедушевому доходу одновременно. С точки зрения полезности дохода следовало бы учитывать и социально-демографический состав домохозяйств, который тоже влияет на уровень потребностей.

В-пятых, при проведении региональных исследований возникает проблема несопоставимости доходов в регионах из-за разного уровня цен. Для приведения номинальных показателей к реальным обычно предлагаются два метода дефлирования. Первый метод основан на применении региональных индексов-дефляторов, определяемых посредством деления ВРП в текущих ценах на ВРП в сопоставимых ценах. Это метод, в частности, реализован в ряде работ Н.Н. Михеевой [11]. Он позволяет привести к единому масштабу цен показатели одного и того же региона, относящиеся к разным периодам времени, но не делает регионы сопоставимыми друг с другом. Для сопоставления региональных показателей используется второй метод дефлирования —

основанный на определении индекса относительной стоимости жизни в регионе [9; 10], рассчитываемый через отношение стоимости фиксированного набора потребительских товаров и услуг в регионе к стоимости этого набора в среднем в РФ. Однако и этот метод имеет один важный недостаток. По справедливому замечанию Глущенко К.П. [2, с. 111–112], индекс стоимости жизни отражает цены только потребительских благ, поэтому более пригоден для дефлирования заработной платы и доходов населения, но менее пригоден для дефлирования ВРП, который включает также товары и услуги производственного назначения. Для работы с панельными данными, очевидно, необходимо двойное дефлирование, которое может быть однородным или смешанным [7]. В настоящей работе используются все три метода, в зависимости от типа выборки.

При работе с региональными данными необходимо учитывать еще один фактор, меняющий покупательную способность получаемых в регионах доходов, – трудовую миграцию. Ее результатом является несоответствие места получения дохода и места его расходования. Например, в Ханты-Мансийском и Ямало-Ненецком автономных округах доходы зарабатывают жители соседних регионов, работающие там вахтовым методом, а тратящие их у себя дома. В таком случае анализ не улавливает пространственного перемещения доходов. Жители северных регионов расходуют некоторую часть своих доходов в других регионах, где цены ниже, что также повышает уровень их благосостояния. Устойчивыми реципиентами доходов в масштабах страны выступают Москва, Санкт-Петербург и курортные зоны [15, с. 74]. Поэтому приведение доходов к сопоставимому размеру на основе показателя стоимости жизни в некоторых регионах неизбежно несет элемент искажения. Укрупнение регионов (например, объединение областей с автономными округами) позволяет частично нивелировать подобные искажения.

Как правило, рассматривается парная связь между динамикой среднедушевых доходов и их дифференциацией. Многофакторному анализу дифференциации доходов посвящено чрезвычайно мало работ. Например, в работе [15] предпринята попытка анализа вклада различных составляющих доходов населения в показатель дифференциации доходов (коэффициент фондов) на основе методики расчета дифференцированных балансов денежных доходов населения. В данной статье для учета влияния различных факторов используется множественный корреляционно-регрессионный анализ.

Целью настоящего исследования является выявление наиболее значимых факторов внутрирегиональной дифференциации доходов населения РФ в 2004–2013 гг., определяющих ее динамику и региональные особенности. Информационной базой исследования послужили официальные данные Федеральной службы государственной статистики РФ: региональной статистики,

статистики труда и занятости по 80 субъектам РФ (без выделения автономных округов) за 2004–2013 гг. Для измерения дифференциации доходов применялся коэффициент Джини, официально публикуемый ФСГС РФ. В качестве основных показателей, определяющих динамику коэффициента Джини, выделены реальные доходы на душу населения, реальная заработная плата на одного среднесписочного занятого и реальная производительность труда. В дальнейшем были предложены еще четыре группы показателей, связанных с дифференциацией доходов.

МЕТОДИКА ИССЛЕДОВАНИЯ

Для трансформации номинальных показателей в реальные использовались три метода дефлирования.

1. Относительное дефлирование панельных данных — проводилось для каждого i -го региона в каждом j -м году путем деления номинальных показателей на индекс относительной стоимости жизни в регионе, который рассчитывался по формуле:

$$ICL_{ij} = CB_{ij} / \bar{CB}_j, \quad (1)$$

где CB_{ij} — стоимость фиксированного набора потребительских товаров и услуг в i -м регионе в j -м году, \bar{CB}_j — стоимость фиксированного набора потребительских товаров и услуг в среднем в Российской Федерации в том же году.

Этот способ позволяет привести региональные значения к единому масштабу цен и избавиться от влияния разной стоимости жизни в регионах.

2. Абсолютное дефлирование временных рядов — проводилось для региональных значений доходов по годам путем деления номинальных показателей на индекс роста стоимости жизни, определяемый нарастающим итогом с начала периода исследования:

$$ICB_{ij} = CB_{ij} / CB_{i1} = \prod_{j=1}^j (CB_{ij} / CB_{ij-1}). \quad (2)$$

Для определения реальной производительности труда использовались индексы — региональные дефляторы:

$$IPP_{ij} = IP_{ij} / IP_{i1} = \prod_{j=1}^j (IP_{ij} / IP_{ij-1}), \quad (3)$$

где IP_{ij} — индекс-дефлятор ВРП i -го региона в каждом j -м году.

Этот способ позволяет сделать для каждого региона сопоставимыми данные за разные периоды времени, избавившись от влияния межвременной инфляции.

3. Двойное дефлирование – проводилось путем деления номинальных доходов населения на индекс роста стоимости жизни в каждом регионе в каждом конкретном периоде времени к среднероссийскому показателю на начало периода исследования:

$$IC_{ij} = ICL_{i1} \cdot ICB_{ij} = CB_{ij} / \bar{CB}_1. \quad (4)$$

Для производительности труда использовалось смешанное дефлирование:

$$ICP_{ij} = ICL_{i1} \cdot IPP_{ij}. \quad (5)$$

Для выявления связи между показателями неравенства и среднедушевыми реальными доходами (реальной заработной платой на одного занятого) использовались два метода.

