

ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ
НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ

Р.И. Капелюшников

**КОМАНДА Т. ПИКЕТТИ
О НЕРАВЕНСТВЕ В РОССИИ:
КОЛЛЕКЦИЯ СТАТИСТИЧЕСКИХ
АРТЕФАКТОВ**

Препринт WP3/2020/01

Серия WP3

Проблемы рынка труда

Москва

2020

УДК 330.1
ББК 65.01
К20

Редактор серии WP3
«Проблемы рынка труда»
В.Е. Гимпельсон

Капелюшников, Ростислав Исаакович.

К20 Команда Т. Пикетти о неравенстве в России: коллекция статистических артефактов [Текст] : препринт WP3/2020/01 / Р. И. Капелюшников ; Нац. исслед. ун-т «Высшая школа экономики». – М. : Изд. дом Высшей школы экономики, 2019. – (Серия WP3 «Проблемы рынка труда»). – 64 с. – 66 экз.

Работа посвящена критическому анализу известного исследования Ф. Новокмета, Т. Пикетти и Г. Зюкмана «От советов до олигархов» (2017), в котором Россия предстает как страна с рекордно высоким по международным меркам экономическим неравенством (коэффициент Джини по доходам 0,5–0,6). Рассматриваются основные количественные результаты, полученные командой Пикетти; обсуждаются наиболее важные методологические особенности ее подхода к измерению неравенства; подробно анализируется то, как она препарировала имеющиеся базы эмпирических данных. Общий вывод состоит в том, что в своих расчетах трио авторов использует неконвенциональную методологию, не позволяющую учитывать экономию на масштабе и применять шкалы эквивалентности; их выкладки полны методологических нестыковок (используются то одни, то другие единицы наблюдения, то одни, то другие определения доходов); они плохо понимают природу эмпирических данных, с которыми пытаются работать (модельные оценки трактуются как опросные, постналоговые данные – как доналоговые, и т.д.); коэффициенты вычетов и декларирования, которые они применяют к налоговым данным, эмпирически неправдоподобны; по странному совпадению, их технические манипуляции практически всегда направлены в сторону завышения масштабов неравенства; более реалистические показатели концентрации доходов для России примерно на треть ниже тех, что приводят они, не слишком отличаясь от показателей, которые можно получить, следуя конвенциональной методологии (коэффициенты Джини по доходам 0,3–0,4). Стремление квантифицировать все и вся любой ценой заводит команду Пикетти в аналитический тупик.

УДК 330.1
ББК 65.01

**Препринты Национального исследовательского университета
«Высшая школа экономики» размещаются по адресу: <http://www.hse.ru/org/hse/wp>**

© Капелюшников Р. И., 2020
© Оформление. Издательский дом
Высшей школы экономики, 2020

Математик (вынимая из головы шар):

Я вынул из головы шар.

Я вынул из головы шар.

Я вынул из головы шар.

Я вынул из головы шар.

Андрей Семёнович:

Положь его обратно...

Даниил Хармс. Математик и Андрей Семёнович

Введение¹

В 2017 г. увидел свет фундаментальный труд Ф. Новокмета, Т. Пикетти и Г. Зюкмана «От советов до олигархов», в котором с привлечением большого массива эмпирических данных было продемонстрировано, что Россия является страной с огромным неравенством в доходах и богатстве, причем не просто огромным, но, как можно понять, одним из самых высоких в мире [Novokmet, Piketty, Zucman, 2017a]. В настоящее время в руках верхних 10% населения сконцентрировано 45% доходов и свыше 70% богатства, а в руках верхнего 1% – 20% доходов и примерно 40% богатства. По размаху экономического неравенства Россия сопоставима только с США, сильно опережая другие развитые страны, а также Китай и оставляя далеко позади постсоциалистические страны Центральной и Восточной Европы. Более ранние исследования, как правило, не давали столь крайних оценок: современная Россия чаще всего представляла в них как страна со средними по международным меркам показателями концентрации доходов [Calvo et al., 2015; Dang et al., 2018; Gorodnichenko et al., 2010; Lindert, 2017]. Что касается другого аспекта – неравенства в распределении богатства, то работа команды Пикетти стала по существу первой, где для него были получены конкретные количественные оценки.

¹ Автор выражает глубокую признательность К. Абанокковой и А. Лукьяновой за помощь с данными.

Выводы трио авторов легли на хорошо подготовленную почву: в российском общественном мнении уже давно укоренилось представление о том, что по масштабам экономического неравенства Россия удерживает первое место в мире. Не удивительно поэтому, что публикация «От советов до олигархов» вызвала огромный резонанс. Ведущие российские СМИ принялись с энтузиазмом воспроизводить содержащиеся в ней сенсационные цифры, как если бы они были истиной в последней инстанции. Столь же благожелательной была и реакция академического сообщества. Так, известный экономист К. Сонин откликнулся комментарием под говорящим названием «Спасибо, Тома Пикетти!», в котором выразил свое восхищение работой, проделанной авторами [Сонин, 2017]. По его мнению, их исследование стало подлинным научным прорывом в области измерений экономического неравенства по России: «Это первая работа экономистов о российском неравенстве, использующая современные методы работы с данными. <...> Без таких исследований, дающих содержательную и мощную эмпирическую базу, невозможно ни обсуждать пройденный путь... ни предлагать реформы на будущее» [Там же].

При столь единодушном признании было бы естественно ожидать, что российские исследователи проявят интерес прежде всего к аналитическому инструментарию команды Пикетти и что именно он станет предметом повышенного внимания с их стороны. Этого, однако, не произошло. Некритическому восприятию результатов, полученных авторами «От советов до олигархов», способствовали высокий научный авторитет Тома Пикетти, а также новизна и сложность применявшихся ими технических приемов. (В первую очередь имеется в виду техника интерполяции на основе обобщенного распределения Парето — главный аналитический инструмент, с помощью которого они препарировали исходные эмпирические данные.)

Цель настоящих комментариев — попытаться хотя бы отчасти восполнить этот пробел с тем, чтобы понять, перефразируя К. Сонины, насколько совершенны «методы работы с данными» Ф. Новокмета, Т. Пикетти и Г. Зюкмана и насколько «мощна» их эмпирическая база.

Должен заранее предупредить: последующее изложение будет строиться как медленный пошаговый разбор специфических «пикеттистских» установок, разнообразных явных и неявных допущений, мелких технических нюансов, что с первого взгляда может показаться бессмысленным буквоедством. Но черт, как известно, кроется в деталях

и в лице трио авторов мы, похоже, имеем дело именно с таким кейсом². Оговорюсь, что речь пойдет лишь об одной части их работы, посвященной неравенству доходов, тогда как касаться другой ее части, посвященной неравенству богатства, я не буду³. Кроме того, я выношу за скобки царский и советский периоды, ограничившись рассмотрением трех последних пореформенных десятилетий 1991–2015 гг.

Последовательность анализа такова. Сначала я представляю основные количественные результаты, полученные Пикетти и его сотрудниками для России; после этого обсуждаю наиболее важные методологические особенности их подхода; затем последовательно рассматриваю то, как они препарировали имевшиеся в их распоряжении различные эмпирические базы данных. В заключении подводятся итоги и дается общая оценка методологии и результатов проведенного ими исследования.

