УДК 330.34+332.1

Регион: экономика и социология, 2018, № 2 (98), с. 83–107

С.В. Казанцев

КОЛИЧЕСТВЕННАЯ ОЦЕНКА НЕРАВЕНСТВА (на примере доходов от оплаты труда в субъектах Российской Федерации)

Статья посвящена исследованию характера и особенностей инструментария количественной оценки неравенства доходов населения. Показано, что результаты, полученные с использованием разных инструментов количественной оценки как самого неравенства, так и динамики его изменения, в общем случае не совпадают. Соответственно, суждения о неравенстве, выносимые на основе результатов использования рассматриваемых инструментов, могут различаться и даже противоречить друг другу. В случае с неравенством доходов населения это дает возможность использовать тот или иной инструментарий для манипулирования общественным сознанием и представления происходящих перемен в выгодном с какой-то точки зрения или для каких-то лиц (групп лиц) свете. Оценка неравенства доходов от оплаты труда в субъектах Российской Федерации на основе данных официальной статистики за 2000–2015 гг. позволила рассчитать динамику изменения предложенного автором показателя неравенства как для всех субъектов РФ, так и для некоторых их групп, определить периоды его роста и снижения.

Ключевые слова: неравенство; методы оценки; доходы населения; субъекты Федерации

НЕРАВЕНСТВО СРАВНИВАЕМЫХ ОБЪЕКТОВ

Неравенство есть одна из характеристик различия, несовпадения объектов, фиксируемая исследователем при их сравнении. Под объектом мы понимаем часть реальности, бытия (реального и идеального),

включая процессы, явления, деятельность живых организмов, результаты этой деятельности и социальные институты. Неравенство сравниваемых объектов проявляется в различии их природы, внутренней структуры, места, роли и значимости в системе более высокого уровня, элементом которой объект является. Одной из характеристик природы объекта выступают единицы его измерения. О внутренней структуре объекта судят по характеру, количеству и соотношению его признаков, по взаимосвязям его элементов. На роль и значимость объекта в системе более высокого уровня указывают его положение по отношению к другим элементам системы, связи с ними и с системой в целом.

Множественность, сложность и многоплановость перечисленных признаков, характеризующих различия объектов, в общем случае делают нахождение количественного показателя неравенства сравниваемых объектов весьма непростой задачей. Поэтому рассмотрим способы расчета такого показателя для относительно простых объектов – статистических выборок[1], задаваемых в виде векторов чисел. Отметим, что представление количественных результатов хозяйственной деятельности экономических субъектов начиная от государств и до отдельных предпринимателей в векторной и матричной формах довольно распространено как в теории, так и в практике.

Для формализованного представления векторов будем использовать, как это общепринято, два символа. Один обозначает вектор, другой фиксирует его элементы: $a = \{a(i)\}$, $i = 1, 2, \ldots m$, где a – вектор; $a(i)$ – его элементы; i – индекс элементов вектора. Например, i – индекс субъектов Российской Федерации; $a(i)$ – денежные доходы населения i-го субъекта Федерации; $a = \{a(i)\}$ – вектор денежных доходов субъектов РФ.

Максимальные и минимальные значения элементов вектора, являясь крайними (предельными) элементами, задают границы оцениваемого объекта (выборки), их разность показывает его протяженность, дисперсия – плотность. Отношение максимальной величины элементов вектора к минимальной является одной из характеристик соотно-

[1] Статистическая выборка – первичный статистический материал, с которым работает исследователь.

шения элементов выборки. Метрика оценивает (характеризует) положение данного объекта относительно других объектов. Во времени значения этих статистик, как и элементов вектора, могут сохраняться, увеличиваться и уменьшаться, а также пульсировать – то возрастая, то сокращаясь. Поскольку как развитие, так и регресс содержат в себе изменение пропорций объекта и его отношений с другими объектами, при изменении выборки, описывающей социально-экономическую систему (в нашем случае – доходы населения в субъектах Российской Федерации), как правило, меняются и показатели неравенства элементов этой выборки.

Обычно неравенство элементов в выборке иллюстрируют и экономико-математически оценивают четырьмя способами[2]. При использовании *первого способа* рассматривают соотношение элементов: находят, во сколько раз (или на сколько процентов) максимальное значение элементов выборки больше минимального. Этим способом оценки можно пользоваться при условии, что, во-первых, минимальное значение не равно нулю и, во-вторых, знаки всех элементов выборки одинаковы (все положительны или отрицательны).

При *втором способе* демонстрации неравенства определяют протяженность вектора: берут разность между наибольшим и наименьшим значениями сравниваемых показателей[3]. В статистике ее называют размахом выборки.

При применении *третьего способа* о неравенстве судят по величине разброса значений сравниваемых выборок. В качестве индикаторов используют статистические показатели вариации данных выборки: дисперсию, среднее квадратическое отклонение, среднее линейное отклонение, коэффициент вариации и др.

Четвертый способ обычно применяют в статистике и социологии для характеристики неравномерности распределения доходов между

[2] Обзор представленных в англоязычной литературе преимущественно эконометрических методов анализа динамики межрегионального неравенства доходов читатель найдет у К.П. Глущенко [1]. Однако К.П. Глущенко не проверил работу ни одного из этих методов на реальной статистике.

[3] Если наибольшее значение выборки положительно, а наименьшее отрицательно, то берут их сумму, а не разность.

группами населения. Это расчет коэффициента Джини[4], который принимают за показатель неравномерности. С его помощью описывают величину отклонения фактического распределения доходов исследуемых групп населения от полностью равномерного распределения доходов. Как и вышеупомянутые показатели, коэффициент Джини не раскрывает всей полноты неравенства[5]. Более того, он оценивает расхождение наблюдаемого и гипотетически-равномерного распределения доходов, а не неравенство величин доходов в выборке.

Бывает, что результаты, полученные по каждому из названных способов оценки неравенства элементов выборок, совпадают. В качестве примера приведем результаты оценки неравенства доходов, задекларированных 29 членами Правительства РФ и 66 сотрудниками Администрации Президента Российской Федерации в 2015 и 2016 гг.[6] (табл. 1, 2). В первом случае все четыре рассматриваемых показателя повысились, во втором – стали меньше.

Однако в общем случае суждения о неравенстве выборок и их элементов, выносимые на основе результатов использования рассматриваемых способов, не обязательно совпадают[7]. Такое несовпадение оценок происходящих изменений нередко встречается в статистике. Например, отношение максимальной ожидаемой продолжительности жизни россиян в субъектах РФ к минимальной в 2000 г. было 1,31,

[4] Коррадо Джини (Corrado Gini, 1884–1965). Коэффициент предложен в 1912 г.