1. Расчет коэффициентов корреляции Пирсона – простого и взвешенного. Взвешенный коэффициент корреляции рассчитывался с учетом доли региона в общей численности населения России (для доходов) и доли региона в общей численности занятых (для заработной платы и производительности труда):

$$Correl(Y_{ri}, G_i) = \frac{\sum_{i=1}^n (Y_{ri} - \bar{Y}_{ri}) \cdot (G_i - \bar{G}_i) \cdot \eta_i}{\sqrt{\sum_{i=1}^n \left((Y_{ri} - \bar{Y}_{ri})^2 \cdot \eta_i \right) \cdot \sum_{i=1}^n \left((G_i - \bar{G}_i)^2 \cdot \eta_i \right)}}, \quad (6)$$

где Y_{ri} – реальный доход на душу населения или реальная зарплата в среднем на одного занятого в i -м субъекте; \bar{Y}_{ri} – реальный доход (зарплата) в среднем в РФ; G_i – коэффициент Джини в i -м субъекте; \bar{G}_i – коэффициент Джини в среднем в РФ; η_i – доля населения (занятых) в i -м субъекте.

2. Расчет показателей эластичности коэффициента Джини по среднедушевым реальным доходам (реальной заработной плате на одного занятого):

$$E_{Y_r}^G = G'(Y_r) \frac{Y_r}{G}, \quad (7)$$

где $G'(Y_r)$ – производная коэффициента Джини по среднедушевому реальному доходу. Было сделано предположение о постоянной эластичности коэффициента Джини по доходам в каждом регионе в пределах рассматриваемого периода. В таком случае сама функция взаимосвязи двух показателей приобретает вид:

$$G(Y_r) = a_0 \cdot Y_r^\alpha, \quad (8)$$

где $\alpha = E_{Y_r}^G$ – эластичность коэффициента Джини по среднедушевым реальным доходам. Переход к линейной форме представления осуществляется посредством логарифмирования данной функции:

$$\ln(G) = \ln(a_0) + \alpha \cdot \ln(Y_r). \quad (9)$$

Далее строятся линейные регрессии для логарифмированных функций, в которых угловой коэффициент представляет собой показатель эластичности.

Для улучшения качества модели и ее объясняющей силы строятся многофакторные зависимости, которые могут быть разного типа, в том числе степенные функции Кобба – Дугласа. Они позволяют уточнить значение коэффициентов эластичности.

РЕЗУЛЬТАТЫ ИССЛЕДОВАНИЯ

1. *Анализ временных рядов регионов РФ (горизонтальный анализ).* Результаты расчетов коэффициентов корреляции и эластичности индекса Джини по среднему душевому реальным доходам и реальной заработной плате в расчете на одного занятого в разрезе регионов РФ представлены в таблице 1.

Таблица 1

Взаимосвязь между показателями реальных доходов населения и коэффициентом Джини в субъектах РФ, 2004–2013 гг.

Территория	Взаимосвязь коэффициента Джини и среднему душевых реальных доходов		Взаимосвязь коэффициента Джини и реальной заработной платы на одного занятого	
	коэффициент корреляции	эластичность	коэффициент корреляции	эластичность
1	2	3	4	5
Российская Федерация	0,804	0,097	0,809	0,079
<i>Центральный федеральный округ</i>				
Белгородская обл.	0,978	0,198	0,979	0,358
Брянская обл.	0,962	0,180	0,956	0,258
Владимирская обл.	0,970	0,303	0,948	0,525
Воронежская обл.	0,691	0,093	0,710	0,095
Ивановская обл.	0,949	0,195	0,931	0,313
Калужская обл.	0,972	0,257	0,968	0,338
Костромская обл.	0,902	0,117	0,831	0,152
Курская обл.	0,972	0,202	0,957	0,243
Липецкая обл.	0,912	0,133	0,826	0,219
Московская обл.	0,942	0,217	0,950	0,284
Орловская обл.	0,718	0,126	0,737	0,159
Рязанская обл.	0,960	0,209	0,958	0,326
Смоленская обл.	0,884	0,228	0,844	0,316
Тамбовская обл.	0,930	0,221	0,936	0,239
Тверская обл.	0,981	0,262	0,946	0,308
Тульская обл.	0,977	0,295	0,947	0,435
Ярославская обл.	0,927	0,165	0,899	0,210
г. Москва	-0,130	-0,173	-0,946	-0,243

1	2	3	4	5
<i>Северо-Западный федеральный округ</i>				
Республика Карелия	0,831	0,250	0,802	0,184
Республика Коми	0,005	–0,001	–0,565	–0,033
Архангельская обл.	0,952	0,189	0,868	0,212
Вологодская обл.	0,752	0,125	0,700	0,170
Калининградская обл.	0,979	0,314	0,962	0,291
Ленинградская обл.	0,966	0,337	0,900	0,333
Мурманская обл.	0,958	0,166	0,941	0,147
Новгородская обл.	0,936	0,218	0,918	0,297
Псковская обл.	0,939	0,265	0,948	0,261
г. Санкт-Петербург	0,843	0,239	0,862	0,117
<i>Южный федеральный округ</i>				
Республика Адыгея	0,969	0,190	0,934	0,302
Республика Калмыкия	0,914	0,056	0,910	0,071
Краснодарский край	0,919	0,132	0,941	0,182
Астраханская обл.	0,954	0,169	0,930	0,204
Волгоградская обл.	–0,220	–0,025	–0,481	–0,042
Ростовская обл.	0,886	0,138	0,893	0,101
<i>Северо-Кавказский федеральный округ</i>				
Республика Дагестан	0,925	0,096	0,775	0,118
Республика Ингушетия	0,907	0,130	0,893	0,205
Кабардино-Балкарская Республика	0,962	0,200	0,911	0,189
Карачаево-Черкесская Республика	0,802	0,118	0,834	0,118
Республика Северная Осетия – Алания	0,737	0,098	0,606	0,068
Чеченская Республика	0,941	0,335	0,800	0,438
Ставропольский край	0,864	0,119	0,856	0,123
<i>Приволжский федеральный округ</i>				
Республика Башкортостан	0,922	0,163	0,936	0,191
Республика Марий Эл	0,945	0,140	0,944	0,185
Республика Мордовия	0,974	0,219	0,879	0,228
Республика Татарстан	0,949	0,144	0,940	0,146
Удмуртская Республика	0,983	0,275	0,914	0,407
Чувашская Республика	0,974	0,207	0,956	0,210
Пермский край	0,852	0,081	0,687	0,076
Кировская обл.	0,977	0,259	0,960	0,373
Нижегородская обл.	0,973	0,246	0,968	0,293
Оренбургская обл.	0,978	0,193	0,984	0,221
Пензенская обл.	0,994	0,274	0,980	0,268
Самарская обл.	0,504	0,063	0,479	0,061

