

УДК 336.02

**Использование экономико-статистических методов для определения равномерности распределения фонда оплаты труда через системы заработной платы****Ахметова И.А.**

Кандидат экономических наук,  
доцент кафедры управления человеческими ресурсами  
Казанского (Приволжского) федерального университета

**Шихалёв А.М.**

Кандидат экономических наук,  
доцент кафедры экономико-математического моделирования  
Казанского (Приволжского) федерального университета

**Сингатуллин Р.Р.**

Магистрант по программе  
«Экономика и управление организацией»  
Казанского (Приволжского) федерального университета

**Шарипова Г.А.**

Магистрант по программе  
«Экономика и управление организацией»  
Казанского (Приволжского) федерального университета

*В статье на примере трудового коллектива НГДУ «Альметьевнефть» рассматривается дифференциация доходов методом расчета коэффициента Джини, децильного коэффициента доходности и дополнительных статистических характеристик. Найдены фактические значения коэффициентов и оценены их значения по отношению к Республике Татарстан, а также установлены параметры связи обоих коэффициентов. Выработаны рекомендации для руководителей предприятия по управлению степенью неравномерности доходов работников в целях повышения как их социально-экономического статуса, так и повышения рентабельности производства в целом.*

*Ключевые слова: доходы населения, дифференциация доходов, неравенство, коэффициент Джини, децильный коэффициент доходности, варибельность, асимметрия распределения, управление.*

Социальное неравенство является сложным общественным явлением, которое не может быть сведено только к таким, ограниченным по объему исследуемым понятиям, как коэффициент Джини и децильный коэффициент доходности (ДКД) [1, с. 24]. Иллюстрацией тому может послужить обзорная статья [2, с. 240-244], которая наиболее широко известные измерители неравенства доходов населения дополняет такими, как коэффициент фондов, реальные денежные доходы населения, реальная начисленная заработная плата и размеры пенсий, а также коэффициент Робин Гуда, модельно показывающий, какую долю общих доходов страны следует перераспределить для достижения равенства доходов.

Поскольку множество показателей неравномерности доходов характеризуют отдельные стороны одного и того же явления, они непосредственно не сводятся друг к другу и без проведения дополнительного анализа не выявляют причинно-следственные связи в явном виде, несмотря на то, что могут свидетельствовать о наличии социально-экономической (и политической) напряженности в обществе.

Таким образом, поляризация денежных доходов населения является актуальной задачей, когда в качестве объекта исследования выступают отдельные хозяйствующие субъекты, население регионов и страна в целом. При этом такие отдельные коэффициенты, как коэффициент Джини и ДКД, при оценке неравномерности доходов по-прежнему остаются наиболее популярными в статистической практике.

Однако, оценивая степень неравномерности распределения фондов оплаты труда на примере персонала НГДУ «Альметьевнефть» наиболее популярными статистическими процедурами, считаем необходимым дополнить их сопутствующими статистическими характеристиками, позволяющими провести наиболее полную интерпретацию полученных результатов.

**Постановка задачи и метод решения.** Для оценки распределение уровня зарплат через системы заработной платы в НГДУ «Альметьевнефть»

необходимо создать исходную статистическую совокупность  $Y = \{y_j\}, j = 1, N$ , элементы которой  $y_j$  выражены в виде размера ежемесячной заработной платы (тыс. руб.). Для анализа необходимо и достаточно преобразовать исходную статистическую совокупность, содержащуюся в аналитических и отчетных формах предприятия, в более компактную форму – новую совокупность  $X = \{x_i\}, i = 1, n - с «n»$  элементами, причем такую, чтобы соблюдалось условие  $n \ll N$ . Такое отображение будет иметь вид:

$$\tau : Y \rightarrow X, \tag{1}$$

в котором, совокупность  $X$  является вариационным рядом как способом группировки элементов исходной статистической совокупности  $Y$ , в которой элементы совокупности распределяется по количественному признаку (уровню заработной платы).