[5] «Коэффициент Джини (и другие показатели степени неравенства) не могут дать в полной мере объективную картину степени неравенства доходов в экономике» [3].

[6] В выборки включены только те члены Правительства РФ и сотрудники Администрации Президента РФ, у которых на сайтах задекларированные доходы показаны как за 2015 г., так и за 2016 г. Лица, вышедшие из состава Правительства РФ и из штата сотрудников Администрации Президента РФ в 2016 г. и вновь пришедшие в 2016 г., не рассматривались.

[7] Несовпадение оценок экономической безопасности субъектов Российской Федерации, вычисляемых с помощью трех методов, используемых в РФ для практических расчетов уровней безопасности, показано в работе: *Казанцев С.В.* Модели расчета показателей защищенности страны и ее регионов // Регион: экономика и социология. – 2017. – № 2 (94). – С. 32–51. Сказанное не означает, что оценки всегда не совпадают, они могут быть и одинаковыми.

Таблица 1

Показатели оценки неравенства задекларированных доходов 29 членов Правительства РФ в 2015–2016 гг.*

Показатель	2015	2016	Изменение
Максимальный доход, млн руб. на 1 чел. в мес.	37,965	48,512	Рост
Минимальный доход, млн руб. на 1 чел. в мес.	0,482	0,469	Снижение
F = максимальный доход / минимальный доход, раз	78,706	100,372	Рост
G = максимальный доход – минимальный доход, млн руб. на 1 чел. в мес.	37,483	48,043	Рост
D = дисперсия значений выборки	52,518	152,129	Рост
Коэффициент Джини	0,603	0,688	Рост

* Рассчитано по данным официального сайта Правительства РФ http://government.ru/.

Таблица 2

Показатели оценки неравенства задекларированных доходов 66 сотрудников Администрации Президента РФ в 2015–2016 гг.*

Показатель	2015	2016	Изменение
Максимальный доход, млн руб. на 1 чел. в мес.	3,061	2,795	Снижение
Минимальный доход, млн руб. на 1 чел. в мес.	0,369	0,366	Снижение
F = максимальный доход / минимальный доход, раз	8,290	7,631	Снижение
G = максимальный доход – минимальный доход, млн руб. на 1 чел. в мес.	2,692	2,429	Снижение
D = дисперсия	450,510	262,582	Снижение
Коэффициент Джини	0,300	0,249	Снижение

* Рассчитано по данным официального сайта Президента РФ http://kremlin.ru/.

а в 2015 г. – 1,27. Следовательно, разрыв в продолжительности жизни населения субъектов Федерации уменьшился. Однако разница между максимальной и минимальной продолжительностью жизни в 2000 г. составляла 16,82 года, а в 2015 г. – 16,92 года, что указывает на увели-

чение различия в сроках продолжительности жизни населения разных субъектов Федерации.

Максимальное число зарегистрированных преступлений в расчете на 100 тыс. чел. населения в 2000 г. было в 9 раз больше минимального, а в 2015 г. – уже в 12,6 раза. Это может указывать на то, что неравенство субъектов Российской Федерации по уровню зарегистрированной преступности стало больше. Но при этом разность между максимальным и минимальным числом зарегистрированных преступлений в 2000 г. оказалась в 1,26 раза больше, чем в 2015 г.: 3570 и 2827 преступлений на 100 тыс. чел. соответственно. А это дает основание заявлять, что неравенство субъектов Федерации по уровню зарегистрированной преступности уменьшилось.

В случае с данными о преступности это стало возможным потому, что максимальный рассматриваемый показатель в 2001–2015 гг. снизился меньше, чем минимальный, – соответственно на 23,4 и 44,3%. В примере с продолжительностью жизни максимальный показатель вырос меньше, чем минимальный (111,2 и 114,4%).

При использовании третьего способа оценки неравенства выборок с помощью, например, показателя дисперсии нельзя выносить суждение только на основе простого сравнения величин дисперсий. В частности, утверждать, что дисперсия 11,27 меньше дисперсии 15,37. Вопрос о неравенстве дисперсий сравниваемых выборок требует специальной статистической проверки гипотезы о равенстве. При этом следует указывать уровень значимости, при котором гипотеза о статистическом равенстве дисперсий принимается или отвергается. Все это хорошо известно в статистической теории проверки гипотез, и нашим студентам приводят пример, в котором дисперсии 11,27 и 15,37 статистически равны при уровне значимости $\alpha = 0{,}05$ (вероятность ошибки составляет 5%)[8]. В англоязычном учебнике для студентов дан пример равенства дисперсий 21,36 и 14,27 с вероятностью ошибки 2% ($\alpha = 0{,}02$) [5].

[8] См.: *Методические* разработки по курсу: «Статистические методы анализа и прогнозирования» / Сост. М.Л. Лукоцкая, Л.А. Сергеева, М.А. Ягольницер; ИЭиОПП СО АН СССР. – Новосибирск: НГУ, 1989.

Таблица 3

Показатели оценки неравенства задекларированных доходов 16 членов Правительства РФ, задекларированные доходы которых уменьшились в 2016 г. по сравнению с 2015 г.*

Показатель	2015	2016	Изменение
Максимальный доход, млн руб. на 1 чел. в мес.	12,061	10,782	Снижение
Минимальный доход, млн руб. на 1 чел. в мес.	0,496	0,469	Снижение
F = максимальный доход / минимальный доход, раз	24,301	22,975	Снижение
G = максимальный доход – минимальный доход, млн руб. на 1 чел. в мес.	11,564	10,313	Снижение
D = дисперсия	9,942	7,094	Статистическое равенство
Коэффициент Джини	0,478	0,486	Рост

* Рассчитано по данным официального сайта Правительства РФ http://government.ru/.

В качестве примеров несовпадения суждений, выносимых на основе каждого из трех рассматриваемых показателей, приведем оценки неравенства размеров задекларированных доходов 16 членов Правительства РФ и 32 сотрудников Администрации Президента РФ, задекларированные доходы которых в 2016 г. были меньше, чем в 2015 г. (табл. 3, 4).