Работа Новокмета, Пикетти и Зюкмана существует в трех версиях: в виде аналитического доклада Лаборатории по глобальному неравенству и статистического приложения к нему [Novokmet, Piketty, Zucman, 2017a; 2017b]; в виде главы докторской диссертации Ф.Новокмета «Между коммунизмом и капитализмом» [Novokmet, 2017]; в виде статьи, опубликованной авторами в журнале *Journal of Economic Inequality* [Novokmet, Piketty, Zucman, 2018]. Содержательно они почти не отличаются, и я буду ссылаться преимущественно на первую. В дальнейшем трио авторов для краткости будет обозначаться аббревиатурой NPZ – по начальным буквам их фамилий.

Основные результаты

Измерительная процедура, разработанная командой Пикетти, включает три основных этапа [Novokmet, Piketty, Zucman, 2017a, p. 10]. На первом неравенство в распределении доходов оценивается с ис-

² Хотя Новокмет, Пикетти и Зюкман утверждают, что каждый шаг их аналитической схемы подробно прописан в трех обширных электронных приложениях [NPZ2017MainFiguresTables.xlsx; NPZ2017NationalAccountsData.zip; NPZ2017DistributionSeries.zip], по факту это далеко не так. Многие ее ключевые моменты обходятся молчаливым, так что реконструировать алгоритм их подсчетов задача не из простых.

³ Краткий комментарий по поводу этой части исследования команды Пикетти см. в Приложении 1.

пользованием двух альтернативных источников опросных данных — Обследований бюджетов домашних хозяйств (ОБДХ) Росстата для 1980–1993 гг. и Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения (РМЭЗ ВШЭ) для 1994–2015 гг. Однако выборочные обследования домохозяйств, убеждены NPZ, дают адекватное представление о профиле распределения доходов лишь для нижних 90% населения [Novokmet, Piketty, Zucman, 2017a, p. 13].

Поэтому на втором этапе с привлечением данных Федеральной налоговой службы (ФНС) они реконструируют профиль распределения доходов для верхних 10%, выпадающих, как правило, из зоны видимости обследований домохозяйств. Налоговая статистика, к которой они имели доступ, охватывает восемь последних лет анализируемого периода — с 2008 по 2015 г. Соответственно, для этих лет параметры распределения доходов в верхнем дециле оцениваются эмпирически — исходя из данных отчетности ФНС. Однако для более ранних лет, по которым такие данные отсутствуют, NPZ подбирают параметры распределения для верхних 10% «вручную» (процедура подбора не описывается) [Ibid.]. Затем профили распределения доходов верхнего десятого дециля, полученные на базе налоговой статистики, «приклеиваются» к профилям распределения доходов девяти нижних децилей, полученным на базе опросной статистики.

На третьем этапе эти комбинированные профили подвергаются дополнительной корректировке с тем, чтобы учесть не подпадающие под налогообложение доходы от «беглого» офшорного капитала, которые в отличие от «фискальных» доходов, оцениваемых по отчетности ФНС, NPZ называют «нефискальными»⁴. Размер этих доходов и структура их распределения определяются исходя из информации, содержащейся в другой части их исследования, посвященной неравенству в распределении богатства.

В качестве финального шага полученные результаты дополнительно калибруются по величине душевого чистого национального дохода (ЧНД). NPZ исходят из того, что их оценки недоучитывают доходы в форме общественных благ и услуг, поступающих от государства, и что «полные» доходы населения с их учетом во все годы составляли

⁴ Объединение двух рядов распределения — для «обычных» и для «офшорных» доходов — осуществляется с помощью копулы Гумбеля [Novokmet, Piketty, Zucman, 2017a, p. 15].

80% от ЧНД. Добавка, связанная с доведением их суммирующего показателя («фискальный» доход + «нефискальный» доход) до 80% от душевого ЧНД, распределяется между индивидами пропорционально их неоткалиброванным доходам. Хотя в результате такой корректировки абсолютные уровни дохода у всех индивидов сдвигаются вверх, структура распределения при этом не меняется и остается такой же, какой она была до калибровки по душевому ЧНД.

Показатели дохода, получаемые на первом этапе, NPZ называют «опросными», на втором — «фискальными», на третьем — «скорректированными по данным системы национальных счетов».

На всех стадиях анализа NPZ подвергают исходные эмпирические данные корректировке, используя для этого технику интерполяции на основе обобщенного распределения Парето (*generalized Pareto interpolation techniques*). Главное отличие обобщенного распределения Парето от стандартного заключается в том, что оно допускает возможность существования на отдельных участках шкалы доходов разных по форме профилей распределения со своими особыми параметрами (говоря более предметно — со своими особыми прямыми и обратными коэффициентами Парето). (Краткое описание распределений подобного типа дается в Приложении 2.)

NPZ прибегают к этой статистической технике для решения двух задач. Во-первых, в ряде случаев, когда у них отсутствовал доступ к первичным микроданным, им приходилось работать с укрупненными табличными данными, описывающими распределение доходов по произвольно выделенным интервальным группам. Представленные в табл. 1 оценки из официальных публикаций Росстата за 2008—2015 гг. иллюстрируют, о каком конкретно формате данных идет речь. Применяя технику интерполяции на основе обобщенного распределения Парето, NPZ производили преобразование таких сегментированных рядов в непрерывные.

Во-вторых, при работе со всеми базами данных NPZ использовали ее также для корректировки профиля распределения доходов в верхнем дециле. Известно, что экономически наиболее состоятельные индивиды чаще всего остаются недоступными для интервьюеров, проводящих обследования домохозяйств. Отсюда — необходимость в корректировке профилей распределения в верхней части шкалы доходов. Следуя популярной сегодня практике, NPZ реконструи-

ровали их предполагаемую форму с помощью интерполяций на основе обобщенного распределения Парето⁵.

Таблица 1. Распределение населения по величине среднедушевых денежных доходов, 2008–2015 гг., %

Группы по величине среднедушевых месячных денежных доходов	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
До 7000 руб.	28,5	23,1	18,8	15,4	12,6	9,8	8,1	6,2
7000–10000 руб.	17,0	15,9	14,6	13,4	11,9	10,4	9,4	8,0
10000–14000 руб.	16,9	17,0	16,6	16,2	15,3	14,2	13,4	12,2
14000–19000 руб.	13,6	14,6	15,2	15,6	15,5	15,2	15	14,4
19000–27000 руб.	11,6	13,3	14,7	15,9	16,7	17,5	17,8	18,1
27000–45000 руб.	12,4*	11,1	13,3	15,1	17,2	19,3	20,7	22,5
45000–60000 руб.	...	5,0**	6,8**	8,4**	5,4	6,5	7,3	8,4
Свыше 60000 руб.	5,4	7,1	8,3	10,2
Всего	100	100	100	100	100	100	100	100

* 2008 г. – свыше 27000 руб.

** 2009–2011 гг. – свыше 45000 руб.

Источники: [Росстат, 2013, табл. 5.1; Росстат, 2017а, табл. 6.1].