Поскольку уровень заработной платы выражается вещественными числами, для построения интервального вариационного ряда необходимо оценить размах выборки, рассчитать приблизительное число интервалов, определить величину шага, сформировать интервалы и сосчитать число элементов исходной статистической совокупности, попавших в тот или иной интервал, то есть построить вариационный ряд.

Однако, преобразование исходной информации может быть упрощено, если элементам исходной совокупности  $Y$  присваивать признаки принадлежности сотрудников предприятия к четырем категориям (видам) трудовой деятельности: служащие, рабочие, специалисты и руководители с их упорядоченными по возрастанию известными интервалами уровней ежемесячной заработной платы. Тогда после подсчета элементов совокупности, принадлежащей той или иной категории работников, можно получить интервальный вариационный ряд с переменным шагом (число строк  $n = 4$ ) при реализации операции (1), как это представлено в графах 1-5 таблицы 1.

Вариационный ряд как статистическая совокупность  $X$ , в отличие от исходной совокупности  $Y$ , позволяет исследователю получить структуру данных, для чего необходимо найти, кроме среднего взве-

Таблица 1

**Распределение работников предприятия по уровню заработной платы НГДУ «Альметьевнефть» за 2015 г.\***

i	Категории работников	Средне-месячный доход, тыс. руб.	Численность работников		Середина интервала $x_i^{cp}$ , тыс. руб.	Суммарный доход, $x_i^{cp} f_p$ , тыс. руб.	Накопленная частота $p_p$ , %	Доля сумм. дохода $s_p$ , %	Накопленная частота $q_p$ , %
			$f_p$ , чел.	$w_p$ , %					
1	Служащие	10-20	60	6,93	15,0	900,0	60	3,18	3,18
2	Рабочие	21-34	643	73,90	27,5	17682,5	703	61,08	64,26
3	Специалисты	35-36	80	9,24	35,5	2840	783	9,90	74,16
4	Руководители	37-134	87	9,93	85,5	7438,5	870	25,84	100,00
Итого:		–	870	100,00	–	28891,0	–	100,0	–

\*Данные в таблице получены путем группировки показателей по труду и заработной плате в годовом отчете НГДУ «Альметьевнефть» за 2015 г.

шенного значения, наиболее часто встречающийся элемент исходной совокупности (моду) и значение, которое делит исходную совокупность  $Y$  на две равные части (медиану).

В отличие от случаев, когда варианты встречаются одинаковое число раз, и в качестве средней величины рассчитывается механическое (арифметическое) среднее, вследствие того, что варианты полученного ряда встречаются в таблице 1 неодинаковое число раз, вычисляют среднее взвешенное:

$$X_{cp}^{63} = \frac{(\sum_{i=1}^m X_i^{cp} \times f_i)}{(\sum_{i=1}^m f_i)} \quad (2)$$

где,  $m$  – число единиц исследуемой статистической совокупности;  $i$  – текущая переменная.

Произведя вычисления по формуле (2), получим:

$$X_{cp}^{63} = \frac{28861}{870} = 33,17 \text{ (тыс. руб.)}$$

Для нахождения структурных средних – моды  $M_o$  и медианы  $M_e$  НГДУ «Альметьевнефть» необходимо найти модальный интервал, на котором значение частоты новой статистической совокупности  $X$  максимально (см. графы 3, 4 табл. 1). Следовательно, модальная частота  $f_m = f_2$  и модальный интервал имеет номер  $i = 2$ .