Графически распределение доходов между группами населения изображают с помощью кривой Лоренца[9]. Ее вид подтверждает динамику приведенных в табл. 1 и 2 показателей *F*, *G* и *D*: указывает на увеличение неравенства задекларированных доходов исследуемой

[9] Предложена американским математиком и экономистом Максом Отто Лоренцем (Max Otto Lorenz, 1876–1959) в 1905 г. в качестве показателя неравенства доходов населения («Methods of Measuring the Concentration of Wealth», 1905). Кривая Лоренца, как и коэффициент Джини, характеризует не столько неравенство элементов исследуемой совокупности, сколько их отклонение от гипотетически равномерного распределения.

Таблица 4

Показатели оценки неравенства задекларированных доходов 32 сотрудников Администрации Президента РФ, доходы которых в 2016 г. уменьшились по сравнению с 2015 г.*

Показатель	2015	2016	Изменение
Максимальный доход, млн руб. на 1 чел. в мес.	3,061	2,795	Снижение
Минимальный доход, млн руб. на 1 чел. в мес.	0,426	0,366	Снижение
F = максимальный доход / минимальный доход, раз	7,184	7,631	Рост
G = максимальный доход – минимальный доход, млн руб. на 1 чел. в мес.	2,635	2,429	Снижение
D = дисперсия	743,475	465,361	Статистическое равенство
Коэффициент Джини	0,365	0,332	Снижение

* Рассчитано по данным официального сайта Президента РФ http://kremlin.ru.

выборки членов Правительства РФ в 2016 г. по сравнению в 2015 г. (рис. 1) и на снижение в 2016 г. неравенства задекларированных доходов сотрудников Администрации Президента РФ (рис. 2).

Итак, до тех пор, пока строго не доказано, что направленность изменения рассматриваемых показателей неравенства должна совпадать, нет оснований полагать, что их несовпадение является аномалией,

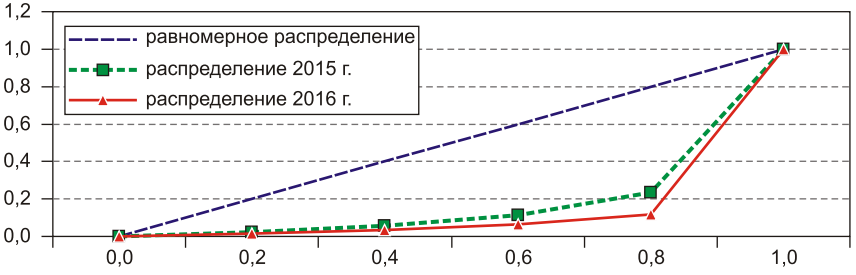

Рис. 1. Кривые Лоренца для распределения задекларированных доходов 29 членов Правительства РФ в 2015–2016 гг.

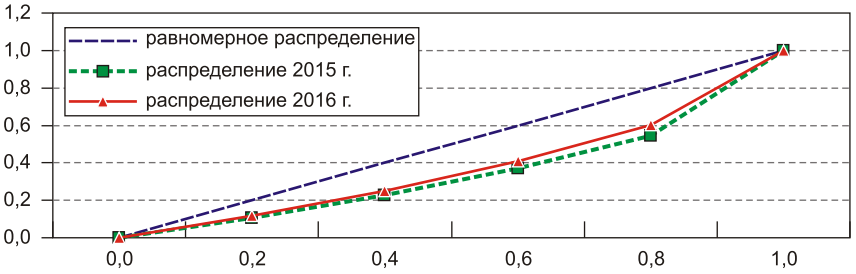

Рис. 2. Кривые Лоренца для распределения задекларированных доходов 66 сотрудников Администрации Президента РФ в 2015–2016 гг.

исключением из общего правила. При этом условия такого совпадения следует определять специально.

В основе несовпадения результатов оценки лежит множественность как объективных, так и субъективно выбираемых сторон, характеристик, внутренних и внешних связей объектов. Каждый статистический показатель отображает одно, в лучшем случае два-три свойства объекта. Кроме того, сами изучаемые объекты меняются во времени. Их качество, структура, внутренние и внешние связи и взаимодействия, закономерности развития и вызывающие их причины не остаются неизменными[10].

Одним из следствий этого является то, что в общем случае на основании разных показателей неравенства можно делать несовпадающие и даже противоположные заключения о динамике неравенства. При этом строгий анализ может показать, что на самом деле оцениваются разные виды (типы, стороны, разновидности) неравенства, например неравенство масштабов (размерностей) объекта (различие предельных значений, несовпадение средних), его отличие от некоторого гипотетического объекта (коэффициент Джини, кривая Лоренца), соотношение элементов (статистики разброса, вариации), неравенство во времени, местоположении, внутренней структуре, внутренних и внешних связях и т.д.

[10] Глубокий и комплексный анализ развития объектов дан в работе [4].

Выбирая в качестве инструмента исследования разные способы оценки неравенства элементов совокупности, можно подавать результаты обработки одних и тех же фактических данных в совершенно противоположном виде. Это дает возможность манипулировать общественным мнением и представлять происходящие перемены в выгодном с какой-то точки зрения или для каких-то лиц (групп лиц) свете.

Естественно возникает вопрос о возможности объединения нескольких (в нашем случае трех из рассмотренных) методов в один инструментарий. На этот вопрос можно ответить положительно, и ниже описан метод оценки неравенства, интегрирующий три подхода. С одной стороны, его можно рассматривать как более общий, с другой – он не снимает проблему несовпадения результатов оценки неравенства разными методами, а напротив, расширяет ее, привнося еще одно возможное несовпадение результатов расчетов. Охватить все рассчитываемые разными методами индикаторы неравенства в одном показателе в принципе невозможно в силу бесконечности свойств объектов. Поэтому не случайно научные результаты стараются получать и подтверждать с помощью нескольких методов и теорий.

ИНТЕГРАЛЬНАЯ ОЦЕНКА НЕРАВЕНСТВА

Пусть имеются две выборки не обязательно одинаковой размерности: $X = \{x(i)\}$ и $Y = \{y(j)\}$. Индекс i принимает значение от 1 до m, индекс j – от 1 до n. Предполагается, что

(а) элементами выборки являются действительные числа;

(б) все элементы каждой выборки имеют одинаковые знаки: все положительны или отрицательны. При этом не требуется равенство знаков элементов разных выборок;

(в) минимальные элементы каждой выборки отличны от нуля ($\min_i \{x(i)\} \neq 0$, $\min_j \{y(j)\} \neq 0$);

(г) все элементы каждой выборки имеют одинаковые единицы измерения (физические, финансовые и т.п.), не обязательно совпадающие с единицами измерения элементов другой выборки, или являются

безразмерными величинами (иначе их суммирование не имеет физического смысла).

