

## ПРОБЛЕМЫ АНАЛИЗА ДИФФЕРЕНЦИАЦИИ ДОХОДОВ И ПОСТРОЕНИЯ ДИФФЕРЕНЦИРОВАННОГО БАЛАНСА ДЕНЕЖНЫХ ДОХОДОВ И РАСХОДОВ НАСЕЛЕНИЯ

*В статье дан анализ динамики показателей дифференциации доходов населения России в 1994-1998 гг. Приведены методика построения распределения населения по доходу с использованием макроэкономических данных и показателей выборочных обследований и результаты расчетов для 1995-1998 гг. Представлены также оценки структуры доходов в разрезе 10-процентных групп населения.*

Анализ дифференциации доходов и потребления – важнейшее направление исследований проблем уровня жизни. В России оно приобрело существенное значение в конце 60-х – начале 70-х годов. К этому моменту были обеспечены базовые потребности населения в продуктах питания и одежде, и дальнейший рост благосостояния населения был уже сопряжен с явными различиями структур потребления у групп населения с различным уровнем доходов. Соответственно были разработаны и инструменты анализа и планирования, прежде всего, модели распределения населения по доходу и дифференцированного баланса доходов и расходов населения. Можно отметить в этой связи, что вопросам дифференциации доходов и потребления в долгосрочной перспективе уделялось значительное внимание в ходе работ по Комплексной программе НТП СССР и в рамках раздела «Социальные проблемы, повышение народного благосостояния и развития культуры», и в рамках раздела «Основные проблемы развития народного хозяйства», разработкой которых в качестве головной организации являлся Институт народнохозяйственного прогнозирования РАН (в то время – Институт экономики и прогнозирования научно-технического прогресса АН СССР).

Другой вопрос, что получаемые в ходе подобных исследований выводы и предложения по направлениям перспективной социальной политики либо мало использовались, либо игнорировались в процессе разработки планов социально-экономического развития, что также внесло свой вклад в развитие кризисных процессов конца 80-х годов.

Радикальные социально-экономические перемены 90-х годов привели не просто к резкому падению средних показателей уровня жизни населения, но к исключительно сильной поляризации общества. Поэтому анализ дифференциации доходов и потребления, поиск путей снижения ее до социально приемлемого уровня – важнейшие условия разработки эффективной социальной политики. В то же время произошедшие изменения статистических данных о дифференциации доходов, равно как и всей системы статистической информации, требуют в известном смысле новой разработки методики расчета распределения населения по доходу и построения дифференцированного баланса доходов и расходов населения. Речь идет, прежде всего, о тщательном анализе имеющегося эмпирического базиса и создании расчетных схем, использующих информацию, регулярно разрабатываемую Госкомстатом России.

**Источники данных о дифференциации доходов.** Первичный источник данных о дифференциации доходов и расходов населения – материалы выборочных обследований бюджетов домохозяйств (ОБДХ). Кроме того, Госкомстатом ежегодно

проводятся выборочные обследования распределения работающих по размерам заработной платы. Публикуемые же Госкомстатом официальные данные о распределении доходов являются результатом специальных расчетов, в основе которых лежит информация ОБДХ и данные баланса денежных доходов и расходов (БДДР) населения [1, с.79].

Опубликованные Методологические положения по статистике [1], а также развернутые комментарии к публикациям статистических материалов ОБДХ (например, в [2-4]) достаточно полно описывают основные принципы проведения обследований в настоящее время. Поэтому лишь кратко зафиксируем основные особенности статистической информации о доходах и расходах, содержащейся в материалах ОБДХ, относящихся к 90-м годам.

1. С 1992 г. программа обследований менялась в 1994 и 1997 гг. При этом изменения 1994 г. не отразились сколько-нибудь значительно на среднем уровне доходов домохозяйств. В этом смысле годовые данные о доходах и расходах за 1992-1993 и 1994-1996 гг. можно считать сопоставимыми между собой. Изменения в программе обследований и правилах формирования выборочной совокупности, произведенные в 1997 г., сделали несопоставимыми данные за 1992-1996 и за 1997 и последующие годы. Это отчетливо видно, если сопоставить уровни душевых денежных доходов по материалам ОБДХ и БДДР.

Таблица 1

Показатели душевых денежных доходов населения по различным источникам информации

Показатель	1992 г.	1993 г.	1994 г.	1995 г.	1996 г.	1997 г.	1998 г.
Душевые денежные доходы, тыс. руб. в месяц, по данным:							
ОБДХ	3,3	35,4	119,8	284,2	397,3	616,7	652,0
БДДР	4,0	45,5	206,3	515,4	761,9	930,0	969,9
БДДР/ОБДХ	1,21	1,29	1,72	1,81	1,92	1,51	1,49

Как следует из приведенных данных, с 1992 по 1996 г. быстро нарастал разрыв в уровне выборочных показателей денежных доходов и показателей, получаемых на основе БДДР. Это было закономерно, если учесть, что дифференциация доходов растет, а выборочные обследования охватывают достаточно однородную часть населения, прежде всего работающих по найму и членов их семей, имеющих по преимуществу легальные доходы. Лица же с высокими и сверхвысокими доходами в эти обследования не попадают. С 1997 г. произошло резкое сближение показателей доходов по данным ОБДХ и БДДР. Именно этот перелом тенденции и позволяет говорить о несопоставимости данных ОБДХ в динамике.

Кроме того, необходимо иметь в виду, что как до, так и после 1997 г. показатели денежных доходов и расходов по-разному определялись в ОБДХ и в БДДР. По методологии БДДР совокупный объем денежных доходов определяется суммированием всех видов расходов на покупку товаров и услуг, обязательных платежей и разнообразных взносов, прироста организованных сбережений, расходов на покупку иностранной валюты и прироста наличности на руках у населения. По методологии ОБДХ 1992-1996 гг. денежные доходы домохозяйств были меньше, чем по методологии БДДР, на величину прироста задолженности по потребительскому кредиту (если он положительный), ссуд на строительство и покупку недвижимости, доходов от продажи валюты. Соответственно в денежных расходах не учитывались покупки

валюты, возврат ссуд, уменьшение задолженности по потребительскому кредиту, прирост сбережений, прирост наличности на руках у населения.