Значение моды может быть оценено аналитически и/или графо-аналитически с приемлемой практической точностью. Воспользуемся аналитическим методом [1, с. 23]:

$$M_o = X_m^u + h \frac{f_m - f_{m-1}}{(f_m - f_{m-1}) + (f_m - f_{m+1})} \quad (3)$$

Согласно выражению (3), при модальном интервале с номером 2 с учетом данных таблицы 3 (начало интервала  $X_m^u = 20$  тыс. руб., шаг  $h = 14$  тыс. руб.; модальная частота  $f_m = 643$  чел., предыдущая по отношению к модальной частота  $f_{m-1} = 60$  чел., последующая  $-f_{m+1} = 80$  чел.) получим:

$$M_o = 21 + 13 \frac{643 - 60}{(643 - 60) + (643 - 80)} = 27,61 \text{ (тыс. руб.)}$$

Следовательно, наиболее часто встречающийся уровень заработной платы в целом по НГДУ «Альметьевнефть» объективно равен 27,61 тыс. руб. От среднего взвешенного значения в 33,17 тыс. руб. значение моды отличается приблизительно на 20 %; или на пятую часть, что, возможно, свидетельствует о заметной несимметричности распределения исходной информации, что уже само по себе может косвенно свидетельствовать о достаточно выраженной неравномерности распределения заработной платы между сотрудниками НГДУ «Альметьевнефть». Для более подробного анализа структуры исследуемых данных по размерам заработной платы произведем вычисление еще одной структурной средней – медианы, делящей исследуемую совокупность строго пополам:

$$M_e = X_m^u + h \frac{\sum f_i / 2 - P_{m-1}}{f_m} \quad (4)$$

где  $X_m^u$  – начало модального интервала вариационного ряда (табл. 1);  $\sum f_i / 2$  – половина от суммарной частоты;  $P_{m-1}$  – накопленная частота, предшествующая модальному интервалу;  $f_m$  – модальная частота.

Тогда, согласно формуле (4), получим:

$$M_e = 21 + 13[(870/2 - 60) / 643] = 21 + 13 \times 0,58 = 28,58 \text{ (тыс. руб.)} \quad (4)$$

что, в свою очередь, означает, что половина работников получает заработную плату менее 28,58 тыс. руб., а вторая половина – больше данной суммы. Теперь убедимся в степени симметричности распределения элементов исходной статистической совокупности  $Y$ , что можно оценить по известному нестрогому неравенству:

$$|M_o - x_{cp}^{63}| \leq 3 \times |M_e - x_{cp}^{63}|, \quad (5)$$

Левая часть нестрогого неравенства (5), равная 5,56 млн. руб., меньше его правой части, равной 13,77 млн. руб. Неравенство (5) выполняется и объективно свидетельствует об умеренно симметричном распределении.

При этом заметим, что значение середины модального интервала  $21 + 13/2 = 27,5$  (тыс. руб.) хотя и близка к обоим значениям структурных средних –  $M_o = 27,61$  тыс. руб.;  $M_e = 28,58$  тыс. руб., что, в свою очередь, заметно отличается от средневзвешенного по всей исследуемой выборке  $x_{cp}^{63} = 33,17$  тыс. руб. приблизительно на 20 % и 16 % соответственно. Вместе с тем и средняя заработная плата рабочих отличается от средневзвешенной по всем рассматриваемым категориям работников на 21 %, что также существенно.

Следовательно, распределение работников НГДУ «Альметьевнефть» по уровню заработной платы является умеренно асимметричным; при  $M_o < x_{cp}^{63}$  вариационный ряд имеет правостороннюю асимметрию.

С другой стороны, поскольку значения моды и среднего взвешенного значения различаются на пятую часть, чтобы понять его природу, необходимо оценить полученную разницу с других позиций – с позиций коэффициента вариации  $v$  (6) как отношения среднего квадратического отклонения (7)  $\sigma$  – корня квадратного из дисперсии  $D$  к среднему значению исследуемой статистической совокупности ( $x_{cp}^{63}$ ). Если значение  $v$  не превышает 0,30 или 30 % [1], вариация считается умеренной (в иных источниках – 0,33 и 33 % – соответственно), если превышает, – повышенной, что и оценим, произведя вычисления по формуле (6):

$$v = (\sigma / x_{cp}^{63}), \quad (6)$$

$$\sigma = (D)^{1/2}. \quad (7)$$

При числе вариантов исследуемой статистической совокупности в виде вариационного ряда