1	2	3	4	5
Саратовская обл.	0,986	0,206	0,978	0,146
Ульяновская обл.	0,884	0,119	0,890	0,151
Уральский ФО				
Курганская обл.	0,839	0,111	0,651	0,122
Свердловская обл.	0,882	0,180	0,911	0,240
Тюменская обл.	0,635	0,120	-0,081	-0,019
Челябинская обл.	0,929	0,174	0,790	0,189
<i>Сибирский федеральный округ</i>				
Республика Алтай	0,870	0,257	0,804	0,310
Республика Бурятия	0,985	0,098	0,969	0,102
Республика Тыва	0,917	0,107	0,957	0,096
Республика Хакасия	0,913	0,215	0,876	0,197
Алтайский край	0,188	0,015	0,063	0,003
Забайкальский край	0,956	0,183	0,957	0,199
Красноярский край	0,905	0,181	0,793	0,200
Иркутская обл.	0,591	0,053	0,364	0,031
Кемеровская обл.	0,848	0,126	0,494	0,062
Новосибирская обл.	0,957	0,192	0,973	0,197
Омская обл.	0,867	0,156	0,903	0,125
Томская обл.	0,770	0,188	0,266	0,044
<i>Дальневосточный федеральный округ</i>				
Республика Саха (Якутия)	0,934	0,142	0,905	0,087
Камчатский край	0,882	0,217	0,869	0,233
Приморский край	0,942	0,189	0,942	0,190
Хабаровский край	0,605	0,078	0,416	0,059
Амурская обл.	0,935	0,218	0,902	0,312
Магаданская обл.	0,756	0,155	0,785	0,128
Сахалинская обл.	0,949	0,182	0,885	0,169
Еврейская автономная обл.	0,962	0,185	0,932	0,159
Чукотский автономный округ	0,858	0,290	0,804	0,234

Источник: расчеты автора.

Анализ полученных данных позволяет утверждать о наличии выраженной прямой связи между уровнем среднелюшевых реальных доходов и показателем их дифференциации в подавляющем большинстве субъектов РФ в 2004–2013 гг. Связь отсутствует только в четырех регионах: г. Москве, Волгоградской области, Республике Коми и Алтайском крае (в первых трех также произошло небольшое снижение коэффициента Джини).

Взаимосвязь между изменением реальной заработной платы и коэффициентом Джини также оказалась положительной, но менее выраженной, чем

для реальных доходов. Сильная положительная связь (коэффициент корреляции $R > 0,9$) характерна для 41 региона, заметная ($R > 0,5$) — для 70 регионов. Сильная отрицательная связь ($R < -0,9$) характерна для г. Москвы, заметная — для Республики Коми ($R = -0,565$), а также для Волгоградской области ($R = -0,481$). Для большинства регионов (60 из 80) корреляция реальной заработной платы с коэффициентом Джини ниже, чем корреляция реальных доходов.

Все это позволяет сделать вывод, что для регионов динамика уровня реальных доходов является значимым фактором, влияющим на изменение степени их дифференциации, однако, есть и другие (менее значимые) факторы, определяющие динамику коэффициента Джини.

2. *Анализ панельных данных по регионам РФ (вертикальный анализ)* также позволил обнаружить устойчивую прямую связь между общим уровнем реальных доходов в регионах РФ и их дифференциацией. Линейный коэффициент корреляции данных показателей в разные годы изменяется в пределах от 0,819 до 0,867. Взвешенный (с учетом доли населения регионов) линейный коэффициент корреляции (рассчитанный по формуле 4) оказывается еще выше и варьируется в пределах от 0,884 до 0,948. Эластичность коэффициента Джини по уровню реальных доходов в рассматриваемых периодах изменяется в пределах (0,091–0,114). Ее интерпретация такова: каждые дополнительные 10% среднедушевого реального дохода в регионе отражаются в среднем на росте коэффициента Джини на 1%.

Связь между реальной заработной платой и коэффициентом Джини для панельной выборки регионов РФ снова оказывается более слабой, чем связь реальных доходов с коэффициентом Джини. Простой коэффициент корреляции реальной зарплаты и коэффициента Джини растет от 0,469 (2004 г.) до 0,635 (2012 г.), после чего несколько снижается. Взвешенный коэффициент корреляции в большинстве периодов оказывается выше, чем простой коэффициент корреляции (его максимум составил 0,795 в 2012 г., против 0,390 в 2004 г.). Следует отметить ряд значений, выпадающих из общей тенденции в обоих случаях, — это данные г. Москвы: из последующего корреляционного анализа они будут исключены для устранения гетероскедестичности. Эластичность коэффициента Джини по уровню реальной заработной платы в разрезе регионов колеблется в пределах от 0,171 (2012 г.) до 0,245 (2007 г.). Она оказалась выше, чем эластичность Джини по уровню реальных доходов, что вполне закономерно (поскольку заработная плата составляет в среднем 45–55% доходов).

3. *Анализ панельных данных по регионам РФ (смешанный анализ)*. Для смешанной выборки из 800 наблюдений сохраняется высокая корреляция реальных доходов и коэффициента Джини: коэффициент корреляции Пирсона ра-

вен 0,838, эластичность коэффициента Джини по уровню реальных доходов в среднем по РФ оказывается равной 0,226. Взаимосвязь реальной заработной платы и коэффициента Джини опять оказывается слабее: коэффициент Пирсона равен 0,617, эластичность коэффициента Джини по реальной зарплате составляет 0,199.

Далее было построено два уравнения парной регрессии степенного вида (с постоянной эластичностью). С целью устранения гетероскедестичности были исключены выбросы – значения г. Москвы. Для оставшихся 79 регионов (790 значений за 10 лет) для реальных доходов уравнение приобретает следующий вид:

$$\ln G = -2,783 + 0,206 \cdot \ln I_r, \quad (10)$$

$$\text{или: } G = 0,062 \cdot I_r^{0,206}, R = 0,79. \quad (11)$$

Для реальной заработной платы:

$$\ln G = -2,619 + 0,185 \cdot \ln W_r, \quad (12)$$

$$\text{или: } G = 0,073 \cdot W_r^{0,185}, R = 0,639. \quad (13)$$

Оба уравнения полностью удовлетворяют критериям Фишера и Стьюдента. При исключении г. Москвы эластичность коэффициента Джини по реальным доходам оказывается несколько ниже – 0,206, по реальной заработной плате – 0,185.

Очевидно, что для улучшения зависимости необходимо включение других переменных в уравнение регрессии и уточнение его вида. Также представляется целесообразным раздельный анализ по годам. Учитывая ранее выявленное несовершенство коэффициента Джини, дополним его также показателем бедности, официально публикуемым ФСГС РФ, – доля людей, имеющих доходы ниже прожиточного минимума [14].