В соответствии с программой ОБДХ, начиная с 1997 г., прямые вопросы о доходах домохозяйства в анкетах отсутствуют. Денежный доход рассчитывается как сумма расходов на покупку товаров и услуг, обязательных платежей и разнообразных взносов и прироста финансовых активов. Последний показатель представляет собой расчетное сальдо сбережений домохозяйств и привлеченных средств (полученных ссуд, кредитов, израсходованных сбережений и т.д.). Как следует из такого определения, в прирост финансовых активов должен включаться прирост отечественной и иностранной валюты (сальдо покупок и продаж последней) на руках у населения. В результате основное различие определений денежного дохода в ОБДХ и в БДДР состоит в том, что в первом случае должны быть учтены лишь чистые покупки иностранной валюты. Соответственно после 1997 г. среднедушевой денежный доход в БДДР, учитывающий лишь чистые покупки иностранной валюты, превышает уровень дохода в ОБДХ на 35-37%. Таким образом, определения дохода в обеих методологиях сблизились. Вместе с тем с 1997 г. информация о структуре денежных доходов в материалах ОБДХ отсутствует.

2. Данные за 1994-1996 гг. представлены в месячном, квартальном и годовом разрезах. Это касается и показателей распределения домохозяйств и населения в них по уровню денежных доходов. За 1992-1993 и 1997-1999 гг. данные представлены лишь в квартальном и годовом разрезах.

Что касается 1996 г., то в данном году, по-видимому, Госкомстатом в процессе обработки данных выборочных обследований бюджетов домохозяйств специально не производилось построения интервальных рядов распределения за кварталы и за год в целом. Как показывают имеющиеся в нашем распоряжении данные, распределения за кварталы 1996 г. представляют собой усредненные распределения за три соответствующих месяца. Распределение за год – усреднение за все 12 мес. Именно этим можно объяснить тот факт, что годовые и квартальные фондовые коэффициенты имеют одинаковый уровень с ежемесячными показателями и значительно превосходят соответствующие коэффициенты 1995 г. Следует отметить, что никаких комментариев по этому поводу в официальных публикациях нет.

3. В материалах ОБДХ с 1994 г. данные о распределении домохозяйств и населения в них по уровню душевого денежного дохода представлены группировкой двух видов: по децильным (10-процентным) группам; по интервальному ряду номинального дохода.

При этом, согласно комментариям [2, с.7], с 1994 г. по каждому региону производится группировка обследуемого населения по децильным группам по ранжированному ряду по мере увеличения среднедушевого дохода. Агрегирование итогов в целом по России выполняется взвешиванием региональных данных в пределах каждой процентной группы. Как следует из более поздних публикаций, по каждому региону децильные группы формируются отдельно для городского и сельского населения, а группировка для всего населения осуществляется суммированием в пределах каждой группы [4, с. 17]. Нетрудно видеть, что в результате такой процедуры агрегирования региональных таблиц доходов и расходов по децильным группам соответствующая таблица для России в целом в общем случае будет отличаться от группировки по децильным группам, получаемой на основе интервального ряда распределения населения по доходу. Совершенно очевидно и то, что описанная процедура агрегирования должна давать более низкие показатели диф-

ференциации доходов, чем их истинные значения, исчисляемые на основе интервального ряда распределения.

Применение именно такой процедуры агрегирования оправданно, если соотношения в уровне доходов по регионам в точности повторяют соотношения в уровнях потребительских цен. Тогда децильная группировка, сформированная таким образом, была бы построена в едином уровне цен и правильно отражала дифференциацию населения по реальному уровню доходов. Однако, во-первых, нет исчерпывающей информации о сравнительном уровне цен в регионах. Сравнение же дифференциации номинальных доходов и доходов, выраженных в долях прожиточного минимума по регионам, показывает, что межрегиональная дифференциация доходов уменьшается лишь на 15-20%. Во-вторых, знание распределения по номинальному доходу в любом случае необходимо, поскольку существует весьма значительный межрегиональный оборот денежных средств населения (доходы, полученные в одном регионе, используются в другом).

**Распределение населения по доходу, уровень и динамика эмпирических показателей дифференциации доходов\***. В общем виде форма эмпирического распределения населения по денежному доходу, согласно данным ОБДХ, приводится на графиках за 1995 и 1997-1998 гг. (рис.1).

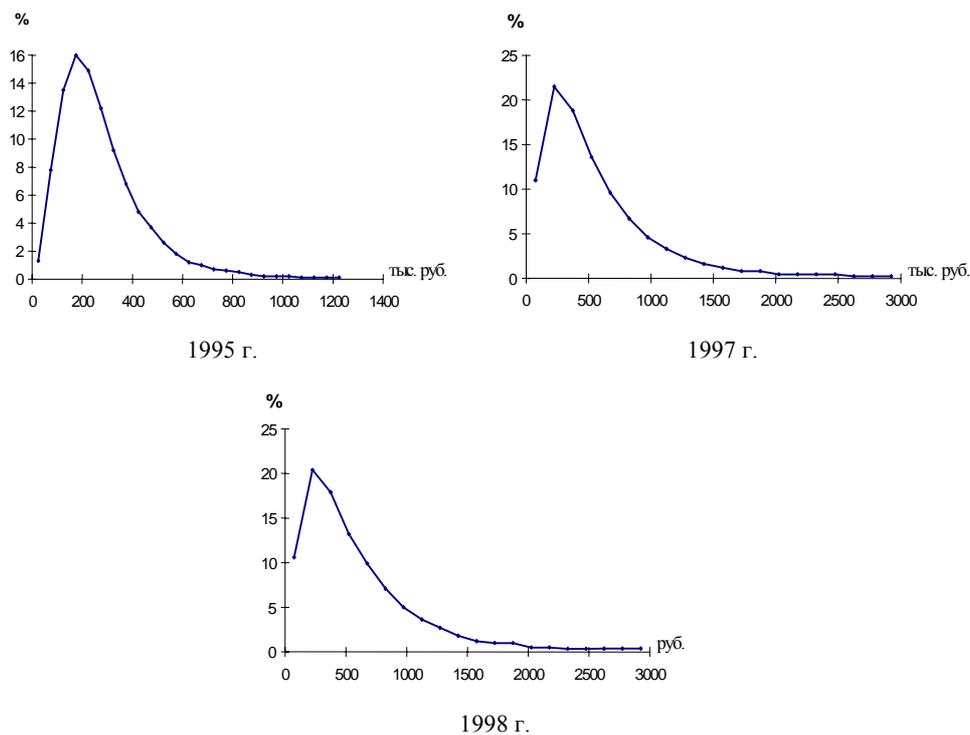


Рис.1. Эмпирическое распределение населения по денежному доходу по данным ОБДХ

На графиках все распределения имеют одну вершину и правостороннюю скошенность. Даже без выравнивания ясно, что они должны удовлетворительно приближаться стандартной логнормальной кривой. Аналогично обстоит дело с внутрigoдовыми (месячными и квартальными) данными за 1994-1999 гг.

\* Этот и следующий разделы написаны совместно с Е.А Ульяновой.