(см. табл. 1), где число вариантов  $m = 4$  и текущей переменной  $i$  можно записать выражения для дисперсии  $D$  и среднего взвешенного  $x_{cp}^6$ :

$$D = \frac{\sum_{i=1}^m (x_i^{cp} - x_{cp}^6)^2 \times f_i}{\sum_{i=1}^m f_i} \quad (8)$$

Тогда, вычислив значение выражения (8) с целью получения результатов вычисления по (7), по формуле (6) получим искомый коэффициент вариации:

$$D = [(15 - 33,17)^2 \times 60 + (27,5 - 33,17)^2 \times 643 + (35,5 - 33,17)^2 \times 80 + (85,5 - 33,17)^2 \times 87] / 870 = 64739,32 / 870 = 74,41 \text{ (тыс. руб.}^2\text{)},$$

$$\sigma = (74,41)^{1/2} = 8,63 \text{ (тыс. руб.)},$$

$$v = (8,63 / 33,17) \times 100 \% = 26,0 \%$$

При сравнении полученного значения коэффициента вариации  $v = 26 \%$  и сравнении его с известным пороговым значением в  $30 \%$ , нетрудно прийти к умозаключению об умеренном характере вариации исследуемого процесса.

Следовательно, степень вариабельности исходных элементов в первичной статистической совокупности является допустимой, хотя и близкой к пороговому значению  $30 \%$ . Следовательно, имеет место все-таки заметная неравномерность распределения элементов исследуемой совокупности относительно среднего значения в уровне доходов по категориям (видам) работников НГДУ. Скорее всего данное обстоятельство является следствием множества причин социально-экономического характера (соответствующие требования к рабочим и управленцам, меры их ответственности за конечный продукт, участия в организации производства и управления им и ряда других), следствием чего и является установленная степень неравномерности распределения ежемесячных денежных доходов.

Вместе с тем представляется целесообразным продолжение анализа степени неравномерности доходов работников предприятия еще и со стороны известных средств измерения степени неравномерности доходов с позиции кривой Лоренца ( $L$ ) и коэффициента Джини ( $G$ ). Для этого необходимо несколько преобразовать исходные данные таблицы 1, дополнив ее графами 9 и 10 так, чтобы информация о категориях работников сопровождалась бы двумя

частотными рядами, отражающими суть рассматриваемого вопроса. Очевидно, что в качестве такой информации можно использовать среднемесячную заработную плату и суммарный ежемесячный денежный доход исследуемых категорий работников. Тогда таблица 1 в интересующем нас плане примет вид таблицы 2.

Таким образом, столбцы 6 и 7 таблицы 2 являются исходными для построения кривой Лоренца ( $L$ ) и вычисления коэффициента Джини ( $G$ ).

$$G = \sum_{i=1}^{m-1} p_i \times q_{i+1} - \sum_{i=1}^{m-1} p_{i+1} \times q_i \quad (9)$$

Тогда по формуле (9) коэффициент Джини, также объективно фиксирующий уровень неравномерности распределения ежемесячных доходов работников, получит значение:

$$G = [(6,93 \times 64,38 + 80,83 \times 74,22 + 90,07 \times 100,00) - (80,83 \times 3,12 + 90,07 \times 64,38 + 100,00 \times 74,22)] / 10000 = 0,198 \approx 0,20.$$

То есть значение коэффициента Джини – небольшое, что хорошо иллюстрируется кривой Лоренца, построенной в координатах  $(p, q)$ , так как площадь, образованная ей и линией равномерного распределения, невелика. В частности, подобное значение коэффициента Джини ежегодно рассчитывается Госкомстатом РФ и РТ для промышленности Татарстана и республики в целом, которое в начале 2000-х гг. не превышало значения  $0,3$ , когда дифференциация населения по доходам как в Республике Татарстан, так и для Российской Федерации была значительно ниже, чем в настоящее время. Так, согласно [2], для Республики Татарстан  $G_{2004} \approx 0,40$ ;  $G_{2012} \approx 0,42$ ;  $ДКД_{2004} \approx 14$ ;  $ДКД_{2011} \approx 17$ . Сравнительная динамика свидетельствует о возрастании неравенства по распределению доходов в РТ, как по Российской Федерации в целом. Как видно из приведенных соотношений, значения коэффициентов Джини и ДКД положительно коррелируют друг с другом, характеризуя при этом, как уже отмечалось, все-таки разные стороны исследуемого явления.