Рис. 1–3 отражают траектории изменения показателей неравенства для «опросных», «фискальных» и «скорректированных по СНС» доходов за 1980–2015 гг. Поскольку, как хорошо видно на этих графиках, при переходе от «фискальных» доходов к доходам, «скорректированным по СНС», практически ничего не меняется, мы остав-

⁵ Объясняя свой выбор в пользу обобщенного распределения Парето, NPZ ссылаются на то, что оно лучше всего аппроксимирует фактическое распределение «фискальных» доходов в США, по которым существует подробная налоговая статистика [Novokmet, Piketty, Zucman, 2017а, р. 15]. (См. также: [Blanchet et al., 2017].) Но возникает вопрос: даже если в случае США все это так, почему они априорно уверены, что сходная ситуация обязательно должна наблюдаться, скажем, в России или Китае? Строго говоря, нет ничего невозможного в том, чтобы фактические профили распределения доходов в этих странах имели совершенно иную форму, чем та, которая предполагается обобщенным распределением Парето.

ляем показатели, получаемые NPZ на завершающем этапе их анализа, за рамками дальнейшего обсуждения.

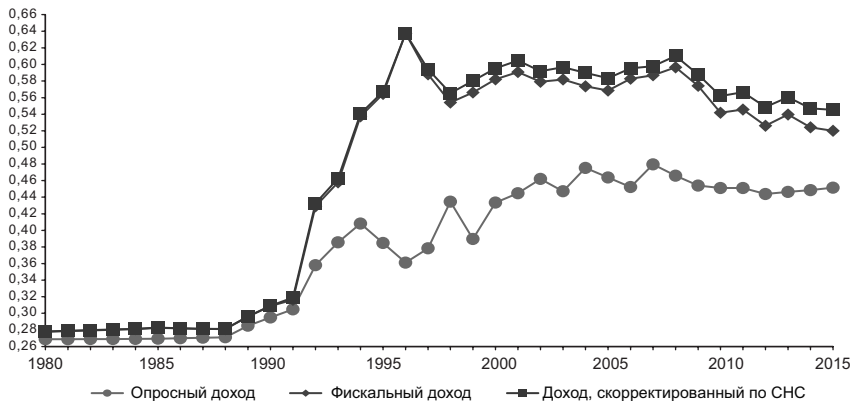


Рис. 1. Динамика коэффициента Джини, Россия, 1980–2015 гг.

Пояснение к рис. 1–3: распределение доходов (до уплаты налогов и предоставления трансфертов за исключением пенсий и пособий по безработице) среди взрослых индивидов (доход супружеских пар делился пополам). Оценки для национального дохода до уплаты налогов комбинируют данные опросов, данные фискальных органов, данные по богатству и данные национальных счетов. Оценки для фискального дохода комбинируют опросные и налоговые данные (но не используют данные по богатству для распределения не подпадающих под налогообложение доходов от капитала). Оценки для опросного дохода используют только сведения (ОБДХ), сообщавшиеся в ходе опросов самими респондентами.

Источник: [Novokmet, Piketty, Zucman, 2017a, fig. 10c].

Динамика альтернативных оценок коэффициента Джини представлена на рис. 1. В первом случае (нижняя линия) использовались только опросные данные (ОБДХ). Согласно этому варианту расчета, на протяжении двух последних десятилетий неравенство в России резко возросло: с 0,30 в 1991 г. до 0,48 в 2007 г. Правда, затем коэффициент Джини немного «похудел», потеряв к 2015 г. около 2 п.п. Во втором случае (средняя линия) опросные данные дополнялись налоговыми — это то, что NPZ именуют «фискальным» доходом. Согласно этому варианту расчета, пик неравенства в России пришелся

на 1996 г., когда коэффициент Джини по «фискальным» доходам достиг громадной величины — 0,64. Однако в последующие годы он начал медленно, хотя и не монотонно снижаться, опустившись к 2015 г. до отметки 0,55. Сравнение траекторий, по которым перемещались эти показатели, предполагает, что с середины 1990-х годов неравенство среди низко- и среднедоходных групп резко возросло (о чем говорят опросные данные), тогда как среди высокодоходных групп резко упало (о чем говорят налоговые данные). (Позднее будет показано, что на самом деле это впечатление является ложным.) Третью (верхнюю) линию, которая показывает, как менялось неравенство в доходах, «скорректированных по СНС», мы, как сказано выше, оставляем без комментариев, поскольку она фактически дублирует траекторию изменения неравенства в «фискальных» доходах.

Динамика долевых показателей неравенства лишь частично совпадает с динамикой коэффициента Джини. Нижняя линия на рис. 2 свидетельствует, что доля «опросных» доходов, достававшихся верхнему децилю, сначала резко возросла — с 23% в 1991 г. до 38% в 2004 г. (пик), после чего немного просела: 33% в настоящее время. «Фискальное» неравенство вело себя во многом иначе. В 1991 г. показатели концентрации у «опросных» и «фискальных» доходов практически не отличались, но вскоре вторые ушли в отрыв, так что уже через пять лет они были выше на целых 20 п.п. Кроме того, у «фискального» неравенства обнаруживаются не один, а два пика: первый — в 1996 г. (как и в случае коэффициента Джини), но второй, еще более высокий, — в 2008 г. После экономического кризиса 2008–2009 гг. доля «фискальных» доходов, достававшихся верхнему децилю, ощутимо снизилась: с 52% в 2008 г. до 43% в 2015 г., что в общем совпадает с поведением коэффициента Джини (рис. 1).

Наконец, рис. 3 иллюстрирует, что происходило с «богачами» из верхнего 1%. Если говорить о доле достававшихся им «опросных» доходов, то она выросла не слишком значительно — с 6% в 1991 г. до 12% в 2004 г., после чего уменьшилась до 10% в настоящее время. В случае «фискальных» доходов пик — 26% — был достигнут в 2007 г., что не совпадает с пиковыми датами ни для коэффициента Джини, ни для доли верхних 10%. Однако в последующие годы этот показатель сильно просел, откатившись к уровню 18%.

Итак, согласно выкладкам команды Пикетти: 1) в российских условиях «фискальное» неравенство отличается существенно большей

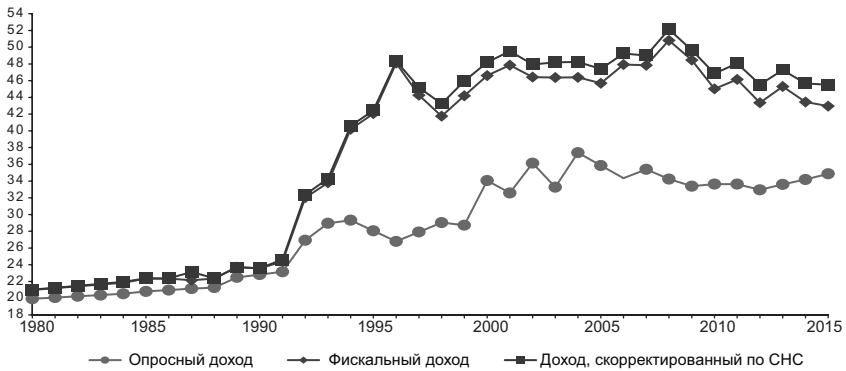


Рис. 2. Динамика доли доходов, достававшихся верхним 10%, Россия, 1980–2015 гг., %

Источник: [Novokmet, Piketty, Zucman, 2017a, fig. 10a].