В то же время с началом радикальных социально-экономических перемен широкое распространение получила точка зрения, согласно которой происходящие поляризация и расслоение общества должны были привести к специфической форме кривой плотности распределения, характеризующейся наличием нескольких локальных максимумов (полиmodalностью, или многовершинностью этой кривой) (см., например, [5, 6]). Безусловно, крайне неравномерное распределение доходов в обществе может найти выражение и в полиmodalности плотности распределения. Однако доказать логическим способом неизбежность появления такого эффекта невозможно. Поэтому возникает естественный вопрос: на каком эмпирическом материале данная гипотеза может найти подтверждение? Материалы ОБДХ, как отмечено выше, не позволяют подтвердить ее. Детальный анализ этих рядов распределения показывает, что на отдельных высокодоходных интервалах действительно наблюдается немоноктонность изменений соответствующих им долей населения, однако такие отклонения крайне малы и выглядят как случайные флуктуации. В [5] ссылка делается на данные ВЦИОМ. Анализ этих материалов вскрывает аналогичную картину – немоноктонность изменений долей населения на правой ветви кривой плотности распределения столь незначительна, что нет оснований говорить о ее специфической двухmodalной. Таким образом, эмпирических подтверждений полиmodalности распределения населения по доходу на базе сколько-нибудь надежной статистики нет.

Отмеченное выше обстоятельство имеет значение не только для подбора кривой, выравнивающей распределение, но и для первичного анализа уровня и динамики коэффициентов дифференциации доходов.

В официальных публикациях Госкомстата России для оценки уровня дифференциации доходов используются в основном два показателя: индекс Джини и коэффициент фондов. Индекс Джини по интервальному ряду рассчитывается по формуле

$$K = 1 - S (F_i - F_{(i-1)}) (S_{(i-1)} + S_i),$$

где  $(F_i - F_{(i-1)})$  – доля населения, относящаяся к  $i$ -му интервалу,  $S_{(i-1)}$ ,  $S_i$  – доля суммарного дохода, приходящаяся на начало и конец  $i$ -го интервала. Значения коэффициента Джини лежат в интервале  $(0,1)$ .

Коэффициент фондов показывает соотношение фондов доходов (среднего дохода) 10% наиболее богатого населения и 10% самого бедного населения:

$$Kf = S_{10}/S_1,$$

где  $S_1$  и  $S_{10}$  – суммарный доход соответственно 10% населения с самыми низкими и самыми высокими доходами.

В анализе дифференциации доходов используется также децильный коэффициент, представляющий собой отношение уровня дохода, отделяющего 10% самого богатого населения, к уровню дохода, отделяющего 10% самого бедного населения, в ряду распределения, ранжированном по возрастанию дохода.

Значения фондового и децильного коэффициентов лежат в интервале  $(0, +\infty)$ .

В принципе индекс Джини является более универсальным показателем неравенства в доходах, чем фондовый и децильный коэффициенты. Он полностью учитывает разброс значений признака вариационного ряда, в то время как фондовый и децильный коэффициенты учитывают разрыв, складывающийся между крайними децильными группами. В то же время последние два коэффициента более наглядны. Однако когда эмпирическое распределение населения по уровню дохода можно хорошо приблизить каким-либо малопараметрическим законом распределения, информативность всех перечисленных коэффициентов абсолютно одинакова. В

этом случае индекс Джини связан монотонной гиперболической зависимостью со значениями фондового и децильного коэффициентов.

В частности, в случае двухпараметрического логнормального распределения децильный и фондовый коэффициенты являются экспоненциальной функцией среднеквадратического отклонения логарифмов дохода. Децильный коэффициент

$$Kd = \exp(2,5631\sigma).$$

Коэффициент при среднеквадратическом отклонении представляет собой удвоенную величину квантили нормального распределения  $\lambda_{0,9}$  порядка 0,9, равную 1,28155..., т.е.  $Kd = \exp(2\lambda_{0,9}\sigma)$ .

Фондовый коэффициент невозможно аналитически точно выразить через значения квантили и среднеквадратического отклонения, однако в достаточном для экономических расчетов диапазоне (от 1,4 до 150 раз) он практически точно также может быть выражен через среднеквадратическое отклонение следующей зависимостью:

$$Kf \approx \exp(3,55\sigma).$$

Таким образом, соотношение фондового и децильного коэффициентов в двухпараметрическом логнормальном распределении также является экспоненциальной функцией среднеквадратического отклонения:

$$Kf/Kd \approx \exp(\sigma).$$

В свою очередь индекс Джини связан с величиной среднеквадратического отклонения логарифмов дохода зависимостью гиперболического типа (рис. 2).

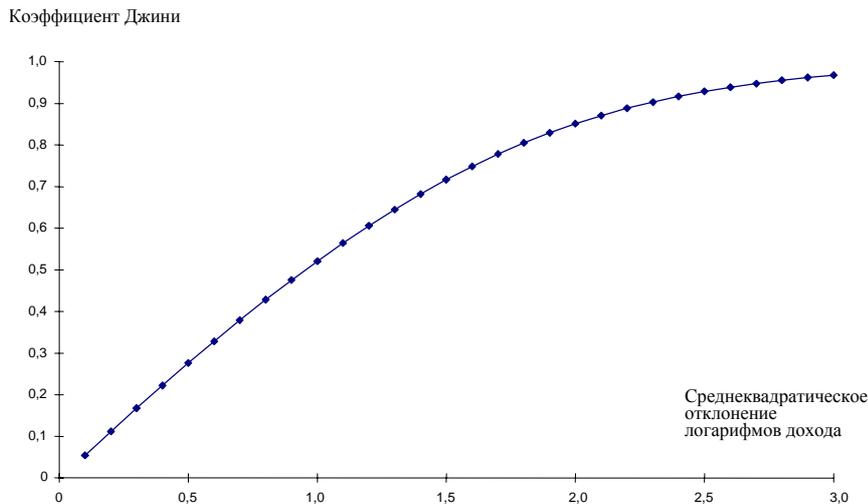


Рис. 2. Взаимосвязь среднеквадратического отклонения логарифмов дохода и коэффициента Джини

Данная кривая весьма точно приближается уравнением

$$K = 1 - \exp(-0,204\sigma - 0,539\sigma^2).$$

Поэтому в дальнейшем анализе динамики дифференциации доходов используются фондовый и децильный коэффициенты как обладающие большей наглядностью по сравнению с индексом Джини и столь же информативные.

Прежде всего, рассмотрим динамику помесечных показателей фондового коэффициента, исчисленного по интервальным рядам распределения за 1994-1995 гг. (рис.3). В этот период наблюдалась общая тенденция к снижению дифференциации денежных доходов. В то же время процесс этот шел крайне неравномерно. В среднем в месяц величина фондового коэффициента составила в 1994 г. 28,6 раза, в 1995 – 20,6 раза.

