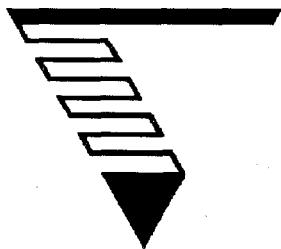


РОССИЙСКАЯ АКАДЕМИЯ НАУК  
Вологодский научно-координационный центр ЦЭМИ РАН



**ДИФФЕРЕНЦИАЦИЯ ДОХОДОВ  
НАСЕЛЕНИЯ ВОЛОГОДСКОЙ ОБЛАСТИ: 1995-1998 гг.**

Препринт # WP/98/04

Вологда  
1998

**Прокофьев А.Е.** Дифференциация доходов населения Вологодской области : 1995-1998 гг.  
/ Препринт # WP/98/04 – Вологда : ВНКЦ ЦЭМИ РАН, 1998.

В работе описываются две методики расчета показателей распределения населения по уровню доходов – стандартная и альтернативная. Приводятся результаты расчетов показателей, характеризующих дифференциацию населения Вологодской области по размеру среднедушевого денежного дохода в 1995-1998 гг. Численные результаты, полученные в рамках обеих методик, свидетельствуют о гораздо более глубоком расслоении населения области по уровню дохода по сравнению с официальными данными.

**Prokofiev A.E.** Income differentiation of the Vologda region population in 1995-1998  
/ Working Paper # WP/98/04 - Vologda.: VSCC CEMI Russian Academy of Sciences, 1998.

Two techniques for calculations the parameters of the population income distribution - standard and alternative are described in this working paper. Numerical estimation for the parameters describing income differentiation of the Vologda region population in 1995-1998 are made. The experimental data obtained by using both techniques testify to a much more deep income stratification of the region population in comparison with official data.

**Рецензент : к.э.н. М.Ф.Сычев**

Редактор : Т.А.Табунова

© Вологодский Научно-Координационный Центр Центрального Экономико-Математического Института, 1998 г.

© Прокофьев А.Е.

## **1. Введение.**

В современной теории экономического анализа денежные доходы домашних хозяйств играют едва ли не ключевую роль. Хорошо известна модель кругооборота доходов [1]. Согласно этой модели количество продаваемых фирмами товаров равно количеству покупаемых населением товаров, которое зависит от доходов домашних хозяйств, а размер доходов, в свою очередь, зависит от того, сколько фирмы производят и продают. Важным следствием модели кругооборота является *прямая зависимость объемов производства* от величины доходов населения. Другим важным аспектом, имеющим в макроэкономической теории свое объяснение, является то, что от величины доходов домашних хозяйств прямо зависит *инвестиционная активность* [1]. Именно уровень денежных доходов и их распределение фактически предопределяет многие процессы в социальной сфере [2]. Исторический опыт показывает, что высокая дифференциация населения по уровню среднедушевых денежных доходов может являться причиной *социальной нестабильности* в обществе и даже социальных взрывов. Таким образом, анализ статистики денежных доходов домашних хозяйств является важной и актуальной задачей, не случайно привлекающей внимание многих исследователей-экономистов [3-6].

## **2. Методика расчета показателей распределения и дифференциации по уровню доходов населения.**

### **2.1. Методика построения ряда распределения населения по размеру среднедушевого денежного дохода.**

Для расчетов используются данные бюджетных обследований, получаемые органами государственной статистики. Так, например, для Вологодской области в 1998 г. бюджетные обследования проводятся на выборке из 550 зафиксированных домашних хозяйств. При отборе домашних хозяйств руководствуются прежде всего требованиями обеспечения *репрезентативности* выборки. Другими словами, выборка должна быть представительной и включать в себя все категории населения области. Кроме того, должны быть соблюдены пропорции между городским и сельским населением, пропорции по численному составу семей и т.д.