Тогда составим более полное представление о дифференциации доходов с позиции еще и ДКД, когда сравниваются доходы  $10 \%$  наиболее обеспеченных групп населения с доходами  $10 \%$  наименее

Таблица 2

Таблица для накопленных частот

Категории работников	Ср. мес. з/пл., тыс. руб.	Частота з/пл. $f, \%$	Сумм. доход категор., тыс. руб.	Сумм. доход категор., $\%$	Накопл. частота з/п-ты., $p, \%$	Накопл. частота дохода, $q, \%$
Служащие	15,0	6,93	900,0	3,12	6,93	3,12
Рабочие	27,5	73,90	17682,5	61,26	80,83	64,38
Специалисты	35,5	9,24	2840,0	9,84	90,07	74,22
Руководители	85,5	9,93	7438,5	25,78	100,00	100,00
Итого:	–	100,00	28861,0	100,00	–	–

обеспеченного населения. Отметим только, что с конца 2000-х гг. по настоящее время ДКД для РФ последовательно возрастал с официальных 11,5 до 17,5 в настоящее время [4, с. 1]. Для справки: считается, если ДКД превышает показатель, равный 10-ти, то на исследуемом объекте (предприятии, регионе, государстве) объективно возрастает социальная напряженность. В данном случае значение ДКД, согласно данным таблицы 1, можно оценить лишь приближенно. Действительно, число 9,93 % весьма близко к 10 %, и доход этой группы работников («Руководители») равен 7438,5 тыс. руб. Однако категория «Служащие» занимают в доходах лишь 6,93 % с групповым доходом в 900 тыс. руб. Чтобы значение ДКД «с избытком» (знаменатель выражения для ДКД будет минимальным в нашем примере) достаточно подсчитать соотношение 7438,5 тыс. руб. / 900 тыс. руб. = 8,3 (раз), что меньше порогового значения, равного 10. Что, в общем, хорошо согласуется с умеренным значением коэффициента Джини, рассчитанном нами для НГДУ «Альметьевнефть», равном приблизительно 0,20, что меньше среднего значения по Республике Татарстан даже на 2012 г. ( $G_{2012} \approx 0,42$ ).

Иначе говоря, неравенство при распределении заработной платы на исследуемом объекте при проведении комплексного анализа явления возможной неравномерности распределения доходов его работников свидетельствует об отсутствии социальной напряженности на предприятии по этой причине.

Понятно, что по содержанию коэффициенты Джини и ДКД для одних и тех же объектов отражают по времени сходную динамику, но оценивают разные стороны такого явления, как неравенство в распределении доходов, их сходные черты могут быть выявлены в некотором обобщающем показателе, например, показателе, оценивающему направление и тесноту связи между ними. В качестве такого показателя может выступить коэффициент корреляции, рассчитанный по данным за 2008-2012 гг. по РТ, приведенным в [2, с. 241]. Поскольку закон распределения обоих коэффициентов не исследовался вследствие малого объема исходных статистических совокупностей как рядов динамики за указанный период, расчет коэффициента парной ранговой корреляции с учетом групп связанных рангов [3, с. 24] равен 0,75, что, с одной стороны, указывает на их положительную связь (если возрастает один из них, то возрастает и другой), с другой – на тесноту связи, которая по известной шкале Чеддока оценивается как весьма существенная.