Для сопоставимости с последующими годами необходимо перейти к анализу квартальных данных. Поквартальная динамика фондового коэффициента в 1994-1999 гг. представлена на рис. 4. При этом надо иметь в виду сказанное выше о специфике данных за 1996 г., завышающих уровень дифференциации по кварталам. В связи с этим на графике (см. рис.4) приводится также кривая, показывающая оценку истинной динамики фондового коэффициента за этот год по кварталам. Кроме того, следует еще раз напомнить, что данные за 1997-1999 гг. несопоставимы полностью с предыдущими за счет того, что изменились и выборка, и программа обследований.

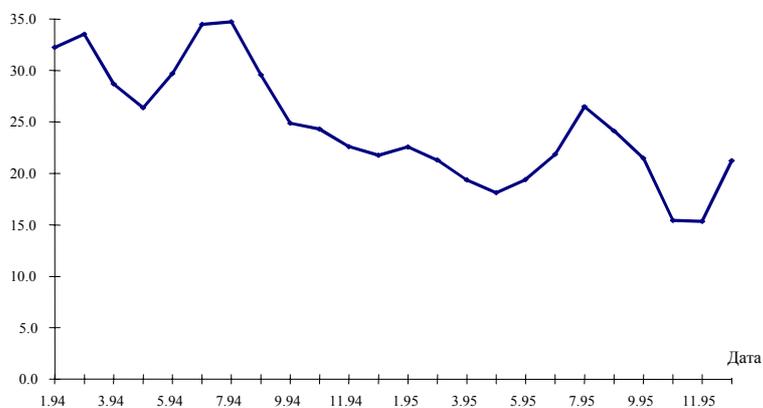


Рис. 3. Помесячная динамика фондового коэффициента в 1994-1995 гг., раз

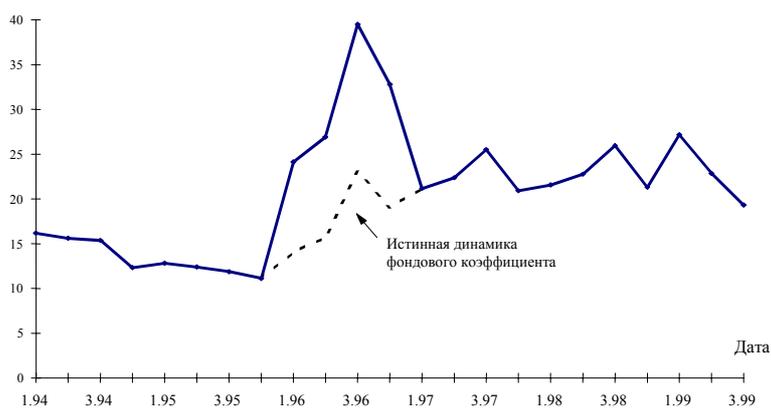


Рис. 4. Поквартальная динамика фондового коэффициента в 1994-1999 гг., раз

Как видно из рис. 4, поквартальная динамика фондового коэффициента в 1994-1995 гг. была гораздо более плавной, чем помесечная и в целом имела тенденцию

к снижению дифференциации доходов. В 1996 г. произошел перелом в динамике фондового коэффициента, он начал расти, а в 1997-1999 гг. величина его колебалась в достаточно широких пределах (от 19,3 до 27 раз), но при этом явной тенденции уже не наблюдалось.

Кроме того, данные за 1994-1995 гг. показывают, что ежемесячные значения коэффициента фондов выше, чем квартальные, а последние в свою очередь выше годовой величины. Такие закономерности представляются абсолютно естественными, если вспомнить, что, во-первых, в течение года одновременно происходило накопление задолженности по зарплате, пенсиям и пособиям и ее периодическое погашение в отдельных регионах и отраслях. Уже только за счет этого дифференциация доходов от месяца к месяцу могла изменяться достаточно сильно. Во-вторых, за счет этих же и других факторов в течение года происходила ротация состава бедных слоев населения (а сам факт такой ротации специально фиксировался Госкомстатом в ходе выборочных обследований). Аналогично имела место ротация и всех других доходных слоев. В результате дифференциация доходов за квартал в целом всегда должна быть ниже, чем в среднем за месяцы этого же квартала, а за год в целом – меньше, чем в среднем за кварталы данного года.

С другой стороны, Госкомстатом опубликованы официальные оценки значений фондовых коэффициентов за этот же период. Правда, они построены по другому принципу – накопленным итогом от начала года до соответствующего месяца. Это затрудняет сравнение их с описанными выше значениями фондовых коэффициентов, исчисленных по материалам ОБДХ. Тем не менее даже с учетом этого несоответствия можно утверждать, что официальные данные о дифференциации доходов выглядят неправдоподобно.

Во-первых, согласно официальным данным, от месяца к месяцу происходили лишь незначительные колебания уровня фондового коэффициента, что противоречит логике процесса внутригодовых изменений дифференциации доходов:

	I	I-II	I-III	I-IV	I-V	I-VI	I-VII	I-VIII	I-IX	I-X	I-XI	I-XII
1994 г.	-	-	12,5	12,4	12,9	13	12	11,3	13,5	13,5	14,2	15,1
1995 г.	14,2	14,2	13,6	13,3	13,3	13,3	13,4	13,3	13,4	13,3	13,1	13,5

За 1996-1999 гг. ежемесячная динамика и уровни официальных оценок фондовых коэффициентов выглядят аналогичным образом – незначительные по сравнению с данными ОБДХ колебания при средних значениях в 13,0-14,5 раза.

Во-вторых, из официальных оценок следует, что значение фондового коэффициента за год в целом должно быть практически равно среднему из ежемесячных значений (если бы последние исчислялись так же, как и по материалам ОБДХ). Среднемесячное же значение коэффициента фондов, согласно данным ОБДХ, примерно в 2 раза выше официальных годовых оценок Госкомстата для всего населения. Это представляется совершенно невероятным, поскольку заведомо ясно, что выборочная совокупность в обследованиях бюджетов домохозяйств более однородна, чем генеральная совокупность.

Ниже приводится итоговая таблица, в которой сопоставлены официальные значения коэффициентов фондов для всего населения, их значения по данным ОБДХ на основе децильной группировки и по данным интервального ряда распределения (табл. 2). Еще раз напомним, что именно последние правильно характеризуют меру дифференциации выборочной совокупности по номинальному доходу.

Таблица 2

Погодовые коэффициенты фондов по официальным публикациям Госкомстата (для всего населения) и по данным ОБДХ за 1994-1998 гг.