Выделим дополнительно четыре группы переменных, предположительно влияющих на коэффициент Джини и показатель бедности:

1) показатели, отражающие состояние рынка труда в регионе, экономическую активность населения, и мобильность трудовых ресурсов: удельный вес экономически активного населения, доля нетрудоспособных в населении региона, удельный вес занятых в экономически активном населении, уровень безработицы, доля городского и сельского населения, уровень трудовой миграции;

2) показатели, отражающие структуру доходов населения в регионах: доли оплаты труда, социальных выплат, доходов от собственности, доходов от предпринимательской деятельности, других доходов, а также доля неформальной составляющей в доходах [18];

3) показатели, отражающие структуру ВРП в регионе. В качестве таковых были выбраны: доля оплаты труда в ВРП, отношение общих доходов населения к ВРП, отношение сальдированного финансового результата к ВРП. Доля оплаты труда в ВРП, согласно счету образования доходов, больше у тех регионов, где меньше доля других доходов, в частности, валовой прибыли и валовых смешанных доходов и чистых налогов. Анализ показывает, что это, как правило, более бедные регионы, где ниже коэффициент Джини. Что касается отношения общих доходов населения к ВРП, оно, как правило, выше в дотационных регионах, где выше доля межбюджетных трансфертов в консолидированных доходах региональных бюджетов, причем выделяемых как на выравнивание уровня бюджетной обеспеченности регионов, так и на выполнение социальных обязательств;

4) показатели, отражающие различия в отраслевой структуре производства в регионах: межотраслевая взвешенная дисперсия и среднее квадратическое отклонение (СКО) производительности труда; межотраслевая, внутриотраслевая и общая дисперсии и СКО заработной платы в регионах. Из-за недостатка детализированной информации о распределении добавленной стоимости и заработной платы по отраслям в разрезе регионов РФ расчет показателей дисперсии и СКО проводился на основе данных по 17 видам экономической деятельности (далее условно именуемым отраслями):

а) межотраслевая дисперсия заработной платы в регионах РФ:

$$\sigma_i^2 = \sum_{k=1}^K (W_{ki} - W_i)^2 d_{ki}, \quad (14)$$

где W_{ki} — средняя заработная плата в k -м ВЭД i -го региона, W_i — средняя заработная плата в i -м регионе, d_{ki} — доля k -го ВЭД в занятости i -го региона. Из-за отсутствия новейших данных для расчета использовались данные ФСГС за 2012 г. При этом автор полагает, что за год больших изменений в дифференциации заработных плат между видами экономической деятельности в регионах не произошло [16];

б) внутриотраслевая дисперсия заработной платы в целом в РФ:

$$\sigma_k^2 = \sum_{l=1}^L (W_{lk} - W_k)^2 d_{lk}, \quad (15)$$

где W_{lk} — средняя заработная плата l -й группы занятых в k -м ВЭД РФ, W_k — средняя заработная плата в k -м ВЭД РФ, d_{lk} — доля l -й группы занятых в общей занятости в k -м ВЭД РФ. Для расчетов использовались данные выборочного обследования ФСГС за апрель 2013 г. [16]. Предполагалось, что дифференциация заработных плат внутри ВЭД в разных регионах РФ приблизительно одинаковая, хотя данное предположение вносит определенное искажение;

в) общая дисперсия – на основе правила сложения дисперсий:

$$\sigma_{i\Sigma}^2 = \sigma_i^2 + \sigma_i^2, \quad (16)$$

где $\sigma_i^2 = \sum_{k=1}^K \sigma_k^2 d_{ki}$ – средневзвешенная внутриотраслевая дисперсия. (17)

Заметим, что при таком подходе внутриотраслевая дисперсия отражает только влияние структуры ВЭД в регионах. А межотраслевая дисперсия отражает также различия в относительной заработной плате для одного и того же ВЭД в разных регионах, что отчасти объясняется разной внутренней структурой этих ВЭД в регионах.

Как показало исследование Н.Н. Михеевой, диверсифицированные экономики, как правило, демонстрируют более устойчивые темпы роста, тогда как в специализированных экономиках темпы могут быть в среднем выше [10], что также сказывается на показателях развития и дифференциации доходов населения.

Помимо перечисленных, есть еще группа социально-демографических факторов, влияющих на дифференциацию доходов населения в регионах. Сюда относятся средний возраст, гендерный состав, количество членов семьи, уровень образования, социальный статус и пр. В настоящем исследовании они не рассматриваются, т. к. предполагается, что их влияние отражают другие группы показателей.

С целью отбора значимых переменных и исключения мультиколлинеарности построена корреляционная матрица для 2013 г., которая приведена в таблице 2. Проведем анализ полученных результатов. Прежде всего, подтверждается заметная обратная зависимость между коэффициентом Джини и уровнем бедности. Поэтому все коэффициенты корреляции для уровня бедности меняют знак на противоположный.

Далее проанализируем связь дифференциации доходов с указанными выше группами показателей.

1. Высокий уровень экономической активности населения и занятости (низкая безработица) положительно влияет на среднедушевые доходы и снижает уровень бедности, однако вызывает некоторое повышение коэффициента Джини. В регионах с более высоким уровнем бедности в среднем выше доля занятых в неформальном секторе экономики, поэтому в них ниже официальные среднедушевые зарплаты и реальные доходы на душу населения, а также коэффициент Джини. Коэффициент миграционного прироста отрицательно коррелирует с уровнем бедности, а на уровне средних заработных плат и доходов отражается слабо. В регионах с более высокой долей городского населения ниже уровень бедности, заметно выше уровень средних зарплат и реальных доходов, выше коэффициент Джини.

Таблица 2

Корреляционная матрица показателей (2013 г.)