Без выполнения первых двух требований невозможно применение первого из обсуждаемых способов оценки неравенства элементов выборок. Невыполнение третьего требования лишает сложение и вычитание элементов физического смысла и тем самым не позволяет применить второй из рассматриваемых способов оценки неравенства. Из сформулированных требований следует, что сумма элементов, средняя арифметическая и величина элемента, имеющего максимальное значение, у каждой выборки не равны нулю: $\text{sum}_i \{x(i)\} \neq 0$, $\text{sum}_j \{y(j)\} \neq 0$; $A(X) \neq 0$; $A(Y) \neq 0$, $\max_i \{x(i)\} \neq 0$, $\max_j \{y(j)\} \neq 0$, где $A(X)$ – средняя арифметическая выборки X и $A(Y)$ – средняя арифметическая выборки Y.

При сравнении неравенства элементов в выборке Y с неравенством элементов в выборке X поступаем следующим образом.

Нормируем все элементы выборок на их среднее арифметическое значение:

$$\bar{x}(i) = x(i) / A(X),\ i = 1, 2, \ldots, m; \quad (1)$$

$$\bar{y}(j) = y(j) / A(Y),\ j = 1, 2, \ldots, n. \quad (2)$$

Из сформулированных выше требований (а) и (б) следует, что все так нормированные величины строго положительны.

Определяем максимальные и минимальные значения нормированных выборок $\bar{X} = \{\bar{x}(i)\}$ и $\bar{Y} = \{\bar{y}(j)\}$:

$$\text{Max}\,(\bar{X}) = \max_i \{\bar{x}(i)\} > 0; \quad (3)$$

$$\text{Min}\,(\bar{X}) = \min_i \{\bar{x}(i)\} > 0; \quad (4)$$

$$\text{Max}\,(\bar{Y}) = \max_j \{\bar{y}(j)\} > 0; \quad (5)$$

$$\text{Min}\,(\bar{Y}) = \min_j \{\bar{y}(j)\} > 0, \quad (6)$$

а также их дисперсии $D(\bar{X})$ и $D(\bar{Y})$.

Отметим, что в качестве максимальной и минимальной величин можно принять и некоторые обобщающие значения выбираемых экспертом наборов элементов выборки. Например, 10% элементов выборки, имеющих наибольшие значения, и 10% наиболее малых по ве-

Таблица 5

Отношение средних арифметических значений разных выборок величин задекларированных в 2016 г. доходов 224 ректоров российских вузов*

Показатель	Доля выделяемых групп лиц в общей численности рассматриваемых ректоров российских вузов, %				
	0,4	5,0	10,0	15,0	20,0
Число лиц в группе, чел.	1	11	22	34	45
A = среднеарифметический доход в первой группе лиц (с наименьшими доходами), тыс. руб. на 1 чел. в мес.	90,8	121,5	147,1	167,8	179,6
B = среднеарифметический доход в пятой группе лиц (с наибольшими доходами), тыс. руб. на 1 чел. в мес.	3175,4	2012,7	1528,8	1305,9	1148,9
Коэффициент дифференциации доходов: *F* = *B*/*A*, раз	35,0	16,6	10,4	7,8	6,4

* Рассчитано по данным Министерства образования и науки РФ (URL: http://минобрнауки.рф/).

Примечание: В данных Министерства образования и науки РФ о задекларированных доходах ректоров (и.о. ректоров, президентов) российских вузов в 2016 г. нет информации о доходах ректоров Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ, НИУ «Высшая школа экономики» и Финансового университета при Правительстве РФ. В 2015 г. по уровню доходов они занимали 2-е, 6-е и 10-е места соответственно.

личине элементов исследуемой совокупности. В случае анализа денежных доходов населения отношение заданного таким образом Max (*X*) к Min (*X*) дает децильный коэффициент (коэффициент фондов). При этом беря из исследуемой выборки разные доли групп ее элементов (5-, 10-, 15-, 20-процентные), можно в разы менять отношения средних показателей самой высокодоходной и самой низкодоходной групп населения. Что опять-таки позволяет исследователю (или другим заинтересованным субъектам) представлять результаты в желаемом им виде. Пример такого расхождения приведен в табл. 5.

После нахождения экстремальных значений устанавливаем расхождение наибольшего и наименьшего значений выборок:

$$G(X) = \text{Max}\,(\overline{X}) - \text{Min}\,(\overline{X}); \quad (7)$$

$$G(Y) = \text{Max}\,(\overline{Y}) - \text{Min}\,(\overline{Y}). \quad (8)$$

Находим отношение максимальных значений к минимальным:

$$F(X) = \text{Max}\,(\overline{X}) / \text{Min}\,(\overline{X}); \quad (9)$$

$$F(Y) = \text{Max}\,(\overline{Y}) / \text{Min}\,(\overline{Y}). \quad (10)$$

После этого вычисляем показатель неравенства V по формулам

$$V(X) = G(X)\ \ F(X)\ \ D(\overline{X}); \quad (11)$$

$$V(Y) = G(Y)\ \ F(Y)\ \ D(\overline{Y}). \quad (12)$$

Параметр $V(h)$, где h – индекс выборки (в выражениях (11)–(12) $h = X, Y$), неотрицателен, при равенстве всех элементов выборки он равен нулю. При росте неравенства значение $V(h)$ увеличивается. Сравнение показателей V разных выборок позволяет судить о величине неравенства их элементов. Если $V(X) > V(Y)$, то неравенство элементов в выборке X больше, чем в выборке Y. Если $V(X) < V(Y)$, то неравенство элементов в выборке X меньше, чем в выборке Y. Если $V(X) = V(Y)$, то неравенство элементов в выборке X такое же, как в выборке Y.

Выше в качестве примеров несовпадения первого и второго из обсуждаемых способов оценки выборок по величине неравенства их элементов были приведены расхождения оценок неравенства показателей ожидаемой продолжительности жизни при рождении в субъектах Российской Федерации в 2000 и 2015 гг., числа зарегистрированных преступлений в расчете на 100 тыс. чел. населения региона[11], а также оценок неравенства задекларированных доходов 32 сотрудников Администрации Президента РФ. Результаты применения к рядам фактических значений этих выборок задаваемой выражениями (1)–(12) техники оценки неравенства приведены в табл. 6 и 7.