На первом этапе обработки данных бюджетных обследований местными органами государственной статистики делаются группировки респондентов по уровню среднедушевых денежных доходов без привлечения каких-либо математических методов. Результаты публикуются в специализированных статистических бюллетенях “Денежные доходы и расходы в домашних хозяйствах Вологодской области”. На втором этапе, используя данные **выборочных** наблюдений, производится расчет распределения **всего населения** Вологодской области (генеральной совокупности) по уровню среднедушевых денежных доходов. Данные о распределении всего населения по уровню среднедушевых денежных доходов публикуются в докладах “Социально-экономическое положение Вологодской области”. Расчеты производятся по следующим формулам [7]:

$$F(U) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^U e^{-\frac{t^2}{2}} dt \quad ; \quad 2.1$$

$$U = \frac{\ln(X) - \ln\mu_0}{\sigma_{\ln x}} \quad ; \quad \ln X_0 = \frac{\sum_{i=1}^N \ln(X_i)}{N} \quad ; \quad 2.2-2.3$$

$$\sigma_{\ln x} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N [\ln(X_i)]^2 - N \cdot (\ln X_0)^2}{N}} \quad ; \quad \ln\mu_0 = \ln(\mu) - \frac{1}{2}(\sigma_{\ln x})^2, \quad 2.4-2.5$$

где:

$X_i$  – среднемесячный доход  $i$ -ого члена выборочного обследования за отчетный период,

$N$  – среднемесячная численность обследуемых за отчетный период,

$\mu$  – среднедушевой доход по генеральной совокупности в среднем за месяц отчетного периода.

Таким образом, процедура построения ряда распределения основывается на расчете частот, соответствующих заданным интервальным значениям среднедушевых денежных доходов и *закону логнормального распределения*. Здесь необходимо сделать очень важное замечание. Мы принимаем как непреложный факт утверждение о том, что распределение населения по доходам подчиняется логнормальному закону. Это однозначно следует из огромного количества эмпирических данных и справедливо для

многих стран. В принципе существуют различные критерии ( $\chi^2$ ,  $D_N$ -критерий Колмогорова-Смирнова) для оценки соответствия между эмпирическим и теоретическим распределениями. В данной работе мы даже не будем делать проверку гипотез в этом плане. Чтобы проявилась бимодальность распределения всего населения (либо какие-то подобные эффекты), распределение части населения должно иметь экзотическую форму. Например, анализ данных о распределении населения по доходу в капиталистических странах показывает, что высокодоходные слои распределены, скорее всего, по гиперболическому закону [4]. Смесь логнормального и гиперболического распределений, в которой основной удельный вес имеет логнормальное распределение, будет, очевидно, тяготеть также к логнормальной форме.

Итак, не смотря на то, что бюджетными обследованиями, как правило, не охвачены беднейшие и богатейшие слои населения (по понятным причинам), имеется возможность восстановить картину распределения всего населения по уровню доходов, зная, что оно подчиняется логнормальному закону:

$$p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma x}} e^{-\frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad 2.6$$

где:

$p(x)$  — плотность вероятности,

$x$  — среднедушевой доход,

$\mu$  — математическое ожидание логарифма среднедушевого дохода,

$\sigma^2$  — дисперсия нормального распределения населения по логарифмам дохода.

## 2.2. Методика расчета показателей дифференциации населения по уровню доходов.

Важнейшими показателями дифференциации населения по уровню доходов являются *коэффициент концентрации доходов (индекс Джини)* и *коэффициент фондов*.

Индекс Джини рассчитывается на основе кривой Лоренца, представляющей собой кумулятивное распределение численности населения и соответствующих этой численности доходов. Если бы доходы распределялись равномерно, т.е. 10%

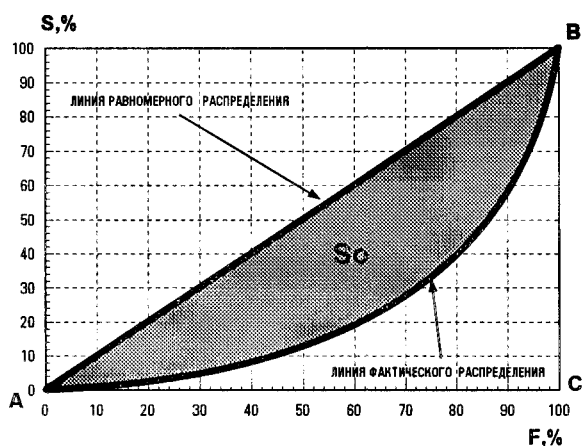


Рис.1. Кривая Лоренца

получателей имели бы десятую часть доходов, 50% - половину и т.д., то распределение имело бы вид линии равномерного распределения (диагонали квадрата со сторонами от 0% до 100%). Неравномерное распределение характеризуется кривой Лоренца (линией фактического распределения), отстоящей от прямой тем дальше, чем больше дифференциация. Графическое изображение кривой Лоренца представлено на рис.1. Индекс Джини  $K_L$  рассчитывается с использованием следующей формулы:

$$K_L = \frac{S_0}{S_{ABC}}, \quad 2.7$$

где  $S_0$  – площадь заштрихованной области на рис. 1,

$S_{ABC}$  – площадь треугольника ABC на рис. 1.