**Обсуждение результатов.** Иначе говоря, если однозначный расчет коэффициента ДКД сопряжен с определенными трудностями содержательного характера, особенно для статистических совокупностей ограниченного размера, то расчет коэффициента Джини осуществляется много проще. А по-

скольку между ним и ДКД выявлена положительная существенная связь, полученное значение коэффициента Джини может служить достаточным рабочим инструментом для оценки состояния степени неравенства распределения доходов в рамках одного предприятия, но и для организации направленного воздействия (управления) им со стороны администрации предприятия.

Так, если рассчитанное значение коэффициента  $G$  по данным таблицы 2 и формуле (9) для трудового коллектива НГДУ «Альметьевнефть» на 2015 г. составило 0,20, а в среднем по Татарстану в 2013 г. было в районе 0,44 [2, с. 241], то проведя ряд модельных расчетов, изменяя данные таблицы 2 для разных категорий работников и рассчитав новые значения  $G_{\text{Альм.нефть}}$ , необходимо обеспечить выполнение неравенства:

$$G_{\text{Альм.нефть}}^{2015} < G_{\text{Альм.нефть}} < G_{\text{РТ} 2013} \quad (10)$$

Тогда процесс реализации функционала управлением степенью неравномерности доходов данного предприятия (10) сводится к организации итерационной процедуры расчета  $G_{\text{Альм.нефть}}$ , сравнение его со средним по РТ. При этом, чем неравенство (10) будет продолжать выглядеть достаточно убедительным по сравнению с начальным (домодельным) значением  $G_{\text{расч.} 2015} = 0,20$ , тем следует успешнее считать новую модель.

Например, если исходное значение  $G = 0,20$ , а  $G_{\text{РТ} 2013} = 0,44$ , то увеличение неравенства, скажем, до 0,30-0,35 будет, с одной стороны, следствием сложившимся традициям на предприятии (степень неравномерности распределения доходов между разными категориями работников по сравнению с РТ), с другой – стимулировать работников всех категорий к повышению квалификации и повышению действующих тарифов по заработной плате сотрудников. Ожидаемое при этом частичное снижение рентабельности по законам экономической теории о стимулировании труда может быть восстановлено с положительным трендом уже в ближайшее время.

#### Литература:

1. Громько Г.Л. Общая теория статистики: Практикум. – М.: ИНФРА-М, 1999. – 139 с.
2. Посталюк М.П. Динамика и тенденции дифференциации населения по уровню доходности в России (на примере Татарстана) // Экономические проблемы регионов и отраслевых комплексов. – URL: [http://www.m-economy.ru/articles\\_pdf/51/PSE\\_51\\_240.pdf](http://www.m-economy.ru/articles_pdf/51/PSE_51_240.pdf)

3. Шихалёв А.М. Корреляционный анализ. Непараметрические методы. – URL: [http://libweb.kpfu.ru/ebooks/72-IEF/72\\_200\\_001010.pdf](http://libweb.kpfu.ru/ebooks/72-IEF/72_200_001010.pdf).
4. Комплексный информационно-аналитический доклад. – URL: [http://tatstat.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat\\_ts/tatstat/resources/31aea98044231e23b124f520d5236cbc/i040041r.pdf](http://tatstat.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_ts/tatstat/resources/31aea98044231e23b124f520d5236cbc/i040041r.pdf).

## Using Statistical Methods for Specification of Equitability of Payroll Fund by Pay System

*I.A. Akhmetova, A.M. Shikhalev, R.R. Singatullin, G.A. Sharipova  
Kazan (Volga Region) Federal University*

*The paper dwells upon income spread as exemplified by workforce of Oil-and-Gas Production Department “Almetievneft” measured by Gini ratio, decile net profit margin and additional statistical characteristics. Actual values of coefficients have been found out, their values have been assessed with regard to the Republic of Tatarstan and the parameters of correlation between both coefficients have been laid down. The authors have developed the recommendations on controlling the degree of income inequality of personnel aimed at their social and economic mainstreaming and production cost-effectiveness in general.*

*Key words: population income, income inequality, inequality, Gini ratio, decile net profit margin, variability, skewness of distribution, management.*