Согласно проведенным расчетам неравенство ожидаемой продолжительности жизни в субъектах РФ в 2000 г. было больше, чем в 2015 г. Оценка неравенства числа зарегистрированных преступлений на

[11] Термины «регион» и «субъект Российской Федерации» используются в настоящей статье как синонимы.

Таблица 6

Показатели оценки неравенства региональных различий ожидаемой продолжительности жизни и числа зарегистрированных преступлений в субъектах РФ в 2000 и 2015 гг., долей ед.

Показатель	Ожидаемая продолжительность жизни при рождении		Число зарегистрир. преступлений в расчете на 100 тыс. чел. населения	
	2000	2015	2000	2015
$F(X) = \text{Max}(\bar{X}) / \text{Min}(\bar{X})$	1,305	1,268	9,022	12,399
$G(X) = \text{Max}(\bar{X}) - \text{Min}(\bar{X})$	0,259	0,240	1,753	1,688
$D(X) / 1000$	6,689	6,078	403,060	337,542
$D(\bar{X})$	0,002	0,001	0,097	0,120
$V(X)$	0,005	0,004	1,534	2,518

Таблица 7

Показатели оценки неравенства доходов 32 сотрудников Администрации Президента РФ, задекларированные доходы которых в 2016 г. уменьшились по сравнению с 2015 г., долей ед.

Показатель	2015	2016	Изменение
$F(X) = \text{Max}(\bar{X}) / \text{Min}(\bar{X})$	7,184	7,631	Рост
$G(X) = \text{Max}(\bar{X}) - \text{Min}(\bar{X})$	2,296	2,760	Рост
$D(X) / 1000$	743,475	465,361	Статистическое равенство
$D(\bar{X})$	0,564	0,601	Статистическое равенство
$V(X)$	9,306	12,646	Рост

100 тыс. чел. населения в разных регионах России дала противоположный результат: в 2015 г. неравенство стало больше, чем было в 2000 г.

В обсуждавшемся выше случае с доходами 32 сотрудников Администрации Президента РФ, задекларированные доходы которых в 2016 г. оказались меньше, чем в 2015 г. (см. табл. 1), сделанная оценка указывает на рост неравенства их доходов в 2016 г. по сравнению с 2015 г.: V (2015 г.) = 9,306, V (2016 г.) = 12,646.

Описываемое ниже прикладное использование предложенного метода оценки неравенства элементов некоторых совокупностей ограничено рамками российской статистики за период с 1995 по 2015 г., достоверностью и точностью исследуемых статистических данных.

НЕРАВЕНСТВО ДОХОДОВ ОТ ОПЛАТЫ ТРУДА В СУБЪЕКТАХ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Выполненное исследование показало, что в 2000–2015 гг. как в первую по уровню доходов от оплаты труда в расчете на душу населения, так и в замыкающую десятку субъектов РФ устойчиво входили по семь субъектов (табл. 8)[12]. Доля первых в общей численности населения страны увеличилась с 9,28% в 2000 г. до 10,96% в 2015 г. (в том числе доля Москвы – с 6,91 до 8,55%). Доля второй семерки регионов в численности населения России выросла с 3,91 до 4,33% (главным образом за счет Республики Дагестан: 1,88% в 2000 г. и 2,09% в 2015 г.)[13].

Показатель неравенства размеров доходов от оплаты труда одного жителя в субъектах Федерации (V) в 2001–2003 гг. имел тенденцию к росту, а в 2004–2015 гг. – к снижению (рис. 3).

Среднегодовые темпы роста максимального и минимального по регионам России размера среднедушевых доходов от оплаты труда в рассматриваемый период уменьшались (табл. 9).

При исключении из рассмотрения приведенных в табл. 8 семи субъектов Федерации с наибольшими и семи субъектов с наименьшими доходами от оплаты труда на душу населения уровень неравенства по этому виду доходов оказывается заметно ниже. Величины V, рассчитанные по абсолютным (не нормированным на среднее арифметичес-

[12] Рассматривались 82 субъекта Российской Федерации.

[13] Выяснение причин и факторов неравенства доходов населения не входит в задачи данной статьи. Отметим лишь, что в их числе пространственное размещение разных видов экономической деятельности, имеющих разные уровни оплаты труда, соотношение городского и сельского населения, сформировавшиеся уровни и образ жизни населения разных регионов страны. Исследование вклада разных факторов в межрегиональное неравенство доходов населения Российской Федерации читатель найдет, например, в статье М.Ю. Малкиной [2].

Таблица 8

Субъекты РФ, постоянно входившие в первую и последнюю десятки по уровню доходов от оплаты труда в расчете на душу населения в 2000–2015 гг.*

Субъект РФ	Средняя арифметическая занимаемых мест
Входили в первую десятку по уровню доходов от оплаты труда	
Ямало-Ненецкий АО	1,3
Ненецкий АО	2,2
Чукотский АО	2,9
Ханты-Мансийский АО	3,8
Магаданская обл.	5,1
г. Москва	6,4
Камчатский край	7,4
Входили в последнюю десятку по уровню доходов от оплаты труда	
Республика Северная Осетия – Алания	76,2
Республика Адыгея	77,0
Республика Калмыкия	77,4
Карачаево-Черкесская Республика	78,9
Кабардино-Балкарская Республика	79,8
Республика Дагестан	81,3
Республика Ингушетия	81,4

* Рассчитано по данным статистических сборников «Регионы России. Социально-экономические показатели».

Таблица 9

Среднегодовые темпы роста максимальной и минимальной величины доходов от оплаты труда в субъектах РФ в 2000–2015 гг., %

Величина доходов от оплаты труда	2001–2005	2006–2010	2011–2015
Максимальная	127,6	113,7	108,5
Минимальная	134,2	120,2	111,3

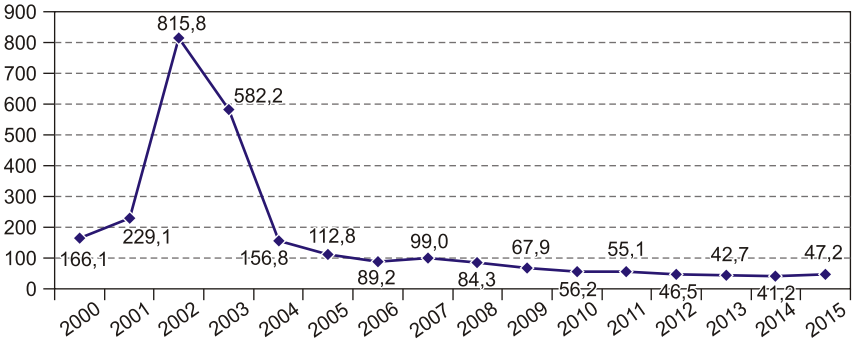

Рис. 3. Динамика показателя неравенства размеров оплаты труда на душу населения $V(X)$ в субъектах РФ в 2000–2015 гг., долей ед.