Коэффициент фондов измеряет соотношение между средними доходами беднейших и богатейших групп населения и рассчитывается по формуле:

$$K_F = \frac{S_{10}}{S_1}, \quad 2.8$$

где  $S_{10}$  – суммарный доход 10% населения с самыми высокими доходами,

$S_1$  – суммарный доход 10% населения с самыми низкими доходами.

### 3. Экспериментальные результаты.

#### 3.1. Расчет параметров распределения населения Вологодской области по размеру среднедушевого денежного дохода в 1995-1998 гг. по стандартной методике.

На первом этапе был проведен расчет параметров распределения населения Вологодской области по размеру среднедушевого денежного дохода в 1995-1998 г. согласно официальной методике Госкомстата. Естественно, что это делалось не для того, чтобы проверить правильность расчетов в органах государственной статистики.

Проведение таких расчетов диктовалось необходимостью получения численных оценок параметров распределений, требующихся для расчетов по альтернативной методике.

Исходными данными для расчетов являлись результаты обследования бюджетов домашних хозяйств Вологодской области в 1995-1998 гг.. Если бы в нашем распоряжении были первичные данные о среднемесячном доходе  $i$ -ого члена выборочного обследования (компоненты вектора  $X$  для  $i=1, \dots, N$  в формулах 2.1-2.5), то расчет можно было бы производить *прямо* по формулам (2.1-2.5). Однако такого рода данные являются информацией "для служебного пользования". Выходная информация о доходах домашних хозяйств, подлежащая открытому опубликованию, приводится в виде следующих группировок.

Таблица 1.

Распределение членов обследуемых семей по размеру среднедушевого денежного дохода в 1995 г.  
(официальные данные Вологдаблкомстата [ 8-11 ] )

1995 г.		1996 г.		1997 г.		1998 г. (1-ое полугодие)	
Среднедушевой денежный доход (тыс. руб. в месяц)	% (к общему числу членов обследуемых семей)	Среднедушевой денежный доход (тыс. руб. в месяц)	% (к общему числу членов обследуемых семей)	Среднедушевой денежный доход (тыс. руб. в месяц)	% (к общему числу членов обследуемых семей)	Среднедушевой денежный доход (тыс. руб. в месяц)	% (к общему числу членов обследуемых семей)
I	II	I	II	I	II	I	II
до 100	2.4	до 200	21.8	до 150	2.3	до 150	2.8
100-150	11.7	200-250	8.0	150-300	11.5	150-300	13.1
150-200	15.6	250-300	9.0	300-450	15.8	300-450	16.3
200-250	15.2	300-350	9.4	450-600	13.5	450-600	13.4
250-300	13.1	350-400	7.6	600-750	11.0	600-750	11.3
300-350	7.9	400-450	6.4	750-900	8.1	750-900	7.7
350-400	7.0	450-500	5.4	900-1050	6.5	900-1050	8.7
400-450	6.3	500-600	8.0	1050-1200	5.1	1050-1200	4.9
450-500	3.1	600-700	6.5	1200-1350	2.7	1200-1350	7.0
500-600	9.2	700-800	4.3	1350-1500	4.8	1350-1500	2.8
600-700	2.7	800-900	3.3	1500-1650	4.5	1500-1650	3.0
700-800	2.7	900-1000	2.6	1650-1800	4.8	1650-1800	2.5
800-900	1.4	1000-1200	2.7	1800-1950	2.3	1800-1950	1.0
900-1000	1.2	1200-1400	1.9	1950-2100	1.3	1950-2100	0.9
свыше 1000	0.5	1400-1600	1.1	2100-2250	1.0	2100-2250	1.1
		1600-1800	0.6	2250-2400	0.6	2250-2400	0.4
		1800-2000	0.4	2400-2550	0.8	2400-2550	1.5
		свыше 2000	1.0	2550-2700	0.4	2550-2700	0.0
				2700-3900	0.9	2700-3900	0.8
				свыше 3900	2.1	свыше 3900	0.8