	W_r	Y_r	G	$d_{пов}$	d_L	d_N	d_{UN}	k_{mgr}	d_{urb}	d_{iv}	d_{soc}	d_{prop}	d_{entr}	W/GRP	Y/GRP	Pr/GRP	Pr/W	APL	σ_{APL}	σ_W
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
W_r	1,00	0,71	0,62	-0,29	0,55	0,48	-0,53	0,12	0,54	0,61	-0,52	0,43	-0,33	-0,31	-0,60	0,53	0,57	0,76	0,50	0,85
Y_r		1,00	0,84	-0,73	0,45	0,56	-0,50	0,36	0,58	0,07	-0,79	0,50	-0,19	-0,51	-0,40	0,57	0,57	0,67	0,37	0,64
G			1,00	-0,44	0,23	0,33	-0,39	0,37	0,39	0,03	-0,71	0,46	-0,14	-0,51	-0,36	0,58	0,61	0,63	0,32	0,54
$d_{пов}$				1,00	-0,31	-0,54	0,34	-0,50	-0,48	0,14	0,60	-0,34	0,15	0,45	0,24	-0,42	-0,35	-0,35	-0,17	-0,27
d_L					1,00	0,73	-0,33	0,08	0,40	0,39	-0,31	0,30	-0,54	-0,08	-0,26	0,32	0,28	0,33	0,22	0,54
d_N						1,00	-0,62	0,16	0,66	0,51	-0,37	0,53	-0,50	-0,14	-0,55	0,48	0,40	0,31	0,18	0,53
d_{UN}							1,00	-0,30	-0,76	-0,50	0,23	-0,61	0,53	0,21	0,66	-0,47	-0,40	-0,37	-0,19	-0,64
k_{mgr}								1,00	0,20	-0,25	-0,29	0,47	-0,37	-0,43	-0,15	0,27	0,27	0,26	-0,05	0,07
d_{urb}									1,00	0,44	-0,31	0,66	-0,44	-0,15	-0,54	0,39	0,34	0,34	0,20	0,65
d_{iv}										1,00	0,05	0,30	-0,37	0,14	-0,68	0,28	0,27	0,31	0,34	0,62
d_{soc}											1,00	-0,23	-0,15	0,39	0,18	-0,39	-0,41	-0,52	-0,30	-0,48
d_{prop}												1,00	-0,53	-0,27	-0,51	0,47	0,43	0,35	0,07	0,54

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	
d_{entr}														1,00	0,04	0,34	-0,30	-0,23	-0,16	0,00	-0,37	
W/GRP															1,00	0,56	-0,53	-0,60	-0,75	-0,53	-0,20	
Y/GRP																1,00	-0,58	-0,59	-0,65	-0,52	-0,56	
Pt/GRP																	1,00	0,93	0,60	0,28	0,45	
Pt/W																		1,00	0,76	0,38	0,46	
APL																			1,00	0,76	0,65	
σ_{APL}																				1,00	0,57	
σ_W																						1,00

Обозначения: W_r – реальная заработная плата на одного занятого; Y_r – среднедушевые реальные доходы; G – коэффициент Джини (для доходов); $d_{пов}$ – доля людей, имеющих доход ниже прожиточного минимума; d_L – доля экономически активного населения (рабочей силы); d_N – доля занятых в рабочей силе; d_{UN} – доля занятых в неформальном секторе экономики в общей численности занятых; k_{mgr} – коэффициент миграционного прироста населения; d_{urb} – доля городского населения; d_W – доля заработной платы в доходах населения; d_{acc} – доля социальных выплат в доходах населения; d_{prop} – доля доходов от собственности в доходах населения; d_{entr} – доля доходов от предпринимательской деятельности в доходах населения; W/GRP – доля зарплат в ВВП; Y/GRP – отношение доходов населения к ВВП; Pt/GRP – доля прибыли в ВВП; Pt/W – отношение прибыли к зарплате; $APL = GRPr/L$ – реальная производительность труда (отношение реального (дефлированного) ВВП к численности занятых); σ_{APL} – среднее квадратическое отклонение производительности труда по 17 укрупненным видам экономической деятельности; σ_W – среднее квадратическое отклонение заработной платы по 17 укрупненным видам экономической деятельности (с учетом межотраслевых и внутриотраслевых различий).

2. Структура доходов населения демонстрирует заметную связь со степенью их дифференциации. В наибольшей степени на коэффициент Джини влияют доля социальных трансфертов и доля доходов от собственности в доходах населения. В регионах с более высоким удельным весом социальных трансфертов (как правило, это регионы с более низкими реальной заработной платой и реальными среднедушевыми доходами) коэффициент Джини в среднем ниже. Это такие субъекты РФ, как Республика Карелия (доля социальных трансфертов в 2013 г. в регионе составляла 32,1%), Калмыкия (31,9%), Тыва (31,6%), Алтай (29,4%), Мордовия (28,9%), Марий Эл (28,2%) и Алтайский край (28,1%) [14]. Во всех перечисленных регионах коэффициент Джини находится в диапазоне (0,366–0,39), что заметно ниже среднероссийского уровня (0,419). Социальные трансферты – достаточно мощный инструмент сглаживания социальных различий. В работе Литвинцевой Г.П. и Стукаленко Е.А. [8] оценен масштаб снижения показателей дифференциации доходов в регионах РФ за счет социальных трансфертов.

В отличие от социальных трансфертов, влияние доли доходов от собственности на дифференциацию доходов населения положительное, хотя корреляция этой доли с коэффициентом Джини несколько ниже. Наибольший удельный вес доходов от собственности в общих доходах населения наблюдается в таких регионах, как г. Москва (13,2%), г. Санкт-Петербург (7,7%), Иркутская область (6,3%) [14]. В этих регионах также высокий коэффициент Джини (0,481; 0,443 и 0,409 соответственно). Однако есть регионы, в которых удельный вес доходов от собственности невелик (меньше 3%), а коэффициент Джини выше 0,4. К ним, в частности, относится ряд регионов Сибирского и Дальневосточного федеральных округов: Республика Бурятия, Омская область, Чукотский автономный округ, Республика Саха (Якутия), Сахалинская область. Подобное положение дел также наблюдается в Республике Башкортостан и Астраханской области. В то же время анализ показал отсутствие связи коэффициента Джини с долей доходов от предпринимательской деятельности в доходах населения.

3. В регионах с более высоким отношением заработной платы и доходов населения к ВРП степень дифференциации населения в среднем ниже. Причем для зарплаты связь с коэффициентом Джини более выраженная, чем для доходов населения. Регионы с большим удельным весом заработной платы в ВРП (больше 2/3) – это бедные регионы, где в среднем существенно ниже уровень производительности труда (коэффициент корреляции этих показателей отрицателен и составляет –0,75). В них ниже уровень зарплаты и меньше степень расслоения населения. В разряд таких регионов попадают, например, Псковская и Ивановская области, а также Чеченская Республи-

ка. Однако среди регионов с низкой производительностью труда и высокой долей заработной платы в ВРП снова оказывается ряд субъектов Сибирского и Дальневосточного ФО: Республики Тыва и Бурятия, Камчатский край и Амурская область, где уровень реальных доходов в среднем на треть выше. В этих субъектах и коэффициент Джини несколько выше, чем в Псковской и Ивановской областях. В то же время наименьшая доля заработной платы в ВРП наблюдается в Тюменской области (включая автономные округа) – всего 24,1% в 2013 г., и это второй по величине коэффициента Джини регион РФ ($G = 0,443$) после г. Москвы.