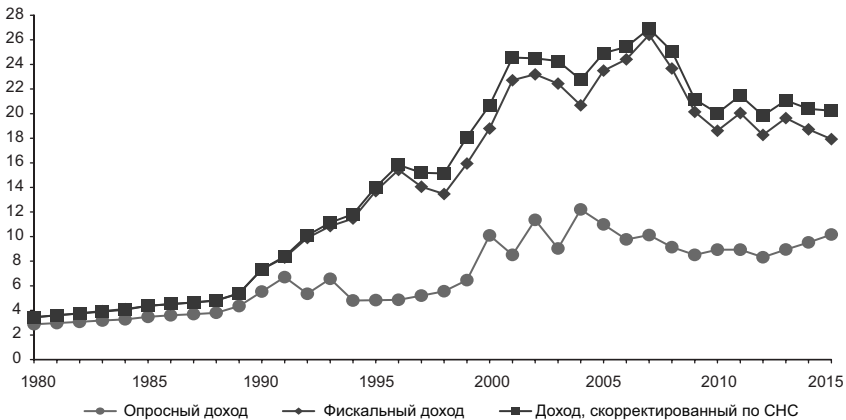


Рис. 3. Динамика доли доходов, достававшихся верхнему 1%, Россия, 1980–2015 гг., %

Источник: [Novokmet, Piketty, Zucman, 2017a, fig. 10b].

волатильностью, чем «опросное»; 2) опросные оценки занижают реальные масштабы неравенства в 1,5–2,5 раза; 3) при использовании разных данных и разных показателей пики в уровнях неравенства приходятся на разные годы – в одних случаях на середину 1990-х годов,

в других на начало 2000-х годов, в третьих на 2007—2008 гг.; 4) по всем свидетельствам, в период, последовавший за экономическим кризисом 2008—2009 гг., имело место существенное сглаживание неравенства. Однако принципиальное значение имеют два более общих вывода.

Первый: в период трансформационного кризиса в России наблюдался беспрецедентный рост неравенства, которое не уменьшилось либо даже увеличилось в период бурного роста 2000-х годов и которое даже после некоторого сжатия в посткризисный период по-прежнему остается крайне высоким. Второй: по масштабам неравенства Россия принадлежала раньше и продолжает принадлежать сейчас к числу мировых лидеров. По доле денежных доходов, сконцентрированных в руках сверхбогачей (верхний 1%), Россия почти в 2 раза превосходит Францию, в 1,5 раза Китай и примерно в 1,5—2 раза постсоциалистические страны Центральной и Восточной Европы. Единственная страна, почти не уступающая ей в данном отношении, — США [Novokmet, Piketty, Zucman, 2017a, p. 39].

Объясняя причины стремительного «прыжка» из советского мира суперравенства в постсоветский мир супернеравенства, NPZ ссылаются, во-первых, на гиперинфляцию, которая привела к сильному растягиванию левого хвоста распределения (где концентрируются индивиды с фиксированными денежными доходами) и, во-вторых, на хаотичную ваучерную приватизацию, которая привела к сильному растягиванию правого хвоста распределения (вследствие перехода гигантской массы активов в руки узкой группы новых собственников). Упоминается и такой важный фактор как резкое усиление дифференциации трудовых доходов. Однако из-за отсутствия необходимых данных NPZ не берутся сказать, какой вклад в общий скачок неравенства был внесен возросшей вариацией в доходах от капитала, с одной стороны, и возросшей вариацией в доходах от труда, с другой. Они полагают также, что устойчивость существующей структуре распределения доходов придает поразительная толерантность россиян по отношению даже к крайним проявлениям экономического неравенства [Ibid., p. 33; 36; 38—39; 41].

Строго говоря, в картине, которую рисуют NPZ, нет ничего качественно нового. Взрывной рост неравенства в России после начала перехода к рынку, а также причины, его породившие, давно и широко

ко обсуждаются в исследовательской литературе [Commander et al., 1999; Flemming, Micklewright, 2000; Galbraith et al., 2004; Gorodnichenko et al., 2010; Jovanovic, 2001; Milanovic, 1999]. Главное отличие результатов NPZ от результатов других авторов заключается в том, что они диагностируют для России гораздо более масштабное неравенство, причем как в прошлом, так и в настоящем. Сенсационность «От советов до олигархов» во многом объясняется именно этим: если большинство более ранних оценок сходились на том, что в последние 10–15 лет коэффициент Джини по доходам для России составлял порядка 0,3–0,4, то усилиями команды Пикетти он взлетает до 0,5–0,6.

Особенности методологии

Работа NPZ представляет собой часть масштабного исследовательского проекта по формированию международной базы данных о неравенстве доходов и богатства в современном мире, который осуществляется под эгидой Лаборатории глобального неравенства во главе с Т. Пикетти. Все исследования этой Лаборатории, посвященные отдельным странам, объединяет общая методология, восходящая к ранним публикациям Пикетти и его соавторов. Оценки неравенства в доходах и богатстве с ее использованием были уже получены для США, Франции, Китая, Индии и многих других стран [Voizio et al., 2018; Chance, Piketty, 2017; Piketty et al., 2017; 2018]. Российский кейс не исключение: оценки, обсуждавшиеся в предыдущем разделе, также получены с использованием специфического «пикеттистского» подхода к измерению неравенства.

Основы этого подхода были заложены в знаменитой статье Т. Пикетти и Э. Саеца, опубликованной в начале 2000-х годов [Piketty, Saez, 2003]. В ней на примере США была впервые предпринята попытка оценить масштабы неравенства в доходах на базе налоговой статистики. Доходы, отражаемые в налоговых декларациях индивидов, получили название «фискальных» — по контрасту с «опросными» доходами, информация о которых собирается в рамках обследований домохозяйств. Иными словами, фокус анализа был смещен в пользу налогооблагаемых доходов, фиксируемых в декларациях налогопла-

тельщиков. Во всех публикациях Пикетти и его сотрудников проводится мысль, что административные данные (имеются в виду сведения, содержащиеся в налоговых декларациях) намного представительнее, богаче и надежнее, чем опросные. Ориентация на изучение налоговой статистики предопределила многие методологические особенности пикеттистского подхода к измерению неравенства.

Традиционно объектом анализа экономистов и статистиков выступало неравенство в распределении доходов либо между домохозяйствами, либо между индивидами. В первом случае имеются в виду общие доходы домохозяйств, во втором – персональные доходы, для определения которых суммарный доход каждого домохозяйства делится на число его членов. При использовании более продвинутой методологии делаются корректировки, во-первых, на различия в размерах домохозяйств и, во-вторых, на внутреннюю неоднородность их состава. Осуществляются такие корректировки с помощью разнообразных шкал эквивалентности, разрабатываемых как международными экономическими организациями, так и отдельными исследователями. Скажем, согласно модифицированной шкале эквивалентности ОЭСР, первый взрослый член домохозяйства учитывается с весом, равным 1, каждый следующий взрослый – с весом 0,5, а каждый ребенок в возрасте до 14 лет – с весом 0,3 (подробнее об этом см., например: [Овчарова и др., 2014а]).