Тем не менее, наличие исходных данных и в таком виде позволяет произвести расчет параметров распределения по уровню дохода в генеральной совокупности. В этом случае приходится прибегать к решению двухпараметрической оптимизационной задачи. На первом шаге величины среднедушевого денежного дохода в генеральной совокупности  $\mu$  и дисперсии  $\sigma$  (параметры оптимизации) задаются случайным образом. Программными средствами формируется очень длинная последовательность\* (имитация генеральной совокупности) случайных чисел, распределенных по логнормальному закону при заданных  $\mu$  и  $\sigma$ . Рассчитываются величины аналогичные столбцу II таблицы 1. Находится сумма квадратов отклонений этих величин от фактических. Методом градиентного спуска находят такие значения  $\mu$  и  $\sigma$ , при которых эта сумма отклонений минимальна. На рис. 2 и в таблице 2 приведены полученные нами расчетные данные, характеризующие распределение населения Вологодской области по уровню среднедушевого денежного дохода в генеральной совокупности, а также коэффициенты дифференциации доходов.

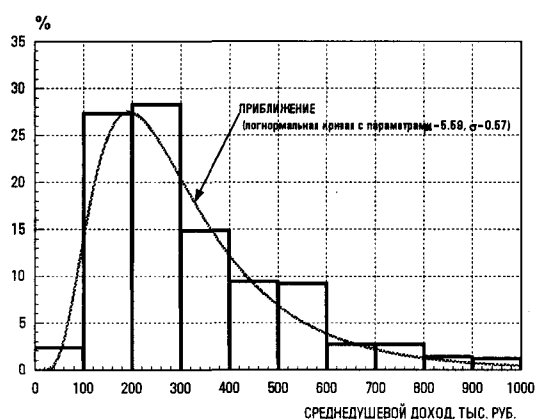


Рис.2. Распределение доходов обследуемых домашних хозяйств в 1995 г. и их выравнивание по логнормальному закону для генеральной совокупности

1995		Таблица 2.	
<b>Параметры логнормального распределения</b>			
Математическое ожидание	$\mu = 5.59$		
Дисперсия	$\sigma = 0.57$		
<b>Характеристики распределения</b>			
Среднедушевой доход, тыс. руб.	$X_0 = 268$		
Модальный доход, тыс. руб.	$M_0 = 193$		
Медианный доход, тыс. руб.	$M_e = 316$		
<b>Коэффициенты дифференциации доходов</b>			
Коэффициент фондов	$K_F = 7.5$		
Индекс Джини	$K_L = 0.313$		

\* предварительные численные эксперименты показали, что для того, чтобы гистограмма такой последовательности случайных величин отличалась от гистограммы теоретического логнормального распределения менее, чем на 0.01%, достаточно ограничиться генерацией последовательности из 1500000 чисел. Такой подход обладает чрезвычайной простотой программной реализации и удобствами при расчетах  $K_F$  и  $K_L$ .



Как уже отмечалось выше, местными органами государственной статистики ежегодно публикуются данные о распределении всего населения Вологодской области по уровню среднедушевых денежных доходов на основании расчетов по спущенным из Центра методикам. Согласно этим данным в 1995 доходы десяти процентов наиболее богатых граждан превосходили доходы десяти процентов наименее бедных в 7.7 раза (коэффициент фондов-  $K_F=7.7$ ), а коэффициент концентрации доходов составил  $K_L=0.312$  [12]. Как следует из таблицы 2, результаты наших расчетов для  $K_F$  и  $K_L$  практически совпадают с официальными данными. Собственно говоря, другого было трудно ожидать, поскольку расчеты проводились по одной и той же методике. Данный результат представляется нам важным, он указывает на отсутствие принципиальных ошибок в разработанном нами программном обеспечении.

Далее были проведены аналогичные расчеты по данным бюджетных обследований за 1996 г., 1997 г. и первое полугодие 1998 г. На этом этапе обнаружилось расхождение между результатами наших расчетов и официальными данными [13-15]. При совпадении общих тенденций изменения  $K_F$  и  $K_L$  (дифференциация населения по уровню дохода углубляется, распределение доходов становится все более неравномерным) в расчетах и официальных данных, последние дают меньшие значения  $K_F$  и  $K_L$ . Из этого следует, что начиная с 1996 г., методика Госкомстата для обработки данных бюджетных обследований изменилась. В результате корректировки методики картина распределения населения по уровню среднедушевых денежных доходов стала представляться в более радужном свете. Основные результаты, иллюстрирующие сказанное, приводятся ниже.