кое значение) показателям F, G и D за 2000–2015 гг., у полной выборки субъектов Федерации (82 региона, названных выборкой Y) существенно больше, чем у выборки, в которой нет 14 вышеназванных субъектов РФ, т.е. у срединной группы из 68 регионов, образующих выборку $Y1$ (табл. 10). Соответственно, и значения рассчитываемого показателя неравенства V полной выборки больше, чем данного показателя выборки из 68 регионов: $V(Y) > V(Y1)$. При этом графики изменения показателей похожи (рис. 4 и 5).

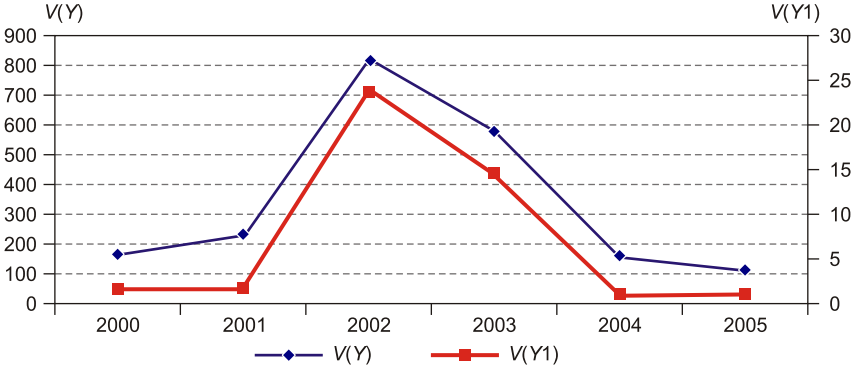

Рис. 4. Изменение показателей неравенства среднедушевых доходов от оплаты труда $V(Y)$ и $V(Y1)$ в субъектах РФ в 2000–2005 гг., долей ед.

Таблица 10

Значения параметров для расчета показателя неравенства объемов среднедушевых доходов от оплаты труда у двух наборов субъектов РФ в 2000–2015 гг.

Год	82 региона (выборка *Y*)			68 регионов (выборка *Y*1)		
	F(*Y*), раз	*G*(*Y*), руб. на 1 чел. в мес.	*D*(*Y*)/1000, доли ед.	*F*(*Y*1), раз	*G*(*Y*1), руб. на 1 чел. в мес.	*D*(*Y*1)/1000, доли ед.
2000	35,0	5172,0	635,7	4,6	1488,9	90,9
2001	43,6	7403,9	1467,2	4,7	2092,8	181,7
2002	173,3	9519,3	2526,6	61,6	3347,8	322,3
2003	122,9	12143,2	4003,6	41,2	4003,9	492,0
2004	32,8	15695,0	6616,0	3,7	3655,0	742,2
2005	27,2	17344,5	9445,3	3,9	4748,5	1151,3
2006	25,2	19487,4	13361,1	4,0	6020,9	1677,3
2007	27,4	26090,4	20611,2	3,9	7413,1	2564,6
2008	26,6	30695,2	29823,0	3,9	9655,1	3976,3
2009	23,7	30302,4	31966,2	4,0	10634,6	4753,6
2010	20,6	32554,7	37584,7	4,1	11788,9	5896,5
2011	20,9	35590,0	44634,3	3,9	12590,6	7220,3
2012	18,9	39639,6	57504,4	3,7	13878,7	9576,7
2013	17,7	43593,8	69275,3	3,6	14893,3	11301,2
2014	17,4	45601,7	79869,7	3,7	16813,7	12974,8
2015	18,1	48585,6	89694,8	4,1	19082,1	14753,4

Примечание: функция *F* – отношение максимального значения исходной выборки к минимальному; функция *G* – разность максимального и минимального значений исходной выборки; *D* – дисперсия исходной выборки.

Полученные результаты дают основание полагать, что высокий уровень неравенства приходящихся на душу населения доходов от оплаты труда в субъектах Российской Федерации в 2000–2015 гг. был обусловлен большим разрывом размеров этого вида доходов у двух

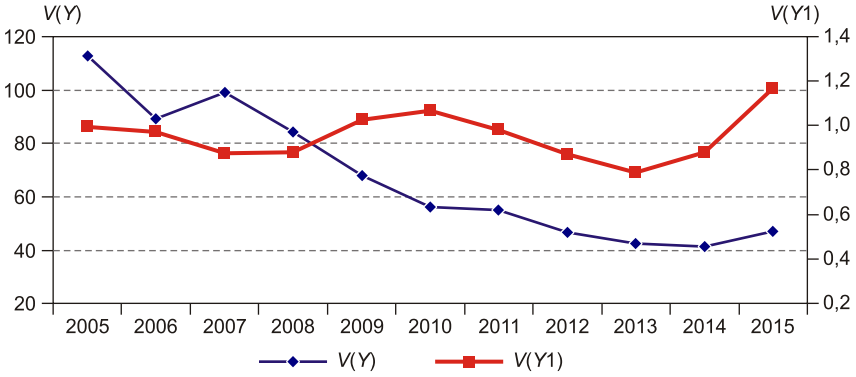

Рис. 5. Изменение показателей неравенства среднедушевых доходов от оплаты труда $V(Y)$ и $V(Y1)$ в субъектах РФ в 2005–2015 гг., долей ед.

групп субъектов РФ (8,5% регионов в каждой) – с наиболее высокими и наиболее низкими доходами. При этом неравенство среднедушевых доходов от оплаты труда в этих группах относительно невелико: в разы меньше, чем в группе находящихся между ними (по уровню доходов от оплаты труда на душу населения) 83% субъектов Федерации (рис. 6).