Однако пикеттисты исходят из иной единицы наблюдения: оценивается неравенство не между домохозяйствами и не между индивидами, а между *налогоплательщиками*. У такой переориентации есть важные практические следствия. Во-первых, налогоплательщиками могут выступать только взрослые члены общества. Во-вторых, законодательство многих стран допускает, чтобы одна налоговая декларация подавалась от имени сразу нескольких членов семьи, чаще всего – от имени супружеской пары. Именно так, например, устроено налоговое законодательство США.

Исходя из этого при измерении неравенства учитываются только взрослые индивиды – скажем, в возрасте 20 лет и старше, тогда как дети и подростки из рассмотрения исключаются. Чтобы проиллюстрировать, насколько значимым может оказываться подобное урезание, сошлемся на пример России, где в 2015 г. численность всего населения достигала 146 млн человек, а взрослого (20+) не дотяги-

вала до 115 млн. При таком подходе если, к примеру, одинокая бездетная женщина и одинокая женщина с тремя детьми имеют идентичные заработки, им будет вменяться один и тот же денежный доход — несмотря на то, что второй в отличие от первой приходится содержать помимо себя еще троих иждивенцев.

Не менее важно, что сама категория «налогоплательщики», как было сказано, отличается внутренней неоднородностью: скажем, в США в одних случаях ими оказываются индивиды, в других супружеские пары. Чтобы сгладить эту неоднородность, пикеттисты делят доходы супружеских пар, от лица которых могла быть подана единая декларация, пополам. Если в одной супружеской паре работает только муж, зарабатывающий 50 тыс. долл. в год, а во второй оба супруга, зарабатывающие по 25 тыс. долл. каждый, то вменяемый им всем индивидуальный доход будет идентичен. Приведем более развернутый пример, показывающий, что это может означать на практике: если какое-то домохозяйство состоит из четырех членов — мужа, жены, их не получающего стипендии взрослого сына-студента и уже вышедшего на пенсию отца жены, то у каждого из супругов вменяемый денежный доход будет равняться их совместным заработкам, деленным пополам, тогда как у сына-студента он будет нулевым; а у родителя-пенсионера равняться его пенсии. Очевидно, что по сравнению с более стандартным подходом, предполагающим распределение суммарных доходов домохозяйств между всеми членами, это должно порождать более высокие показатели неравенства. Важно и то, что при использовании пикеттистской методологии не возникает даже вопроса о том, чтобы применять какие-либо шкалы эквивалентности. Как следствие, оценки, фигурирующие в публикациях Пикетти и его сотрудников, строго говоря, нельзя считать сопоставимыми с оценками, которые при использовании более традиционной методологии получают другие исследователи.

Анализ NPZ неукоснительно следует общим пикеттистским установкам: рассматривается только взрослое население; доходы членов домохозяйств не агрегируются; доходы супружеских пар делятся пополам. Может возникнуть вопрос: какое отношение особенности американской налоговой системы имеют к России или любой другой стране? Единственный возможный ответ сводится к тому, что делается все это только для того, чтобы обеспечить сопоставимость оце-

нок по другим странам с пикеттистскими оценками «фискального» неравенства для США.

Но это еще не все. Дело в том, что анализ команды Пикетти по России исходит из достаточно необычной концепции самого показателя дохода. В международной статистической практике встречаются три основных подхода к измерению неравенства в доходах: 1) по рыночным доходам — до вычета налогов и предоставления трансфертов; 2) по промежуточным доходам — после вычета налогов, но до предоставления трансфертов; 3) по располагаемым доходам — после вычета налогов и предоставления трансфертов. NPZ придерживаются иной концепции, представляющей своего рода микс из трех более традиционных подходов. Показатель индивидуального денежного дохода, которым они оперируют, формируется из трех компонент: рыночные доходы (до вычета налогов!) + пенсии + пособия по безработице. Они не объясняют, чем обусловлен такой нестандартный выбор, предполагающий объединение доналоговых рыночных доходов с некоторыми видами социальных трансфертов, преподнося его как нечто само собой разумеющееся. Но, скорее всего, причина здесь в том, что в ключевом для них источнике опросных данных — РМЭЗ ВШЭ — информация о доходах индивидов собирается только по трем указанным позициям (впрочем, с адекватным пониманием даже их у NPZ возникает немало проблем, о чем будет сказано ниже).

Получить представление о «цене» специфической пикеттистской методологии позволяет рис. 4. На нем с использованием одного и того же источника — РМЭЗ ВШЭ — представлены два ряда оценок коэффициента Джини за 2003–2015 гг.: первый — полученный командой Пикетти, второй — полученный экспертами Мирового банка на основе более конвенционального подхода, когда учитываются все индивиды и все виды денежных доходов. В среднем коэффициенты Джини по расчетам NPZ превосходят коэффициенты Джини по расчетам экспертов Мирового банка на 22%, или на 8,5 п.п. в абсолютном выражении. Скажем, в 2015 г. они соотносились как 0,403 против 0,312. Поскольку же ни о каких методологических преимуществах пикеттистского подхода говорить не приходится, это означает, что уже на начальном этапе своего анализа NPZ преувеличивают масштабы неравенства для России примерно на 10 п.п. (если говорить о коэффициенте Джини).

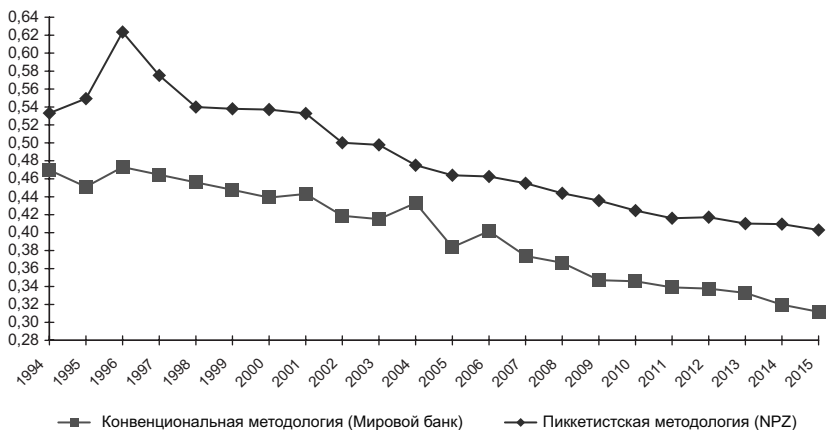


Рис. 4. Оценки коэффициента Джини с использованием альтернативных подходов, РМЭЗ ВШЭ, 1994–2015 гг.

Источники: [Novokmet, Piketty, Zucman, 2017a; Dang et al., 2018].

В заключение стоит отметить, что у многих исследователей технология получения оценок неравенства, разработанная Пикетти и его сотрудниками, вызывает глубокий скепсис. Ограничимся ссылкой на мнение известного американского экономиста Джеймса Гэлбрейта. Он характеризует созданную командой Пикетти международную базу данных о неравенстве доходов и богатства как «разрозненную, противоречивую, ненадежную», а также «плохо согласующуюся с другими авторитетными источниками». По его наблюдениям, весь пикеттиский проект покоится на шатком основании из «сверхгероических допущений» [Galbraith, 2019].