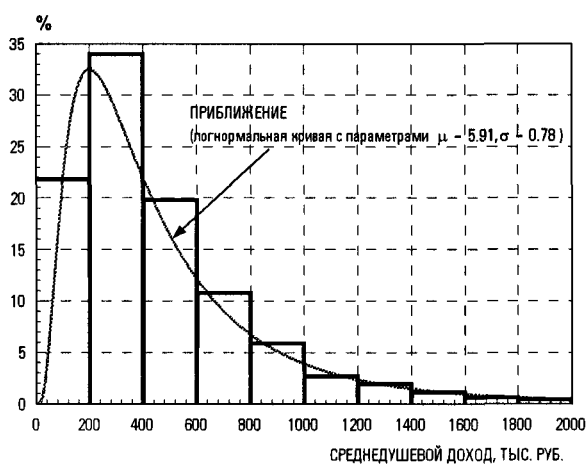


Рис. 3. Распределение доходов обследуемых домашних хозяйств в 1996 г. и их выравнивание по логнормальному закону для генеральной совокупности

1996		Таблица 3	
<b>Параметры логнормального распределения</b>			
Математическое ожидание	$\mu = 5.91$		
Дисперсия	$\sigma = 0.78$		
<b>Характеристики распределения</b>			
Среднедушевой доход, тыс. руб.	$X_0 = 369$		
Модальный доход, тыс. руб.	$M_0 = 201$		
Медианный доход, тыс. руб.	$M_e = 500$		
<b>Коэффициенты дифференциации доходов</b>			
Коэффициент фондов	$K_F = 15.6$		
Индекс Джини	$K_L = 0.416$		

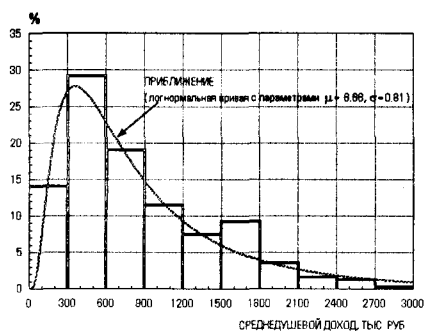


Рис. 4. Распределение доходов обследуемых домашних хозяйств в 1997 г. и их выравнивание по логнормальному закону для генеральной совокупности

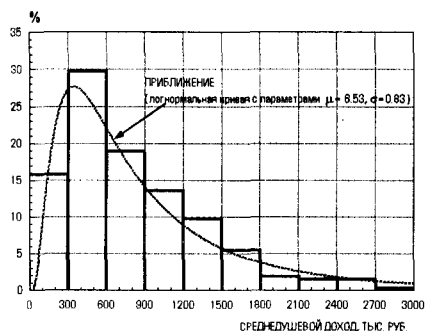


Рис.5. Распределение доходов обследуемых домашних хозяйств в первом полугодии 1998 г. и их выравнивание по логнормальному закону для генеральной совокупности

1997 г. Таблица 4

<b>Параметры логнормального распределения</b>	
Математическое ожидание	$\mu = 6.55$
Дисперсия	$\sigma = 0.81$
<b>Характеристики распределения</b>	
Среднедушевой доход, тыс.руб.	$X_0 = 699$
Модальный доход, тыс.руб.	$M_0 = 363$
Медианный доход, тыс. руб.	$M_e = 971$
<b>Коэффициенты дифференциации доходов</b>	

1998 г.(1-ое полугодие) Таблица 4

<b>Параметры логнормального распределения</b>	
Математическое ожидание	$\mu = 6.53$
Дисперсия	$\sigma = 0.83$
<b>Характеристики распределения</b>	
Среднедушевой доход, тыс.руб.	$X_0 = 685$
Модальный доход, тыс.руб.	$M_0 = 344$
Медианный доход, тыс. руб.	$M_e = 967$
<b>Коэффициенты дифференциации доходов</b>	

Таблица 6.

Сопоставление расчетных значений показателей дифференциации доходов населения (стандартная методика) с официальными данными

Коэффициент фондов $K_F$		
	официально*	расчет
1995 г.	7.7	7.5
1996 г.	8.3	15.6
1997 г.	10.2	17.6
1998 г.	11.4	18.8
Индекс Джини $K_L$		
	официально*	расчет
1995 г.	0.312	0.313
1996 г.	0.323	0.416
1997 г.	0.353	0.431
1998 г.	0.369	0.440

\* по данным [12-15]

При совпадении общих тенденций изменения  $K_F$  и  $K_L$  (дифференциация населения по уровню дохода углубляется, распределение доходов становится все более неравномерным) в расчетах и официальных данных, последние дают меньшие значения коэффициентов дифференциации. Так, например, согласно официальным данным в 1996 г. доходы десяти процентов наиболее богатых граждан Вологодской области превышали доходы десяти процентов наименее богатых граждан в 8,3 раза. Согласно нашим расчетам в рамках стандартной методики это превышение составляло 15,6 раза. В целом по России в 1996 г. это показатель составлял 13,0 (по официальным данным).