Коэффициент фондов	1994 г.	1995 г.	1996 г.	1997 г.	1998 г.
Официальный для генеральной совокупности по данным ОБДХ	15,1	13,5	13,0	13,5	13,4
Официальный на основе группировки населения по 10-процентным группам	5,7	5,4	15,6	10,9	10,2
Эмпирический по интервальному ряду	13,2	11,1	30,4	32,0	31,4

**Кривая распределения для генеральной совокупности.** Официальные данные Госкомстата о распределении всего населения по уровню денежных доходов и соответствующие им оценки показателей дифференциации доходов населения, приведенные выше, являются результатом специального расчета по двухпараметрической логнормальной кривой. В [1] в общем виде указано, что в качестве исходной информации для расчета используются данные ОБДХ и баланса денежных доходов и расходов населения. Конкретного же описания способов расчета параметров распределения не приводится. Методика построения распределения населения по доходу, применявшаяся Госкомстатом до 1992 г., состояла в том, что среднеквадратическое отклонение логарифмов дохода оценивалось на основе данных бюджетных обследований, а уровень среднедушевого дохода определялся по данным баланса народного хозяйства. При такой методике официальные оценки фондовых коэффициентов для генеральной совокупности должны были бы практически совпадать с их значениями, исчисленными по материалам ОБДХ (это следует из функциональной связи между уровнем фондового коэффициента и среднеквадратическим отклонением логарифмов дохода). А именно различие между ними могло возникать исключительно за счет того, что эмпирическое распределение не выравнивается абсолютно точно теоретической кривой. Проведенные выше сравнения (включая данные табл. 2) с очевидностью показывают, что начиная с 1992 г. Госкомстатом применяется иной метод, однако его невозможно идентифицировать на основе официальных публикаций.

Резкое различие показателей дифференциации доходов по официальным данным и по материалам ОБДХ и неидентифицируемость методики Госкомстата, по нашему мнению, – решающий аргумент для разработки новых подходов к моделированию распределения населения по доходу.

Общий подход, предлагаемый нами, и первые результаты моделирования распределения населения по уровню дохода были изложены в [7]. Ниже изложены результаты расчетов на статистической базе, включающей 1995-1998 гг.

Итак, с одной стороны, данные ОБДХ не позволяют правильно определить средний уровень доходов всего населения. С другой стороны, они, очевидно, правильно характеризуют средний уровень доходов основной массы населения. Иными словами, можно предполагать, что данные ОБДХ дают правильную оценку *наиболее типичного уровня среднедушевого дохода всего населения* (генеральной совокупности). Типичным же является наиболее часто встречающийся уровень дохода. Для распределения дискретной случайной величины это совпадает с определением моды. Если же случайная величина непрерывна, понятия наиболее часто встречающегося уровня ее, строго говоря, не существует, поскольку вероятность

принятия ею точечного значения равна нулю. А данные о распределении населения по уровню дохода, представленные интервальными рядами, соответствуют распределению именно непрерывной случайной величины. Однако в этом случае модальный доход также можно трактовать как наиболее часто встречающийся уровень дохода. А именно из двух равновеликих интервалов среднедушевого дохода наибольший удельный вес в численности населения всегда будет иметь тот, центром которого является мода.

Таким образом, процедура конструирования распределения *всего населения* по уровню дохода должна состоять в построении логнормальной кривой по данным о среднедушевом доходе, взятым из БДДР, и данным о модальном доходе (значении дохода, где функция плотности распределения достигает максимума), полученным из материалов ОБДХ. Соответственно для определения модального дохода должны быть оценены параметры выборочного распределения по данным ОБДХ.

Для выравнивания распределения по данным ОБДХ использовалась трехпараметрическая (обобщенная) функция логнормального распределения, плотность которой задается формулой

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\ln(x-a)-m)^2}{2\sigma^2}},$$

где  $a$  – константа сдвига по оси абсцисс (третий параметр распределения);  $m$  – средняя логарифмов условного дохода, равного фактическому, сдвинутому на величину  $a$ ;

$\sigma$  – среднее квадратическое отклонение логарифмов этого условного дохода. Следует отметить, что знак параметра  $a$  может быть как положительным, так и отрицательным. Введение его диктуется исключительно требованиями максимально точного приближения теоретической кривой к эмпирическому ряду распределения. Его положительное значение не может (по крайней мере, не обязательно должно) интерпретироваться как некий «минимальный» уровень дохода. В случае же его отрицательности придется иметь усеченное в нуле логнормальное распределение. Следует отметить, что сдвиг по оси абсцисс приводит к отклонению соотношения фондового и децильного коэффициентов от его значения, характерного для двухпараметрического распределения и приближенно равного, как показано выше,  $\exp(\sigma)$ . А именно при положительной величине параметра сдвига  $Kf/Kd < \exp(\sigma)$ , при отрицательной –  $Kf/Kd > \exp(\sigma)$ .

Поскольку при заданном  $a$  значение параметра  $m$  известно, оценке подлежат параметры  $\sigma$  и  $a$ . Она выполняется методом наименьших квадратов. Так как функция нормального распределения нелинеаризуема по параметрам, поиск точки минимума суммы квадратов отклонений производился путем перебора оценок параметров по заданной сетке значений.

Значения оценок параметров выборочного распределения и точности приближения теоретическими кривыми эмпирических рядов приведены в табл. 3.

Таблица 3

Значения характеристик распределения населения по уровню денежного дохода по данным ОБДХ за 1995-1998 гг.

Характеристика распределения	1995 г.	1996 г.	1997 г.	1998 г.
Параметры логнормального распределения:				
$m$	5,56	6,11	6,15	6,17

$\sigma$	0,56	0,572	0,799	0,83
$a$	-21	-135	-26	-21
Фактический средний доход, руб. в месяц	281,8	397,3	616,7	652,0
Модальный доход, руб. в месяц	168,2	190,8	220,7	218,5
Средняя относительная ошибка выравнивания, %	2,3	3,1	1,9	2,2

Как показывают эти данные, точность приближения высокая. Кроме того, за все годы распределение является усеченным в нуле, поскольку третий параметр имеет отрицательное значение. Следует еще раз напомнить, что данные о распределении по доходу за 1996 г. в действительности представляют собой усреднение помесечных распределений, поэтому, в частности, константа сдвига так резко отличается от практически одинаковых величин 1995 и 1997-1998 гг.

Далее производится восстановление кривой распределения для генеральной совокупности на основе величин среднедушевого дохода баланса денежных доходов и расходов населения, моды выборочного распределения и зафиксированного значения параметра  $a$ , полученного на предыдущем этапе. Неизменность константы сдвига при переходе от выборочного распределения к распределению для генеральной совокупности связана с невозможностью предложить какие-либо логические правила его корректировки. В то же время такая фиксация сохраняет общие свойства кривой распределения с точки зрения соотношения фондового и децильного коэффициентов.