Квази-ОБДХ

Если верить NPZ, то одним из источников опросных данных, который они привлекали для своего анализа, были выборочные Обследования бюджетов домашних хозяйств (ОБДХ) Росстата [Novokmet, Piketty, Zucman, 2017a, p. 12]. (Проводятся ежеквартально, охватывая в настоящее время около 50 тыс. домохозяйств.) Но это, конечно, явное недоразумение: при ближайшем рассмотрении становится ясно,

что они просто-напросто не поняли (!), с каким именно источником данных имеют дело, ошибочно отождествив его с ОБДХ⁶. В реальности NPZ оперируют не микроданными ОБДХ, а официальными оценками Росстата о распределении населения по интервальным доходным группам, которые разрабатываются на базе данных *макростатистики*. Таблица 1, где воспроизводятся эти официальные оценки для периода 2008–2015 гг., показывает, о какого рода данных идет речь.

Основу как официальных росстатовских оценок распределения населения по уровням денежного дохода, так и официальных росстатовских оценок коэффициента Джини составляет Баланс денежных доходов и расходов населения (БДР), который обобщает данные, получаемые от предприятий и организаций, осуществляющих выплаты населению, а также из отчетности банков о движении сбережений и наличных денег в обращении. Используя БДР, Росстат рассчитывает как общие объемы, так и среднедушевые показатели денежных доходов [Овчарова и др., 2014b]. Вполне естественно, что оценки душевого дохода по БДР и по ОБДХ не совпадают: в отдельные годы разрыв между ними доходил почти до 2 раз [Овчарова и др., 2014b].

Не совпадают также и профили распределения, получаемые исходя из макроданных БДР, с одной стороны, и микроданных ОБДХ, с другой. В этом легко убедиться, обратившись к рис. 5. Согласно первым, в 2003–2015 гг. коэффициент Джини по доходам стоял фактически на месте, колеблясь в узком диапазоне 0,40–0,42; согласно вторым, он почти монотонно снижался, упав с 0,38 в 2003 г. до 0,32 в 2015 г. Таким образом, если бы NPZ и вправду оперировали данными ОБДХ, их оценки оказались бы во многом иными.

С первого взгляда может показаться, что перед нами всего лишь терминологическая оплошность, не имеющая большого значения. Однако у нее, как ни странно, обнаруживаются достаточно серьезные содержательные следствия. Во-первых, официальные оценки, характеризующие распределение населения по уровням денежных доходов, относятся не только ко взрослым, но ко *всем* индивидам,

⁶ Хотя микроданные ОБДХ за ряд лет вывешены на сайте Росстата (<https://obdx.gks.ru/>) и, следовательно, находятся в публичном доступе, в расчетах NPZ они были проигнорированы.

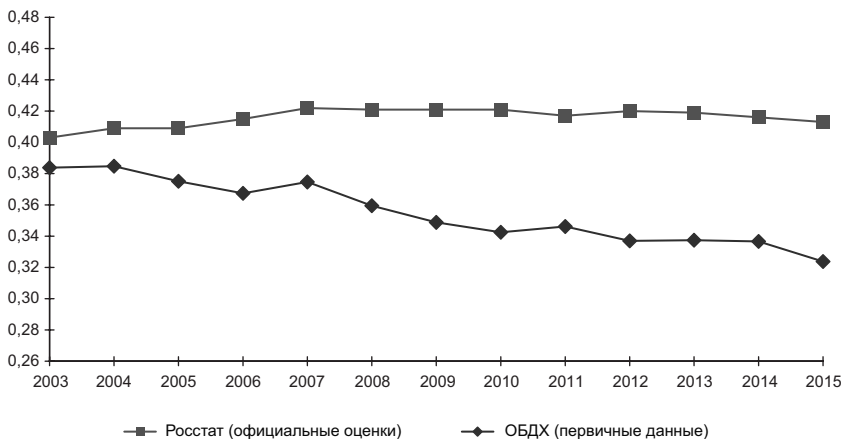


Рис. 5. Оценки коэффициента Джини: официальные оценки Росстата (квази-ОБДХ) versus опросные оценки по ОБДХ, 2003–2015 гг.

Источники: [Росстат, 2017а; Dang et al., 2018].

включая детей и подростков. Количественно, как мы видели, эта разница не так уж мала: скажем, в 2015 г. взрослое население (20+) составляло менее 80% всего населения России. Во-вторых, в публикациях Росстата показатели индивидуального дохода рассчитываются конвенциональным способом — путем деления совокупных денежных доходов домохозяйств на число членов (процедура, не вписывающаяся в методологию Пикетти и его сотрудников). В-третьих, в прямом противоречии с пикеттистскими методологическими установками в росстатовских расчетах супружеские пары не рассматриваются как особый случай и для них не производится уравнивания доходов. В-четвертых, когда NPZ пишут, что в используемом ими источнике денежный доход определяется косвенным образом как сумма расходов и чистых сбережений домохозяйств [Novokmet, Piketty, Zucman, 2017а, р. 13], они вводят читателей в заблуждение. Это действительно так по отношению к ОБДХ, но совершенно не так по отношению к БДР. Способ конструирования официальных оценок, описывающих распределение населения по уровням доходов на основе БДР, предполагает, что в них учитываются *все* возможные виды денежных доходов. Говоря иначе, они строятся исходя из более ши-

рокого определения по сравнению с тем, которым руководствуются NPZ: наряду с денежными рыночными доходами (до вычета налогов) эти оценки включают не два (пенсии плюс пособия по безработице), а *все* виды социальных денежных трансфертов (стипендии, пособия на детей и т.д.)⁷. В-шестых, разрабатываемые Росстатом данные (в отличие от данных опросов) некорректно обвинять в занижении масштабов неравенства из-за недоучета в них доходов экономически наиболее состоятельных индивидов из правого хвоста распределения. По своему дизайну они нацелены как раз на то, чтобы учитывать денежные доходы *всех* групп населения, включая и те, что находятся на вершине доходной пирамиды (другой вопрос, насколько успешно они с этой задачей справляются). Обеспечивается это тем, что в их основе лежат данные *макростатистики*, являющиеся частью системы национальных счетов.

Но, наверное, наиболее важная особенность оценок на базе БДР состоит в том, что они являются не эмпирически наблюдаемыми, а моделируемыми⁸. Как следует из методологических разъяснений Росстата, они конструируются путем имитационного моделирования, которое производится исходя из значения средней, получаемой на основе макроданных БДР, и значения некоторых других параметров распределения, получаемых на основе микроданных ОБДХ, при предположении о соответствии характера фактического распределения денежных доходов населения логнормальной (двухпараметрической)

⁷ «Согласно БДР денежные доходы населения включают начисленную заработную плату наемных работников, скорректированную на изменение просроченной задолженности; доходы лиц, занятых предпринимательской деятельностью; пенсии, пособия и другие социальные трансферты; доходы от собственности в виде процентов по вкладам, ценным бумагам, дивидендов и другие доходы. Информация об объеме доходов поступает из соответствующих статистических регистров. В данном случае за рамками наблюдения остается движение денег между домохозяйствами. Расчет объема денежных доходов населения производится с дочетом на фонд скрытой оплаты труда, оцениваемый на основе данных о расходах населения и информации о составе, объеме и структуре экономики, скрытой от наблюдения» [Овчарова и др., 2014b, с. 13].