В регионах с большей рентабельностью выпускаемой продукции в среднем выше реальная производительность труда, реальная заработная плата, реальные доходы и выше коэффициент Джини. В 2013 г. в число наиболее прибыльных субъектов попадают Тюменская область, г. Москва, г. Санкт-Петербург и Чукотский автономный округ (первые три – регионы с самой высокой дифференциацией доходов населения).

4. Структура экономики региона также оказалась значимым фактором, влияющим на дифференциацию доходов. Прежде всего, различия в производительности труда в ВЭД значительны. Самая высокая производительность труда (рассчитываемая как отношение валовой добавленной стоимости к численности занятых) в добыче полезных ископаемых, где она, по данным 2013 г., даже в 5 раз выше, чем в производстве и распределении газа и воды, а также в секторе операций с недвижимым имуществом. Производительность труда в сельском хозяйстве РФ составляет лишь 6% от производительности труда в добывающей отрасли. В регионах с более высокой производительностью труда наблюдается более высокая ее дифференциация среди ВЭД ($R = 0,76$). Поэтому в таких регионах выше дифференциация зарплат, доходов, и выше коэффициент Джини.

Различия в уровне заработной платы среди ВЭД также существенны, но не такие разительные, как различия в производительности труда. Это объясняется разной долей заработной платы в добавленной стоимости у разных ВЭД. По данным официальной статистики, в 2013 г. средняя заработная плата в финансовой сфере была на 113% выше среднеотраслевой зарплаты в РФ, в добывающей отрасли превышение составляло 81%, а в госуправлении – 36% [16]. Также следует учитывать различия в ставках заработной платы внутри ВЭД. Разрыв между средней начисленной заработной платой 10% наиболее оплачиваемых и 10% наименее оплачиваемых работников в среднем в России в 2013 г. составлял 15,8 раза. Наибольшим он был в финансовой сфере (21,2 раза), далее следовала оптовая и розничная торговля, ремонт (19,6 раза). Наименьший разрыв в зарплатах был в сельском хозяйстве (8,7 раза), а также в некоторых отраслях обрабатывающей промышленности (например,

металлургическом производстве – 8,4, текстильной и швейной промышленности – 8,5) [16].

Среди регионов РФ наибольшая межотраслевая дифференциация заработных плат между видами экономической деятельности оказалась в Сахалинской области, далее в рейтинге расположились Чукотский автономный округ, Республика Саха, Тюменская область, Магаданская область и г. Москва; наименьшая – в Краснодарском крае. Внутриотраслевая дисперсия заработных плат оказалась выше, чем межотраслевая, и в целом оказала более существенное влияние на дифференциацию доходов в регионах ($R = 0,58$ с коэффициентом Джини).

Далее для нахождения множественной регрессии были произведены следующие действия: 1) выбраны переменные, демонстрирующие наибольшую корреляцию с результативным признаком (коэффициентом Джини); 2) исключены переменные, более связанные друг с другом, чем с результативным признаком (таким образом, устранена мультиколлинеарность); 3) уточнен тип зависимости. В результате построено следующее уравнение регрессии:

$$\ln(G) = -1,157 - 0,129 \cdot \ln(d_{soc}) + 4,785 \cdot \ln(\text{Pr}_w) + 0,039 \cdot \ln(\sigma_w \cdot APL) \quad (18)$$

$$\text{или } G = 0,314 \cdot \frac{\text{Pr}_w^{4,785} \cdot (\sigma_w \cdot APL)^{0,039}}{d_{soc}^{0,129}} \quad (19)$$

Здесь $\text{Pr}_w = (W + \text{Pr}) / W = 1 + \text{Pr} / W$ – показатель отношения прибыли к зарплате, который необходимо ввести вместо Rr / W , так как последний приобретает для ряда регионов отрицательные значения, которые нельзя логарифмировать.

Таким образом, коэффициент Джини для регионов РФ находится в прямой зависимости от соотношения финансового результата к суммарной заработной плате (Pr_w), уровня реальной производительности труда (APL), структуры экономики региона, отражающейся на показателях межотраслевой и внутриотраслевой дифференциации заработной платы (σ_w). Также он зависит от структуры доходов в регионе, в частности, находится в обратном отношении к доле социальных трансфертов в доходах населения (d_{soc}). Показатели степени в уравнении (19) являются показателями эластичности коэффициента Джини по соответствующему фактору.

Найденное уравнение регрессии значимо по критерию Фишера, все его параметры, в том числе свободный член, значимы по критерию Стьюдента с максимальной ошибкой 0,03. Автокорреляция остатков отсутствует (по критерию Дарбина – Уотсона). Множественный коэффициент корреляции равен 0,815. Это значение пока еще свидетельствует о наличии некоторых неучтенных факторов.

Также была предпринята попытка построения регрессии при расчете межотраслевой дисперсии заработной платы на основе ее средних значений в РФ, а не в регионах. В таком случае оценивается влияние разницы в структурах ВЭД в регионах. Уравнение регрессии приобретает вид:

$$\ln(G) = -2,84 - 0,122 \cdot \ln(d_{soc}) + 4,481 \cdot \ln(Pr_W) + 0,203 \cdot \ln(\sigma_W) + 0,035 \cdot \ln(APL) \quad (20)$$

$$\text{или } G = 0,058 \cdot \frac{Pr_W^{4,481} \cdot \sigma_W^{0,203} \cdot APL^{0,035}}{d_{soc}^{0,122}} \quad (21)$$

Найденная регрессия также удовлетворяет всем критериям качества. Уровень значимости регрессоров меньше 0,05. Множественный коэффициент корреляции равен 0,825.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Проведенный анализ демонстрирует сильную прямую связь показателя дифференциации доходов (коэффициента Джини) с реальными доходами населения, реальной заработной платой и реальной производительностью труда в разрезе выборки по регионам РФ в 2004–2013 гг. Анализ показал, что в большинстве регионов РФ рост реальных доходов сопровождался увеличением дифференциации доходов. Существует заметная связь между показателями развития и коэффициентом Джини. В то же время для более адекватного анализа ситуации следует учитывать обратную взаимосвязь между изменением коэффициента Джини и показателя бедности в РФ.