В табл. 4 приведены значения параметров этих кривых и характеристики дифференциации.

Таблица 4

Значения характеристик распределения населения по уровню денежного дохода (генеральная совокупность) за 1995-1998 гг.

Характеристика распределения	1995 г.	1996 г.	1997 г.	1998 г.
Параметры логнормального распределения:				
$m$	5,56	0,82	6,41	6,43
$\sigma$	0,83	0,82	0,95	0,97
$a$	-21	-135	-26	-21
Фактический средний доход, руб. в месяц	515,4	768,0	933,8	998,9
Модальный доход, руб. в месяц	168,2	190,8	220,7	218,5
Фондовый коэффициент, раз	25,6	66,9*	38,3	38,7

\* Значение фондового коэффициента, как и все параметры распределения за 1996 г., соответствует усредненным помесечным данным. В расчете на год оно приближается к значению фондового коэффициента, увеличенному в 40 раз, т.е. к значениям 1997-1998 гг.

Таким образом, **годовые** значения фондового коэффициента округленно составляли в последние годы 40-кратную величину, что применительно к *помесечным данным* за 1996 г. соответствовало 67-кратному значению коэффициента.

Учитывая показатели дифференциации доходов в первичных данных ОБДХ (табл. 2), полученный результат представляется абсолютно логичным. Как следует из имеющейся информации о распределении по доходу в других странах [8], подобный уровень дифференциации доходов характерен для таких стран, как Бразилия, Колумбия, Парагвай, Гондурас.

Оценки общей численности бедного населения России, согласно официальным данным и нашему расчету, сильно различаются:

Население с денежными доходами ниже прожиточного минимума, млн. чел.	1997 г.	1998 г.	1999 г.
---	---------	---------	---------

<b>Госкомстат России</b>			
Всего	30,7	35	43,5
Дети до 16 лет	9,2	9,7	
Женщины	12,2	14,5	
Мужчины	9,3	10,8	
<b>Наш расчет</b>			
Всего	66,1	67,7	75,8
Дети до 16 лет	18,3	17,3	19,3
Женщины	27,7	28,6	32,0
Мужчины	20,1	21,9	24,5

В заключение следует рассмотреть вопрос об оценке доли населения, представленной выборочной совокупностью, в общей его численности, которая может быть получена на основе описанного способа расчета распределения по доходу. Если мы имеем интервальные ряды распределения по уровню дохода для выборки  $\{b_i\}$  и для генеральной совокупности  $\{c_i\}$ , где  $i$  – номер интервалов дохода, одинаковых для обоих распределений,  $b_i, c_i$  – удельные веса населения с соответствующим уровнем дохода, то ряд распределения для генеральной совокупности может быть представлен в виде линейной комбинации («смеси») выборочного распределения и распределения  $\{d_i\}$  для той части населения, которая не представлена выборкой:

$$c_i = \eta b_i + (1 - \eta) d_i,$$

где  $\eta$  – удельный вес населения, представленного выборочной совокупностью, в его общей численности. Поскольку ни одно из значений  $d_i$  не может быть отрицательным, то отсюда следует соотношение

$$\eta \leq \min (c_i/b_i).$$

Таким образом,  $\eta^* = \min (c_i/b_i)$  – оценка максимального значения доли населения, представленного выборочной совокупностью, в его общей численности. Способ построения распределения по доходу для генеральной совокупности, примененный в данном случае и предполагающий равенство выборочной моды и моды генеральной совокупности, приводит к тому, что

$$\eta^* = f_1(Xm_0)/f(Xm_0),$$

где  $Xm_0$  – значение модального дохода, одинаковое для выборочной и генеральной совокупности,  $f_1$  и  $f$  – плотность распределения соответственно для генеральной и выборочной совокупности.

Другими словами, из предположения, что наиболее типичный уровень дохода для выборочной совокупности является и наиболее типичным для всего населения, следует, что в генеральной совокупности часть населения, имеющая доход, близкий к модальному, *полностью* представлена выборкой, что выглядит абсолютно логичным.

Оценка доли населения, представленного выборкой ОБДХ,  
в 1995-1998 гг. составила:

	1995 г.	1996 г.	1997 г.	1998 г.
Доля населения, представленного выборкой ОБДХ, %	55,5	58,5	73,6	75,0
Отношение среднего дохода всего населения к среднему доходу в выборке, раз	1,81	1,92	1,51	1,49

Увеличение представительности выборки начиная с 1997 г. корреспондирует с приближением среднего дохода в выборке к среднему доходу в генеральной совокупности в результате перехода на новую программу обследований домохозяйств, и это также представляется логичным.

В соответствии с полученными результатами часть населения, не представленного выборкой, присутствует как в низкодоходных, так и в высокодоходных группах. Однако доля населения, не представленного выборкой ОБДХ и имеющего доход не выше модального, составляет в анализируемом периоде 2,5-4,0%, остальная же часть этой совокупности имеет доход выше модального. Причем две трети населения, не представленного выборкой, имеют доход выше среднего по стране, одна треть – выше удвоенного среднего. Это полностью согласуется с интуитивным представлением о том, что различия между данными ОБДХ и макроэкономической статистики возникают в первую очередь за счет неадекватного отражения выборочными данными объема и структуры доходов наиболее богатых слоев населения.

*Структура денежных доходов населения в разрезе децильных групп.* Информация о структуре денежных доходов населения по группам с различным уровнем обеспеченности позволяет детально исследовать факторы дифференциации доходов в отчетном периоде. Кроме того, она образует статистическую базу, на которой может быть построен аппарат факторного прогнозирования распределения населения по уровню доходов.