### 3.2. Расчет параметров распределения населения Вологодской области по размеру среднедушевого денежного дохода в 1995-1998 гг. в рамках альтернативной методики.

Идея *альтернативной* методики принадлежит авторам работы [4]. Мы будем следовать ей с небольшими изменениями. Основная посылка альтернативной методики расчета параметров распределения населения по доходу заключается в следующем. *Выборочные обследования бюджетов домохозяйств, не позволяя правильно определить средний уровень доходов населения, правильно определяют модальный уровень дохода, т.е. дохода, где плотность распределения достигает максимума.*

Расчеты осуществляются в два этапа. На первом этапе производится выравнивание распределения населения по доходу по данным статистики домохозяйств. При этом используется логнормальная кривая, плотность распределения которой выражается формулой (2.6). Процедура построения теоретической кривой, как уже отмечалось выше, сводится к подбору таких параметров  $\mu$  и  $\sigma$ , которые обеспечивают минимум суммы квадратов отклонений ее от эмпирического ряда распределения. После этого находится величина модального (наиболее часто встречающегося) дохода -  $Mo$ . В нашем случае эти расчеты уже сделаны, их результаты приведены в разделе 3.1.

На втором этапе производится восстановление кривой распределения для генеральной совокупности на основе величины  $Mo$  и величины среднедушевого дохода из баланса денежных доходов и расходов населения -  $\mu_{\beta}$ . На наш взгляд это очень важный логический переход. Остановимся на этом подробнее.

Итак, для искомого распределения параметр  $\sigma$  рассчитывается на основе  $Mo$ , найденного по данным бюджетных обследований, и величины  $\mu_{\beta}$ , взятой из баланса денежных доходов и расходов, с помощью формулы:

$$\sigma = \sqrt{\mu_{\beta} - \ln(Mo)} \quad 3.1$$

Формула (3.1) вытекает из известного соотношения связывающего моду, среднее и дисперсию в логнормальном распределении:  $\ln(Mo) = \mu - \sigma^2$ . Определение среднего дохода исходя из баланса денежных доходов и расходов сложившихся на территории области за год – ключевая посылка данной методики. Существует ряд макроэкономических показателей, свидетельствующих о суммарных расходах населения за какой-либо период - розничный товарооборот, платные услуги населению и другие. Если не-

которые средства в денежном исчислении были израсходованы в этот период, значит у населения имелись соответствующие доходы, позволяющие профинансировать эти расходы. Другими словами, между доходами и расходами населения должен существовать определенный баланс. В таблице 7 приведены официальные данные, показывающие величину среднедушевых денежных доходов по балансу доходов и расходов для Вологодской области за 1995-1998 гг. [12-15].

Таблица 7.

Среднедушевой месячный доход*, тыс.руб. (по балансу доходов и расходов в действующих ценах)	
1995 г.	464.0
1996 г.	679.7
1997 г.	854.8
1998 г. (I полугодие)	802.7**
* официальные данные [12-15]	
** без учета денонминации	

Таблица 8.

Параметры логнормального распределения в рамках альтернативной методики			
	Mo, тыс.руб.	$\mu_B$	$\sigma$
1995 г.	193	$\ln(464.0) = 6.14$	0.94
1996 г.	201	$\ln(679.7) = 6.52$	1.10
1997 г.	363	$\ln(854.8) = 6.75$	0.93
1998 г. (½)	344	$\ln(802.7) = 6.69$	0.92

В таблице 8 приведены параметры распределения для генеральной совокупности, полученные на основе величин среднедушевого дохода из баланса денежных доходов и расходов населения и модального дохода, определенного по данным бюджетных обследований. На основании найденных логнормальных распределений были получены основные показатели, характеризующие дифференциацию населения Вологодской области по уровню доходов в 1995 - 1998 гг.. Итоговые результаты приведены в таблице 9.

Таблица 9.