Картина исследуемого неравенства резко меняется, если оценивать неравенство не в 8,5% субъектов Российской Федерации с наи-

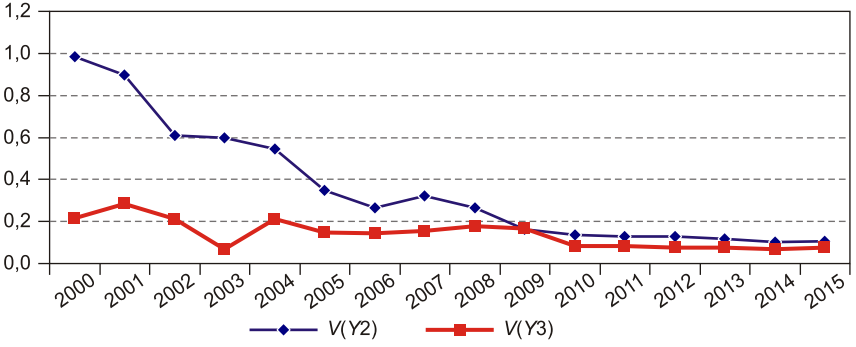

Рис. 6. Изменение показателей неравенства среднедушевых доходов от оплаты труда в семи субъектах РФ с наибольшими размерами доходов от оплаты труда ($V(Y2)$) и в семи – с наименьшими ($V(Y3)$) в 2000–2015 гг., долей ед.

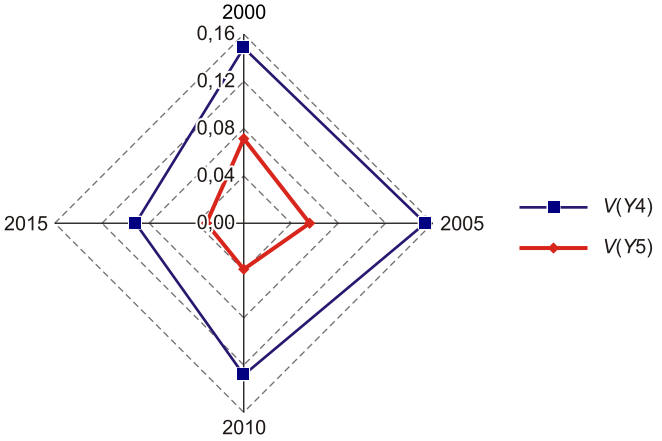

Рис. 7. Соотношение показателей неравенства среднедушевых доходов от оплаты труда в 16 субъектах РФ с наибольшими размерами доходов от оплаты труда ($V(Y4)$) и 16 субъектах – с наименьшими ($V(Y5)$) в 2000, 2005, 2010 и 2015 гг., долей ед.

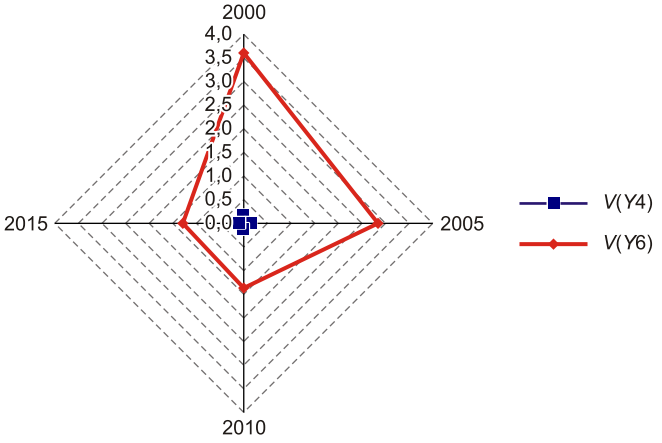

Рис. 8. Соотношение показателей неравенства среднедушевых доходов от оплаты труда в 16 субъектах РФ с наименьшими размерами доходов от оплаты труда ($V(Y5)$) и 50 субъектах средней группы ($V(Y6)$) в 2000, 2005, 2010 и 2015 гг., долей ед.

большими и 8,5% с наименьшими среднедушевыми доходами от оплаты труда, а в 20% субъектов. Наибольшим оказывается неравенство в группе регионов с наибольшими доходами от отплаты труда, за ним – неравенство в группе с наименьшими значениями размеров оплаты труда. В каждой из групп по 16 субъектов Федерации. Занимающая промежуточное между ними положение по размерам оплаты труда группа из 50 субъектов РФ показывает наименьшее неравенство исследуемого вида доходов (рис. 7, 8).

Такое изменение соотношений оценок неравенства элементов выборок и выносимых на их основе суждений при изменении размеров исследуемых групп элементов выборки служит еще одним подкреплением сделанного выше утверждения о том, что задавая разные объемы групп элементов выборки (5-, 10-, 15-, 20-процентные), можно существенно менять выводы о неравенстве доходов в обществе. Это позволяет заинтересованным лицам рисовать желаемую им картину положения дел в обществе.

ИТОГИ ОБСУЖДЕНИЯ

Оценки как результат научной, практической, экспертной деятельности всегда остаются лишь оценками. Они делаются, во-первых, конкретными субъектами с определенными целями; во-вторых, в рамках некоторой философской, научной, социально-культурной парадигмы; в-третьих, с помощью выбранного инструментария (аппарата, метода, модели); в-четвертых, на основе выбранной (доступной) для исследования информации. Эти аспекты не всегда осознаются, проявляются и выражаются отчетливо. По отношению к оцениваемому объекту оценки могут оказаться более конкретными (относящимися к фиксированной стороне – черте, характеристике, особенности, свойству) или более абстрактными (относящимися к объекту в целом, к совокупности его внутренних и внешних связей и отношений). Они могут быть абсолютными, сравнительными, вербальными и количественными. Неодинакова и степень точности оценок, тем более что цели использования оценок в общем случае предъявляют разные требова-

ния к их точности. Поэтому оценок может быть много, в том числе количественных.

Вот и исследование, методика и результаты которого описаны выше, показало, что оценки неравенства некоторых характеристик объектов не обязательно совпадают, хотя их совпадение возможно. Не обязательно совпадают и направления изменения (рост, сокращение, неизменность, колебания, цикличность) показателей неравенства, полученных разными способами расчета. Нахождение условий совпадения направлений изменения показателей неравенства требует специального исследования.

Несовпадение разных оценок, даваемых одному и тому же объекту, обусловлено: а) множественностью свойств объекта, его связей и взаимоотношений; б) субъективностью разума оценивающих субъектов; в) расхождением в целях получения оценок; г) различием в методах оценки и в их точности; д) личностью исследователя.

Существование множества оценок открывает возможность выбора из них наиболее подходящей (подходящих) для достижения преследуемой цели, решения поставленной задачи и одновременно предполагает такой выбор. Разные цели и задачи нахождения оценки как результата можно учесть в процедуре (методе, способе) ее расчета, например путем введения так называемых взвешивающих коэффициентов для участвующих в расчете параметров. Взвешивающие коэффициенты обычно устанавливаются экспертным путем, что усиливает влияние элемента субъективности на итоговый результат.