Опыт построения дифференцированных балансов (ДБ) доходов и потребления в России насчитывает около 40 лет. Методы построения его для советской экономики были разработаны в НИЭИ Госплана СССР и ЦЭМИ АН СССР и подробно описаны в (см., например, [9, 10]). Отметим лишь один принципиальный момент. Как и в задаче построения распределения населения по доходу, первичной информацией о структуре доходов по доходным группам (интервалам доходов) являлись данные бюджетных обследований. Задача состояла в том, чтобы увязать эти данные с объемом и структурой доходов, фигурирующих в балансе народного хозяйства (т.е. с данными, представляющими генеральную совокупность):

$x_{11} n_{1...}$	$x_{1j} n_{j...}$	$x_{1K} n_K$	$X_1$
.....	.....	.....	.....
$x_{i1} n_{1...}$	$x_{ij} n_{j...}$	$x_{iK} n_K$	$X_i$
.....	.....	.....	.....
$x_{M1} n_{1...}$	$x_{Mj} n_{j...}$	$x_{MK} n_K$	$X_M$
$Y_1 n_{1...}$	$Y_j n_{j...}$	$Y_K n_K$	

где  $x_{ij}$  – средние значения дохода  $i$ -го вида в  $j$ -й доходной группе на душу, получаемые из данных бюджетных обследований,  $X_i$  – народнохозяйственное значение фонда доходов  $i$ -го вида,  $n_j$  – численность населения со средним доходом  $Y_j$ , получаемая из расчета распределения населения по доходу. Если бы выборочные данные точно соответствовали данным генеральной совокупности, для этой таблицы должны были бы соблюдаться следующие балансовые соотношения:

$$\sum_j x_{ij} n_j = X_i \quad ,$$

$$\sum_i x_{ij} n_j = Y_j n_j.$$

Однако такого соответствия в общем случае нет и эти равенства не выполняются. Обеспечение этих равенств за счет корректировки  $x_{ij}$  и представляет собой задачу построения доходной части ДБ.

Поскольку, как уже отмечалось, средний уровень доходов по данным бюджетных обследований и по данным баланса народного хозяйства различался относительно мало, невязки в указанных выше балансах также были незначительны. Поэтому решение данной задачи с технической точки зрения не представляет прин-

ципиальной сложности (по крайней мере, в современных условиях). В частности, очевидным методом решения ее мог быть метод RAS, состоящий в поочередном нормировании  $x_{ij}$  по строкам и столбцам, продолжающимся до ликвидации невязок. Если отвлечься от некоторых деталей (например, интервалы доходов в ДБ принимаются иными, чем в первичных данных бюджетных обследований), то именно такой подход использовался в НИЭИ Госплана СССР. В [10, 11] предложены более общие схемы, но при незначительных расхождениях между показателями бюджетов и балансовыми данными все они должны приводить к примерно одинаковым решениям.

Применительно к данным 1994-1998 гг. этот подход не может дать удовлетворительных результатов. В ОБДХ и БДДР различаются значительно и средние значения душевого дохода, и структура доходов. Например, за 1994-1996 гг. в ОБДХ доходы от продажи валюты на порядок ниже этого показателя по БДДР, доля оплаты труда в доходах по материалам ОБДХ выше примерно на 30 пунктов по сравнению с данными БДДР, в последнем теперь присутствует статья «скрытая заработная плата», отсутствующая в материалах ОБДХ, и т.д. Начиная с 1997 г. структура денежных доходов по программе ОБДХ, как уже говорилось, вообще не разрабатывается. Кроме того, группировка по децильным группам производится теперь, как уже указывалось выше, на основе показателя среднедушевых располагаемых ресурсов, представляющего собой сумму денежных доходов, денежной оценки натурального потребления, дотаций и льгот, объема привлеченных средств и израсходованных сбережений. Поэтому в любом случае требуются дополнительные расчеты распределения населения по уровню среднедушевых ресурсов.

Ниже описана методика расчетов структуры денежных доходов в разрезе децильных групп населения и приведены результаты этих расчетов за 1997-1998 гг. как наиболее важные для анализа. Методика предполагает использование информации ОБДХ и БДДР в региональном разрезе, а также имеющейся в материалах ОБДХ информации о структуре населения по социальным категориям в разрезе децильных групп.

*На первом этапе* рассчитан для макроуровня показатель среднедушевых располагаемых ресурсов по методологии ОБДХ. Далее были получены ряды распределения по уровню среднедушевых ресурсов, производная от них группировка населения по 10-процентным группам, соответствующие генеральной совокупности. Расчет строился аналогично описанным выше расчетам распределения населения по денежному доходу. Наконец, на основе региональных данных ОБДХ построена регрессионная зависимость уровня среднедушевых денежных доходов от величины среднедушевых ресурсов. Эта зависимость использовалась для вычисления значений среднедушевых денежных доходов в 10-процентных группах с различным уровнем среднедушевых ресурсов. Необходимо отметить при этом, что в расчетах применялся показатель денежных доходов, учитывающий лишь чистые, а не валовые покупки валюты, поскольку показатель денежных доходов в ОБДХ, как уже отмечалось, определяется именно таким образом.

*На втором этапе* устранялись перекосы в структуре выборки по социальным категориям. Стандартная группировка, используемая в ОБДХ, содержит следующие социальные категории населения: работающие, в том числе пенсионеры; временно не работающие, в том числе безработные; дети до 14 лет; прочие члены домохозяйств, в том числе неработающие пенсионеры. По данным ОБДХ, в 1997-1998 гг. доля работающих членов домохозяйств в общей численности выборочной совокупности составляла 48,9 и 46,6 % соответственно. В то же время доля населения

России, занятого в экономике, составляла в эти годы лишь около 40%. Доля пенсионеров (работающих и неработающих) в общей численности населения, по данным ОБДХ, составляла менее 20%, а в генеральной совокупности – 26%. Таким образом, выборочные данные существенно завышают долю работающих и занижают долю пенсионеров. При этом доля работающих пенсионеров в общей их численности практически одинакова в выборке и в генеральной совокупности. Незначительно различаются доли детей до 14 лет и безработных. Соответственно выборочные данные завышают суммарную долю временно неработающих и прочих членов домохозяйств. Поэтому основная проблема состояла в распределении численности работающих и пенсионеров (соответствующих генеральной совокупности) по группам с различным уровнем благосостояния. Для этого по региональным данным были построены регрессионные зависимости численности этих категорий от значений среднедушевых денежных доходов.

*На третьем этапе* производилось собственно определение структуры денежных доходов по группам населения с разным уровнем среднедушевых ресурсов. Как отмечалось выше, начиная с 1997 г. в соответствии с программой ОБДХ показатель денежных доходов определяется расчетным путем, а не устанавливается непосредственно путем заполнения соответствующих форм. Поэтому данные о структуре доходов отсутствуют как в целом по выборке, так и по 10-процентным группам. В то же время такие данные имеются за 1994-1996 гг. Кроме того, в нашем распоряжении имелись данные об объеме и структуре денежных доходов по регионам России – в материалах ОБДХ за 1995-1996 гг. и в БДДР за 1996-1997 гг. Были выполнены расчеты для следующих видов доходов:

- суммарный фонд оплаты труда, включая официальную оплату, скрытую оплату, доход от предпринимательской деятельности (в дальнейшем для краткости – фонд оплаты труда);
- социальные трансферты, по которым отдельно рассчитывались пенсии, основные виды пособий, стипендии и прочие трансферты;
- доходы от собственности и поступления из финансовой системы.