Выделены четыре группы факторов, влияющих на дифференциацию доходов: показатели, отражающие уровень экономической активности населения; структура доходов населения; структура распределения ВРП; структура экономики региона по видам экономической деятельности. На основе отбора наиболее значимых показателей построено уравнение регрессии, демонстрирующее степень влияния на коэффициент Джини удельного веса социальных трансфертов в доходах населения, показателя отношения прибыли к заработной плате, реальной производительности труда и межотраслевой и внутриотраслевой дифференциации заработной платы по 17 укрупненным видам экономической деятельности регионов РФ. Подобные уравнения имеют как объясняющую, так и прогнозную силу и позволяют определять эффективность инструментов воздействия на дифференциацию доходов населения.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Глазырина И.П., Клевакина И.А. Экономический рост и неравенство по доходам в регионах России // ЭКО. 2013. № 11. С. 113–128.
2. Глуценко К.П. Исследования неравенства по доходам между российскими регионами // Регион: экономика и социология. 2010. № 4. С. 88–119.
3. Зубаревич Н.В., Сафронов С.Г. Неравенство социально-экономического развития регионов и городов России 2000-х годов: рост или снижение? // Общественные науки и современность. 2013. № 6. С. 15–26.
4. Колмаков И.Б. Прогнозирование показателей дифференциации денежных доходов населения // Проблемы прогнозирования. 2006. № 1. С. 136–163.
5. Коломак Е.А. Межрегиональное неравенство в России: экономический и социальный аспект // Пространственная экономика. 2010. № 1. С. 26–35.
6. Костылева Л.В., Гулин К.А., Дубиничев Р.В. Социально-экономическое неравенство населения региона. Вологда: ИСЭРТ РАН, 2009. 148 с.
7. Литвинцева Г.П., Воронкова О.В., Стукаленко Е.А. Оценка неравенства официальных и скрытых доходов населения с учетом покупательной способности рубля в регионах России // Экономика региона. 2010. № 4. С. 7–16.
8. Литвинцева Г.П., Стукаленко Е.А. Результативность социальных институтов в сфере государственной политики доходов населения с учетом регионального фактора // Journal of Institutional Studies (Журнал институциональных исследований). 2010. Т. 2. № 2. С. 38–54.
9. Малкина М.Ю. Исследование взаимосвязи уровня развития и степени неравенства доходов в регионах Российской Федерации // Экономика региона. 2014. № 2. С. 238–247.
10. Мельников Р.М. Межрегиональное экономическое неравенство в российской экономике: тенденции и перспективы // Региональная экономика: теория и практика. 2008. № 4. С. 7–14.
11. Михеева Н.Н. Анализ дифференциации социально-экономического положения регионов // Проблемы прогнозирования. 1999. № 5. С. 91–102.
12. Михеева Н.Н. Структурные факторы региональной динамики: измерение и оценка // Пространственная экономика. 2013. № 1. С. 11–32. DOI: 10.14530/se.2013.1.011-032.
13. Постникова Е.А., Шильцин Е.А. Новейшие тенденции регионального развития России: некоторые фрагменты // Регион: экономика и социология. 2009. № 3. С. 67–86.
14. Регионы России. Социально-экономические показатели. 2014 г. // ФСГС России. URL: http://www.gks.ru/bgd/regl/b14_14p/IssWWW.exe/Stg/d01/04-15.htm; URL: http://www.gks.ru/bgd/regl/b14_14p/IssWWW.exe/Stg/d01/04-09.htm (дата обращения: 11.07.2015).
15. Суворов А.В., Сухорукова Г.М., Иванов В.Н., Болдов О.Н., Моисеева Т.А. Проблемы факторного анализа дифференциации доходов населения // Проблемы прогнозирования. 2014. № 4. С. 63–83.
16. Труд и занятость в России. 2013 г. // ФСГС России. URL: http://www.gks.ru/bgd/regl/b13_36/Main.htm (дата обращения: 11.07.2015).
17. Шеваков А.Ю. Социальное неравенство, бедность и экономический рост // Общество и экономика. 2005. № 3. С. 5–18.
18. Экономическая активность населения России. 2014 г. // ФСГС России. URL: http://www.gks.ru/bgd/regl/b14_61/Main.htm (дата обращения: 11.07.2015).

19. *Advances on Income Inequality and Concentration Measures* / Edited by G. Betti, A. Lemmi. London – New York: Routledge, 2008. 372 p.
20. *Almas I., Cappelen A.W., Lind J.T., Sorensen E., Tungodden B.* Measuring Unfair (in) Equality // *Journal of Public Economics*. 2011. Vol. 95. No. 7–8. Pp. 488–499. DOI: 10.1016/j.jpubeco.2010.11.002.
21. *Damjanovic T.* Lorenz Dominance for Transformed Income Distributions: A Simple Proof // *Mathematical Social Sciences*. 2005. Vol. 50. No. 2. Pp. 234–237. DOI: 10.1016/j.mathsocsci.2005.04.005.
22. *Handbook of Income Distribution. Volume 1* / Edited by A.B. Atkinson, F. Bourguignon. Elsevier, 2000. 958 p.
23. *Rohde N.* An Alternative Functional form for Estimating the Lorenz Curve // *Economics Letters*. 2009. Vol. 105. No. 1. Pp. 61–63. DOI: 10.1016/j.econlet.2009.05.015.
24. *Sen A.* *On Economic Inequality*. Oxford: Clarendon Press, 1997. 260 p.
25. *Wodon Q., Yitzhaki S.* The Effect of Using Grouped Data on the Estimation of the Gini Income Elasticity // *Economics Letters*. 2003. Vol. 78. No. 2. Pp. 153–159. DOI: 10.1016/S0165-1765(02)00228-8.

EVALUATION OF THE FACTORS OF INTRA-REGIONAL INCOME DIFFERENTIATION OF THE RUSSIAN POPULATION

M.Yu. Malkina

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

The article examines intra-regional income disparities in Russia and estimates its determining factors. As methods of research the author uses absolute and relative deflation, correlation and regression analysis and calculation of elasticity coefficients. According to the results the researcher draws some conclusions. First, on the basis of the analysis by the subjects of the Russian Federation in 2004–2013 the study reveals generally positive (but different by regions) impact of real income and real wages on the rate of intra-regional differentiation of population income (the Gini coefficient). Second, the author identifies five groups of income differentiation factors and estimates their influence on the Gini coefficient and the poverty rate in the regions of the Russian Federation. Third, on the basis of the Russian regions data as of 2013 the researcher builds the regression model of dependence between the Gini coefficient and the real labour productivity, the ratio of wages and profits in GRP, the share of social transfers in the income of the population and the economic structure of the region described by a measure of wages dispersion by aggregate economic activities. The results can be useful in evaluating the effectiveness of different tools of social policy at both regional and national levels.