Получить идеальную, соответствующую истине оценку объекта чрезвычайно сложно и, может быть, вообще невозможно. Поскольку объекты, оценивающие их субъекты, стоящие перед последними цели, доступная информация об объекте и инструментарий его исследования меняются во времени, постольку в общем случае меняются и оценки. Поэтому можно рекомендовать определять показатели и методы оценки (как и исследования в целом) для каждого конкретного объекта с учетом его природы, свойств, особенностей, внутренних и внешних связей и отношений, доступности показателей и существующих методов оценки. Важную роль играет и субъективный фак-

тор – оценивающий субъект и преследуемые им цели. Показатели и методы исследования субъект оценки выбирает в том числе на основе накопленного опыта, полученных знаний, культуры и мировоззрения[14], собственных и заданных ему целей и установок.

С научной точки зрения важно наличие серьезного обоснования использования тех или иных показателей и методов исследования конкретного объекта в конкретных условиях в установленное время с заданными целями. С позиций науки и практики существенно, насколько та или иная оценка оказывается полезной в деятельности (научной, практической) человека. Они и делаются для того, чтобы принести пользу.

Разные методы могут, как показано выше, давать разные, несовпадающие результаты. Поэтому сделанные в статье утверждения и вынесенные суждения о неравенстве денежных доходов относительны и верны, как говорят, с точностью до метода и обрабатываемых с его помощью статистических данных. Сказанное можно отнести не только к результатам и выводам данной статьи.

Статья подготовлена в рамках Комплексной программы фундаментальных исследований СО РАН «Междисциплинарные интеграционные исследования на 2018–2020 гг.» (проект № 22)

Список источников

1. *Глущенко К.П.* Методы анализа межрегионального неравенства по доходам // Регион: экономика и социология. – 2010. – № 1. – С. 54–87.

2. *Малкина М.Ю.* Вклад различных источников в межрегиональное неравенство доходов населения России // Регион: экономика и социология. – 2017. – № 4 (96). – С. 126–150.

3. *ОриентМикс*. Коэффициент Джини, коэффициент Лоренца. – URL: http://pandia.ru/text/80/219/24747.php (дата обращения: 11.12.2017).

4. *Селиванов А.И.* Развитие объектов. Наука управления будущим. – М.: ООО «ТД Алгоритм», 2016. – 848 с.

[14] Важность и значимость мировоззрения, культуры и системы ценностей исследователя на всех уровнях научного познания (эмпирическом, теоретическом, экспертно-аналитическом) раскрыты в работе [4].

5. *Meek G.E., Taylor H.L., Dunnihg K.A., Klafehn K.A.* Business Statistics. – The University of Akron, 1987. – 820 p.

Информация об авторе

Казанцев Сергей Владимирович (Россия, Новосибирск) – доктор экономических наук, главный научный сотрудник. Институт экономики и организации промышленного производства СО РАН (630090, Новосибирск, просп. Акад. Лаврентьева, 17, e-mail: kzn-sv@yandex.ru).

DOI: 10.15372/REG20180204

Region: Economics & Sociology, 2018, No. 2 (98), p. 83–107

S.V. Kazantsev

QUANTIFICATION INEQUALITY (THE CASE OF REMUNERATION INCOME IN THE CONSTITUENT ENTITIES OF THE RUSSIAN FEDERATION)

The article deals with the study of nature and features of the instruments which are most often used to quantify income inequality. It is shown that, in general case, the results obtained when using different tools for quantitative assessment both of inequality and dynamics of its changes do not coincide. Thus, judgments about inequality based on the results of using the studied tools may differ and even contradict each other. In the case of personal income inequality, this allows one to use a particular tool to manipulate public consciousness and to present changes in a beneficial light (from a certain point of view or for some persons / groups of persons). The estimation of wage income inequalities in constituent entities of the Russian Federation based on official statistics for 2000–2015 allowed calculating the dynamics of the measure of inequality, which was proposed by the author, not only for all the subjects of the Russian Federation, but also for some of their groups, and determining periods of this measure growth and decline.

Keywords: inequality; methods of quantification; incomes of population; constituent entities of the Russian Federation

The paper is prepared within the Complex Program for Basic Research of the Siberian Branch of RAS «The Interdisciplinary Integration Studies for 2018–2020», Project No. 22

References

1. *Glushchenko, K.P*. (2010). Metody analiza mezhregionalnogo neravenstva po dokhodam [Methodologies of analyzing inter-regional income inequalities]. Region: ekonomika i sotsiologiya [Region: Economics & Sociology], 1, 54–87.

2. *Malkina, M.Yu*. (2017). Vklad razlichnykh istochnikov v mezhregionalnoe neravenstvo dokhodov naseleniya Rossii [Contribution of various sources to interregional personal income inequality in Russia]. Region: ekonomika i sotsiologiya [Region: Economics & Sociology], 4 (96), 126–150.

3. *OrientMiks*. Koeffitsient Dzhini, koeffitsient Lorentsa [Gini coefficient, Lorentz coefficient]. Available at: http://pandia.ru/text/80/219/24747.php (date of access: 11.12.2017).

4. *Selivanov, A.I*. (2016). Razvitie obyektov. Nauka upravleniya budushchim [Development of Objects. The Science of Management of the Future]. Moscow, OOO «TD Algoritm» Publ., 848.

5. *Meek, G.E., H.L. Taylor, K.A. Dunnihg* & *K.A. Klafehn*. (1987). Business Statistics. The University of Akron, 820.

Information about the author

Kazantsev, Sergey Vladimirovich (Novosibirsk, Russia) – Doctor of Sciences (Economics), Chief Researcher of the Institute of Economics and Industrial Engineering, Siberian Branch of the Russian Academy of Sciences (17, Ac. Lavrentiev av., Novosibirsk, Russia, 630090, e-mail: kzn-sv@yandex.ru).

Рукопись статьи поступила в редколлегию 29.01.2018 г.

Дорогая Земфира Ивановна, поздравляем с Юбилеем!

Коллеги, многочисленные ученики, друзья,
редакционная коллегия журнала поздравляют
Земфиру Ивановну Калугину,
доктора социологических наук, профессора,
главного научного сотрудника
отдела социологических проблем
ИЭОПП СО РАН,
члена редакционной коллегии журнала
«Регион: экономика и социология»,
с юбилейным Днем рождения
и желают ей крепкого здоровья и творческого долголетия!