**Показатели дифференциации населения Вологодской области по уровню доходов**

	Коэффициент фондов $K_F$ (отношение суммарного дохода 10% -ой группы населения с наиболее высокими доходами к суммарному доходу 10 %-ой группы с наиболее низкими доходами)			Индекс Джини $K_L$ (коэффициент неравномерности распределения доходов) 0 - абсолютное равенство в распределении доходов; 1 - абсолютное неравенство		
	Официально*	Расчет по стандартной методике	Расчет по альтернативной методике	Официально*	Расчет по стандартной методике	Расчет по альтернативной методике
1995 г.	7.7	7.5	28.0	0.312	0.313	0.491
1996 г.	8.3	15.6	49.4	0.323	0.416	0.557
1997 г.	10.2	17.8	26.9	0.353	0.431	0.486
(½)1998 г.	11.4	18.8	25.8	0.369	0.440	0.481

\* по данным [12-15]

Приведенные результаты наших расчетов в рамках альтернативной методики существенно противоречат официальным данным. Так, например, в 1995 г. доходы 10%-ой группы населения с наибольшими доходами превышали доходы 10%-ой группы населения с наименьшими доходами не в 7.7 раза, а в 28 раз\*. В 1996 г. это отношение было уже 49.4! Столь глубокая дифференциация по доходам и крайняя неравномерность распределения доходов свидетельствуют о *чрезвычайно сильном расслоении* населения области на бедных и богатых. Для сравнения отметим, что в США за последнее десятилетие коэффициент фондов колебался от 8 до 10. Исторический опыт некоторых стран (правда без поправок на российский менталитет) свидетельствует, что когда  $K_F > 20$  там происходили серьезные социальные потрясения. Сгладить имущественное расслоения населения призвана проводимая правительством политика социальной поддержки малообеспеченных слоев. Насколько она в настоящее время эффективна и справедлива, можно судить по тому, как распределяются дотации и льготы среди различных слоев населения (таблица 10).

Таблица 10. Распределение дотаций и льгот за I квартал 1998 г.  
(по официальным данным Вологдаоблкомстата [16])

в процентах

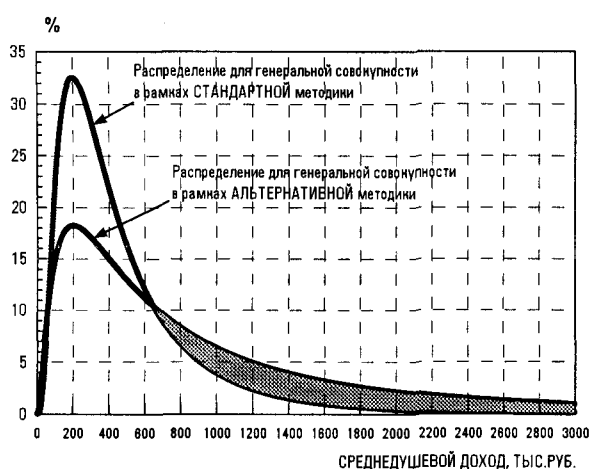
10-процентные группы обследуемого населения	Дотации и льготы					
	на питание	на оплату транспортных расходов	на оплату жилья	на оплату отдыха	подарки от предприятий, фондов	другое
1-ая группа (с наименьшими располагаемыми ресурсами)	4.0	2.2	1.9	0.0	0.0	6.7
.....						
9-ая группа	0.0	22.9	24.5	0.0	0.0	0.0
10-ая группа (с наибольшими располагаемыми ресурсами)	0.0	4.9	5.0	69.5	46.1	68.9

Как следует из приведенных официальных данных, в настоящее время дотации и льготы не доходят до малообеспеченных слоев населения, а оседают у населения из 9-ой и 10-ой групп (с наибольшими доходами).

\* В целом по России, согласно [4], коэффициент фондов составлял в 1995 г.  $K_F=26$ , в 1996 г. –  $K_F=62$  (альтернативная методика).

Обратимся вновь к итоговым данным в таблице 9. Обращает на себя внимание такой факт. Согласно официальным данным и расчетам по стандартной методике в 1995-1998 гг. показатели  $K_F$  и  $K_L$  неуклонно растут, что свидетельствует об углублении процессов дифференциации населения по доходам. Однако в рамках альтернативной методики показатели  $K_F$  и  $K_L$  достигают максимального значения в 1996 г., а в 1997-1998 гг. уменьшаются (при этом однако более чем в два раза превышают официальные данные). Этому могут быть даны следующие объяснения.