*Оплата труда.* Денежные доходы населения от предпринимательской деятельности непосредственно учтены в материалах ОБДХ. В БДДР на уровне России и регионов эти показатели также присутствуют (хотя и являются расчетными). Величина скрытой оплаты труда определяется в БДДР исключительно для России в целом. На основе анализа данных ОБДХ можно говорить о том, что у работающих по найму, охваченных обследованием, скрытая оплата труда либо отсутствует, либо она показывается ими достаточно верно (поскольку в сокрытии фонда зарплаты несравненно больше заинтересован работодатель, чем конфиденциально опрашиваемый работник). Поэтому для расчета величин фонда оплаты труда по группам населения с разным уровнем среднедушевых ресурсов была использована регрессионная зависимость его от величины среднедушевых денежных доходов, построенная по данным за 1996 г. Для расчета официальной части оплаты труда по группам с различным уровнем благосостояния была использована регрессионная зависимость величины официального фонда оплаты труда на душу населения от уровня душевых денежных доходов, определенная по показателям региональных БДДР. В общем случае расчетная суммарная величина фонда оплаты труда по децильным группам, определяемая указанным способом, расходится с его итоговой величиной в БДДР. Это естественное следствие того, что вариация региональных данных о доходах и фондах оплаты труда значительно ниже общей вариации этих переменных. При этом из всего предыдущего изложения ясно, что наибольшие искажения при таком рас-

чете касаются высокодоходных групп. Поэтому балансировка расчетных значений фондов оплаты труда в децильных группах данными БДП производилась путем распределения невязки пропорционально квадрату среднедушевого дохода в группах (т. е. наибольшие отклонения от первоначально рассчитанных величин оплаты труда приходились именно на высокодоходные группы).

*Социальные трансферты.* Расчет пенсионных выплат по группам населения с различным уровнем располагаемых ресурсов осуществлен на основе долей пенсионеров и дифференциации по этим группам средних размеров пенсий по данным за 1996 г. Распределение общего объема пособий на детей произведено по долям детей до 16 лет. Пособия на рождение ребенка, на ребенка до 1,5 лет, по безработице распределены пропорционально долям получателей их в группах. Пособия по временной нетрудоспособности распределены пропорционально фондам официальной оплаты труда. Прочие трансферты распределены на основе данных ОБДХ за 1996 г.

*Доходы от собственности и прочие доходы.* Эта величина определялась сальдовым методом.

Сводные итоги расчетов структуры доходов в разрезе децильных групп приведены в табл. 5.

Как видно из представленных данных, по мере роста уровня душевого дохода уменьшается удельный вес в нем официальной оплаты труда, в то же время в высших доходных группах резко возрастает удельный вес неофициальной зарплаты, дохода от предпринимательской деятельности и дохода от собственности.

Таблица 5

Показатели располагаемых ресурсов и денежных доходов населения по децильным группам населения с различным уровнем благосостояния в 1997 и 1998 гг., руб. на душу населения в месяц

Показатель	I (с наименьшими ресурсами)	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X (с наибольшими ресурсами)
<i>1997 г.</i>										
Среднедушевые ресурсы	137,8	250,9	350,6	457,8	581,6	733,3	932,2	1219,3	1715,1	3566,0
Денежные доходы с учетом чистых покупок валюты	100,2	189,8	271,2	360,4	465,1	595,5	769,2	1024,1	1473,2	3214,7
Фонд оплаты труда*	34,5	101,4	166,7	243,5	327,9	433,1	573,7	780,8	1148,1	2599,7
В том числе официальный	34,9	91,8	142,6	198,1	254,5	320,0	399,6	504,4	658,5	954,2
Социальные трансферты, всего	65,2	87,7	102,6	116,8	128,6	136,2	127,9	141,8	194,2	293,8
В том числе:										
пенсии	34,9	59,2	73,8	88,1	99,2	105,2	94,6	103,1	151,1	220,3
пособия	29,0	27,1	27,0	27,1	27,5	28,9	31,2	36,6	41,2	71,6
стипендии	1,3	1,5	1,8	1,7	1,9	2,1	2,1	2,1	2,0	1,9
Доходы от собственности и прочие	0,5	0,7	1,9	0,1	8,7	26,2	67,5	101,4	130,8	321,3
<i>1998 г.</i>										
Среднедушевые ресурсы	148,9	271,8	380,5	497,3	632,4	798,1	1015,7	1330,0	1873,4	3908,8
Денежные доходы с учетом чистых покупок валюты	104,0	196,9	281,4	373,9	482,6	617,9	798,0	1062,5	1528,5	3335,4
Фонд оплаты труда*	39,6	110,8	179,6	259,9	347,1	455,9	600,1	813,8	1194,8	2696,3
В том числе официальный	37,9	99,7	154,8	214,9	276,28	347,3	433,7	547,4	714,6	1035,5
Социальные трансферты, всего	64,0	85,3	99,8	113,9	125,9	133,1	124,1	138,8	191,4	290,8
В том числе:										
пенсии	37,9	61,1	75,1	88,8	99,2	104,6	93,5	101,5	148,5	215,8
пособия	24,9	22,9	23,1	23,6	25,1	26,7	28,8	35,0	41,2	73,4
стипендии	1,2	1,3	1,6	1,5	1,6	1,8	1,8	1,8	1,7	1,6
Доходы от собственности и прочие	0,6	0,8	2,2	0,1	9,6	28,8	73,8	110,4	142,3	348,1

\* Включая скрытую часть оплаты труда и доход от предпринимательской деятельности.

*Литература*

1. *Методологические положения по статистике. Вып. 1. М.: Госкомстат России, 1996.*
2. *Денежные доходы, расходы и потребление домашних хозяйств Российской Федерации в 1994 г. М.: Госкомстат России, 1995.*
3. *Социальное положение и уровень жизни населения России. М.: Госкомстат России, 1999.*
4. *Основные показатели выборочного обследования бюджетов домашних хозяйств по Российской Федерации в 1998 г. М.: Госкомстат России, 1999.*
5. *Сабуров Е.Ф. Реформы в России: первый этап. М.: Вершина, 1997.*
6. *Можина М.А. Анализ дифференциации доходов населения // Экономист. 1995. №1.*
7. *Суворов А.В., Ульянова Е.А. Денежные доходы населения России: 1992-1996 гг. // Проблемы прогнозирования. 1997. № 6.*
8. *World Development Indicator 1998. World Bank.*
9. *Дифференцированный баланс доходов и потребления населения и его использование в планировании. М.: НИЭИ при Госплане СССР, 1971.*
10. *Плановый дифференцированный баланс доходов и потребления населения. М.: Наука, 1981.*
11. *Шевяков А.Ю., Кирута А.Я. Моделирование сбалансированности и согласования плановых решений в сфере народного благосостояния. М.: Наука, 1986.*