⁸ Хотя NPZ ссылаются на работу Р. Емцова, в которой подробно обсуждаются особенности подхода Росстата [Yemtsov, 2008], они почему-то отказываются принимать эту информацию к сведению, ошибочно преподнося смоделированные росс-татовские оценки в качестве «опросных данных ОБДХ».

модели [Росстат, 2017а, с. 109]. (Подробнее об этом см.: [Овчарова и другие, 2014а]⁹.)

В результате получается, что де-факто команда Пикетти занимается пере моделированием оценок, уже смоделированных до нее Росстатом: данные, первоначально «подогнанные» под кривую логнормального распределения, «подгоняются» вторично, но только теперь уже под кривую обобщенного распределения Парето. Что можно получить на выходе после такого двойного пере моделирования, сказать сложно¹⁰.

Не менее важно, что многочисленные методологические нестыковки, пронизывающие анализ NPZ, нигде ими не эксплицируются и не обсуждаются. Так, мы не находим в их работе ни одного упоминания о методологической несовместимости между их оценками на квазиопросных данных квази-ОБДХ, с одной стороны, и их оценками на опросных данных РМЭЗ, с другой. Читатель остается в неведении относительно того, что переход от первых ко вторым сопровождается сменой единиц наблюдения, а также базового определения дохода. Для того, чтобы убедиться, что с количественной точки зрения эта смена не так уж безобидна, достаточно обратиться к рис. 6, на котором представлена динамика коэффициента Джини по «опросным» доходам.

При построении этого графика мы совместили оценки, полученные NPZ исходя из квазиопросных данных квази-ОБДХ, с оценками, полученными ими же исходя из опросных данных РМЭЗ. Мы видим, что примерно до середины 2000-х годов выше оказываются показатели по РМЭЗ, но в последние десять лет вперед выходят показатели по квази-ОБДХ. Иными словами, перед нами две совершенно разных картины эволюции «опросного» неравенства во времени. Обращает на себя внимание и то, что на «перегоне» от 1993 к 1994 г. (то есть при переходе NPZ от данных квази-ОБДХ к данным РМЭЗ) наблюдается отчетливый структурный брейк (см. разрыв между соответствующими участками этих кривых на рис. 6). Очевидно,

⁹ По мнению многих экспертов, используемая Росстатом процедура моделирования отличается непрозрачностью и плохо поддается рационализации. См., например: [Yemtsov, 2008].

¹⁰ По сравнению с NPZ у экспертов Росстата есть, по меньшей мере, то преимущество, что при моделировании предполагаемого профиля распределения доходов они имеют возможность оперировать исходными микроданными ОБДХ.

что два ряда оценок, один из которых команда Пикетти использует для подпериода 1980–1993 гг., а другой – для подпериода 1994–2015 гг., в принципе не поддаются комбинированию. Достаточно сказать, что на 1996 г. приходится максимум «опросного» неравенства согласно РМЭЗ, но минимум – согласно квази-ОБДХ (если оставить за скобками предреформенный 1991 г.).

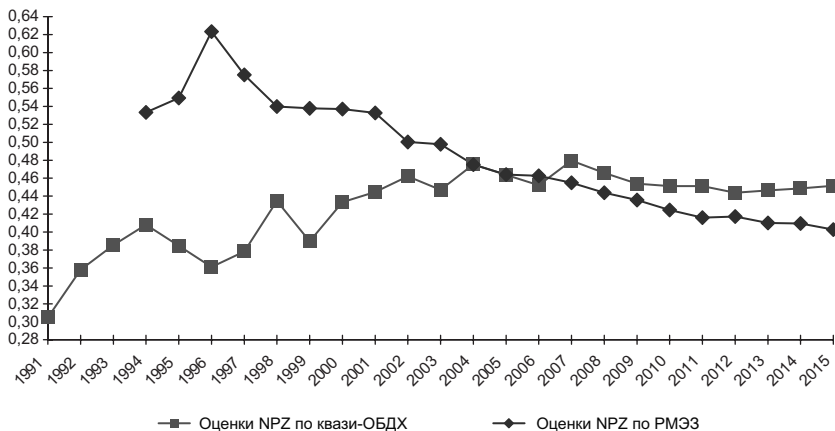


Рис. 6. Альтернативные оценки «опросного» неравенства (коэффициенты Джини): квази-ОБДХ versus РМЭЗ, 1991–2015 гг.

Источник: [Novokmet, Piketty, Zucman, 2017a].

Остается также непонятным, почему в своих выкладках NPZ не задействуют макропоказатель денежных доходов населения (вписанный, напомним, в систему национальных счетов), с помощью которого можно было бы контролировать качество получаемых результатов. По логике вещей оценки среднедушевого уровня доходов, к которым приходят NPZ, должны совпадать с аналогичными оценками, которые дает российская макростатистика, поскольку речь идет об одном и том же агрегате. Действительно, для тех лет, по которым Росстат публиковал данные о распределении населения по доходным группам в более или менее дробной разбивке, альтернативные показатели среднедушевого дохода – по версии NPZ и по версии официальной статистики – отличаются незначительно. Однако в тех слу-

чаях, когда публикуемые Росстатом данные были чрезмерно агрегированными, расхождения оказываются весьма внушительными. Так, для 2002–2010 гг. NPZ на 10–15% переоценивают уровень среднедушевых денежных доходов по сравнению с тем, что дает макростатистика, тогда как для 1991–1992 гг. на 10–20% его недооценивают. По меньшей мере, для этих лет результаты, получаемые командой Пикетти на квазиопросных данных квази-ОБДХ, явно не заслуживают доверия¹¹.

Поскольку NPZ ошибочно воспринимают данные БДР в качестве опросных, они отрезают от них правый хвост для верхних 10%, представляя вместо него другой хвост, полученный для тех же верхних 10% исходя из данных налоговой статистики. Однако подобная операция иррациональна: к данным БДР нельзя ничего дополнительно «приклеивать», потому что они исходно конструируются так, чтобы полностью учитывать *все* денежные доходы населения и, значит, какой-либо добавке в пользу верхнего дециля взяться в них «физически» неоткуда.

Итоги удвоенного перемоделирования команды Пикетти визуализированы на рис. 7, где представлены две версии оценок коэффициента Джини – из публикаций NPZ, с одной стороны, и из публикаций Росстата, с другой. Понятно, что никаких эмпирических оснований для расхождений между двумя этими кривыми нет и быть не может, поскольку они строятся на одной и той же эмпирической основе – данных квази-ОБДХ (или, что то же самое, – данных БДР). Но, как показывает рис. 7, по сравнению с оценками Росстата оценки NPZ, во-первых, заметно меняют траекторию движения коэффициента Джини во времени и, во-вторых, делают его выше в среднем на 3–6 п.п. Можно сказать, что добавочные 3–6 п.п. – это чистая «цена» повторного пикеттистского перемоделирования.