Keywords: income, population, GRP, Gini coefficient, differentiation, region, Russian Federation.

The study was supported by the Russian Humanitarian Science Foundation, research project No. 15-02-00638 «Relationship between uneven distribution of income and the economic development of the regions of the Russian Federation».

REFERENCES

1. Glazyrina I.P., Klevakina E.A. Economic Growth and Income Inequality in Russian Regions. *ECO – ECO*, 2013, no. 11, pp. 113–128. (In Russian).
2. Gluschenko K.P. Income Inequality in Russian Regions: Comparative Analysis. *Region: Ekonomika i Sotsiologiya – Regional Research of Russia*, 2010, no. 4, pp. 88–119. (In Russian).
3. Zubarevich N., Safronov S. The Inequality of Social and Economic Development of Regions and Cities of Russia of the 2000s: Growth or Decline? *Obshchestvennye Nauki i Sovremennost* [Social Sciences and Modernity], 2013, no. 6, pp. 15–26. (In Russian).
4. Kolmakov I.B. Forecasting of Indicators of Differentiation of Population Incomes. *Problemy Prognozirovaniya – Studies on Russian Economic Development*, 2006, no. 1, pp. 136–163. (In Russian).
5. Kolomak E. A. Interregional Disparities in Russia: Economic and Social Aspects. *Prostranstvennaya Ekonomika = Spatial Economics*, 2010, no. 1, pp. 26–35. (In Russian).
6. Kostyleva L.V., Gulin K.A., Dubinichev R.V. *Socio-Economic Disparities of the Region's Population*. Vologda: Institute of Socio-Economic Development of Territories of RAS, 2009, 148 p. (In Russian).
7. Litvintseva G.P., Stukalenko E.A., Voronkova O.V. Estimating the Inequality of Legal and Latent Incomes with Regard to the Purchasing Power of Ruble in the Russian Regions. *Ekonomika Regiona* [Regional Economy], 2010, no. 4, pp. 7–16. (In Russian).
8. Litvintseva G.P., Stukalenko E.A. Effectiveness of Social Institutions in the Sphere of Governmental Policy of Russian's Population Income with a Regional Factor. *Zhurnal Institucionalnyh Issledovaniy – Journal of Institutional Studies*, 2010, vol. 2, no. 2, pp. 38–54. (In Russian).
9. 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).
10. Melnikov R.M. Interregional Economic Inequality in the Russian Economy: Trends and Prospects. *Regionalnaya Ekonomika: Teoriya i Praktika – Regional Economics: Theory and Practice*, 2007, no. 4, pp. 26–33. (In Russian).
11. Mikheeva N.N. Analysis of Differentiation of Socio-Economic Status of Regions. *Problemy Prognozirovaniya – Studies on Russian Economic Development*, 1999, no. 5, pp. 91–102. (In Russian).
12. Mikheeva N.N. Structural Factors of Regional Dynamics: Measuring and Assessment. *Prostranstvennaya Ekonomika = Spatial Economics*, 2013, no. 1, pp. 11–32. DOI: 10.14530/se.2013.1.011-032. (In Russian).
13. Postnikova Ye.A., Shiltsin Ye.A. Some Fragments of the Latest Trends in Regional Development. *Region: Ekonomika i Sotsiologiya – Regional Research of Russia*, 2009, no. 3, pp. 67–86. (In Russian).
14. *Regions of Russia. Socio-Economic Indicators: Statistical Collection. 2014*. Federal State Statistic Service of Russian Federation. Available at: http://www.gks.ru/bgd/regl/b14_14p/IssWWW.exe/Stg/d01/0415.htm; Available at: http://www.gks.ru/bgd/regl/b14_14p/IssWWW.exe/Stg/d01/0409.htm (accessed 11 July 2015).
15. Suvorov A.V., Sukhorukova G.M., Ivanov V.N., Boldov O.N., Moiseeva T.A. Problems of Factor Analysis of Income Differentiation of the Population. *Problemy Prognozirovaniya – Studies on Russian Economic Development*, 2014, no. 4, pp. 63–83. (In Russian).
16. *Labour and Employment in Russia. 2013*. Federal State Statistic Service of Russian Federation. Available at: http://www.gks.ru/bgd/regl/b13_36/Main.htm (accessed 11 July 2015).

17. Sheviakov A.Yu. Social Inequality, Poverty and Economic Growth. *Obshchestvo i Ekonomika – Society and Economics*, 2005, no. 3, pp. 5–18. (In Russian).
18. *Economic Activity of the Population of Russia. 2014*. Federal State Statistic Service of Russian Federation. Available at: http://www.gks.ru/bgd/regl/b14_61/Main.htm (accessed 11 July 2015).
19. *Advances on Income Inequality and Concentration Measures*. Edited by G. Betti, A. Lemmi. London – New York: Routledge, 2008, 372 p.
20. Almas I., Cappelen A.W., Lind J.T., Sorensen E., Tungodden B. Measuring Unfair (in) Equality. *Journal of Public Economics*, 2011, vol. 95, no. 7–8, pp. 488–499. DOI: 10.1016/j.jpubeco.2010.11.002.
21. Damjanovic T. Lorenz Dominance for Transformed Income Distributions: A Simple Proof. *Mathematical Social Sciences*, 2005, vol. 50, no. 2, pp. 234–237. DOI: 10.1016/j.mathsocsci.2005.04.005.
22. *Handbook of Income Distribution. Volume 1*. Edited by A.B. Atkinson, F. Bourguignon. Elsevier, 2000, 958 p.
23. Rohde N. An Alternative Functional form for Estimating the Lorenz Curve. *Economics Letters*, 2009, vol. 105, no. 1, pp. 61–63. DOI: 10.1016/j.econlet.2009.05.015.
24. Sen A. *On Economic Inequality*. Oxford: Clarendon Press, 1997, 260 p.
25. Wodon Q., Yitzhaki S. The Effect of Using Grouped Data on the Estimation of the Gini Income Elasticity. *Economics Letters*, 2003, vol. 78, no. 2, pp. 153–159. DOI: 10.1016/S0165-1765(02)00228-8.