С математической точки зрения большие значения  $K_F$  при расчетах по альтернативной методике по сравнению со стандартной методикой объясняются растягиванием распределения по доходам из-за большей дисперсии. Модальный доход зафиксирован, среднедушевой доход назначается из баланса доходов и расходов, а распределение



**Рис.6.** Распределение населения по доходам в 1996 г. в рамках стандартной и альтернативной методики.

должно оставаться логнормальным – в результате оно растягивается, как показано на рис.6. При этом визуализируются доходы населения, скрытые от бюджетных обследований (заштрихованная зона на рис. 6). Мы не считаем, что при проведении бюджетных обследований репрезентативность выборки так сильно нарушается, что из нее выпадает достаточно широкий слой населения, имеющий высокие доходы. Скорее всего, это *скрытые* или *теневые* доходы граждан, о которых они предпочитают не сообщать официально. Если это так, то согласно результатам таблицы 9 (заштрихованный столбец), 1996 г. год был наиболее благоприятным для получения теневых доходов. Затем ситуация изменилась, и получать теневые доходы стало все труднее -  $K_F$  и  $K_L$  стали уменьшаться.

#### 4. Выводы.

Основные выводы проведенного исследования сводятся к следующему.

1. *Официальная статистика занижает показатели дифференциации населения области по уровню доходов.*
2. *Расслоение населения области по уровню доходов достигло опасных размеров, грозящих социальным взрывом.*
3. *Существующее распределение дотаций и льгот не соответствует правилам социальной справедливости.*

## Литература.

1. Фишер С., Дорнбуш Р., Шмалензи Р. Экономика: пер. с англ. со 2-го изд. – М.: «Дело ЛТД», 1993.
2. Тихомиров Н.П., Райцин В.Я., Гаврилец Ю.Н., Спиридонов Ю.Д. Моделирование социальных процессов. - М.: Изд-во Рос. экон. академии, 1993.
3. Айвазян С.А. Модель формирования распределения населения России по величине среднедушевого дохода // Экономика и математические методы.- 1997.- №4.
4. Суворов А.В., Ульянова Е.А. Денежные доходы населения России : 1992-1996 гг.// Вопросы прогнозирования.- 1997.- №6.
5. Фаерман Е.Ю., Терентьев А.М., Васильева И.А., Козырев В.В. Дифференциация доходов, сбережений, непроедственного потребления в переходном периоде // Препринт # WP /97/035 – М.: ЦЭМИ РАН, 1997.
6. Волкова Г., Мигранова Л., Римашевская Н. Вопросы методики оценки дифференциации доходов населения // Вопросы статистики.- 1997.- №2.
7. Методические положения по статистике. Вып.1, Госкомстат России.- М., 1996 г.
8. Денежные доходы и расходы в домашних хозяйствах Вологодской области в 1995 г. - Вологда: Вологдаоблкомстат,1996.
9. Денежные доходы и расходы в домашних хозяйствах Вологодской области в 1996 г. - Вологда: Вологдаоблкомстат,1997.
10. Денежные доходы и расходы в домашних хозяйствах Вологодской области в 1997 г. - Вологда: Вологдаоблкомстат,1998.
11. Денежные доходы и расходы в домашних хозяйствах Вологодской области за II квартал 1998 г. - Вологда: Вологдаоблкомстат,1998.
12. Социально-экономическое положение Вологодской области в 1995 г. Доклад.- Вологда: Вологдаоблкомстат,1996.
13. Социально-экономическое положение Вологодской области в 1996 г. Доклад.- Вологда: Вологдаоблкомстат,1997.
14. Социально-экономическое положение Вологодской области в 1997 г. Доклад.- Вологда: Вологдаоблкомстат,1998.
15. Социально-экономическое положение Вологодской области в январе-июне 1998 г. Доклад.- Вологда: Вологдаоблкомстат,1998.
16. Характеристика получателей социальных трансфертов и размеры социальной помощи в Вологодской области за I кв.1998 г. - Вологда: Вологдаоблкомстат,1998.

## **Об авторах**

**Прокофьев Анатолий Евгеньевич** – кандидат физико-математических наук, старший научный сотрудник Вологодского научно-координационного центра Центрального экономико-математического института РАН.

## **About the authors**

**Prokofiev Anatoliy Evgenievich** – Doctor of Philosophy, senior research scientist, Russian Academy of Sciences Central Economics and Mathematics Institute, Vologda affiliate.