¹¹ Ограничимся парой примеров. В 1991 г. среднедушевой денежный доход составлял, по официальным оценкам, 8,0 тыс. руб., тогда как по пикеттистским – только 6,6 тыс. руб. (деноминированных). Обратное соотношение дает 2008 г.: Росстат – 226,5 тыс. руб., NPZ – 265,6 тыс. руб. Годовая разность в размере 40 тыс. руб. в пользу второй оценки берется в буквальном смысле ниоткуда, поскольку БДР по определению учитывает *все* денежные доходы населения, не оставляя места ни для каких добавок.

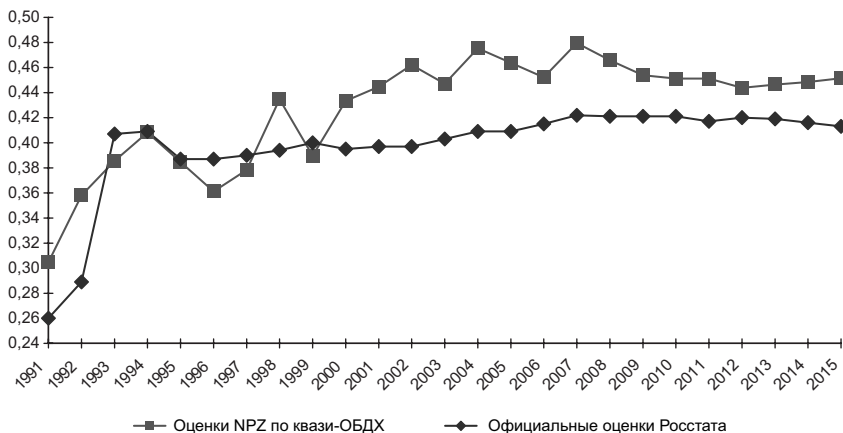


Рис. 7. Альтернативные оценки коэффициента Джини: квази-ОБДХ (NPZ) versus официальные оценки Росстата (БДР), 1991–2015 гг.

Источник: [Росстат, 2017а; Novokmet, Piketty, Zucman, 2017а].

РМЭЗ

Но все же главным источником эмпирических данных для команды Пикетти служат обследования Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения (РМЭЗ ВШЭ): именно они составляют основу, на которой строятся ее оценки «опросного» неравенства для новейшего подпериода 1994–2015 гг. (Проводятся ежегодно, в настоящее время охватывают около 7 тыс. домохозяйств.) Однако способ, каким препарируются эти данные, также вызывает немало вопросов.

NPZ исходят из предположения, что обследования РМЭЗ дают адекватное представление о доходах нижних девяти децилей, но нуждаются в серьезной корректировке применительно к доходам верхнего десятого дециля (см. выше). Остается, правда, непонятным, откуда у них уверенность, что РМЭЗ точно репрезентирует доходы именно нижних 90%, а не, скажем, нижних 85% или нижних 95%? Свой выбор в пользу цифры 90% они никак не аргументируют, преподнося его как единственно возможный и само собой разумеющийся. Но, скажем, сами разработчики выборочных обследований РМЭЗ при-

держиваются иного мнения, считая их репрезентативными для 96% генеральной совокупности [Kozugeva et al., 2015]. Странно поэтому, что NPZ даже не пытаются протестировать полученные ими результаты на чувствительность к альтернативным предположениям относительно «доходной» репрезентативности РМЭЗ¹². Насколько изменится картина неравенства, если предположить, что эти обследования точно отражают доходы нижних 80%, или 85% или 95% населения? (Ср.: [Dang et al., 2018].)

Как известно всем пользователям базы данных РМЭЗ, в ходе этих обследований респонденты сообщают о размере своих доходов *после вычета* налогов. Вопреки этому NPZ представляют дело так, как если бы в них собиралась информация о доходах индивидов *до вычета* налогов. Важно здесь то, что на следующем этапе они монтируют «опросное» неравенство по РМЭЗ для нижних девяти децилей с «фискальным» неравенством по отчетности ФНС для верхнего десятого дециля. Но если для первых величина доходов рассчитывается *после* уплаты налогов, то для последнего *до* их уплаты (см. следующий раздел). Перед нами явная методологическая нестыковка: апельсины смешиваются с яблоками. Очевидно, что ее результатом будет искусственная, причем достаточно ошутимая, «подкачка» масштабов неравенства (как коэффициента Джини, так и долевых показателей).

Результаты NPZ завывают их еще по одной причине. Как известно, Россия отличается огромной вариацией в показателях стоимости жизни между регионами. (Скажем, в Москве и Дагестане один и тот же денежный доход будет обеспечивать идентичным домохозяйствам совершенно разный уровень благосостояния.) В России разброс в уровнях цен между регионами в несколько раз выше, чем даже в такой географически неоднородной стране как США [Овчарова и др., 2014b]. Но NPZ полностью игнорируют в своих расчетах этот фактор. Вместе с тем анализ показывает, что при учете межрегиональной дифференциации в стоимости жизни коэффициент Джини для России снижается на 5–7 п.п. [Gorodnichenko et al., 2010; Yemtsov, 2008].

Не принимают они во внимание и того обстоятельства, что данные РМЭЗ о доходах респондентов являются месячными и по этой

¹² Отметим, что в базе данных РМЭЗ для всех респондентов имеются индивидуальные веса, позволяющие переходить от выборочной к генеральной совокупности. Но NPZ, насколько можно понять, оперируют в своих расчетах невзвешенными данными.

причине могут сильно переоценивать размах неравенства для 1994–2004 гг. из-за широчайшего распространения в тот период задержек заработной платы. В эти годы у огромного числа работников месяцы с нулевыми или околонулевыми заработками чередовались с месяцами, когда им производились разовые выплаты задержанных заработков сразу за несколько предыдущих месяцев. Отсюда – избыточное неравенство в месячных показателях дохода, которое исчезало бы при обращении к годовым показателям. Факт существования избыточного неравенства, которое генерировалось несвоевременными выплатами заработной платы, зафиксирован в целом ряде исследований [Earle, Sabirianova, 2002; Lehmann, Wadsworth, 2007]. Однако о массовых задержках заработной платы в 1990-е – начале 2000-х годов NPZ не упоминают и никакой корректировки на них не делают.

Свой показатель «опросных» доходов NPZ формируют, используя базу микроданных РМЭЗ для индивидов при полном игнорировании базы микроданных РМЭЗ для семей. Мы уже упоминали, что они исходят из достаточно нестандартного определения дохода и что их выбор в пользу него объясняется, по-видимому, тем, что в рамках РМЭЗ при заполнении анкет для взрослых членов домохозяйств информация собирается лишь по трем видам денежных поступлений: заработка по месту работы (основному, дополнительному и случайному); пенсии; пособия по безработице.

Но это крайне узкий подход, поскольку он учитывает, во-первых, только часть *денежных рыночных доходов* и, во-вторых, только часть *денежных социальных трансфертов*. Выплата многих видов рыночных доходов производится безотносительно к месту работы индивидов (примеры: арендная плата за сдачу жилья, дивиденды, проценты по банковским вкладам и т.д.). Точно так же список социальных трансфертов не исчерпывается пенсиями и пособиями по безработице (примеры: стипендии, семейные и материнские пособия, выплаты социально уязвимым категориям граждан и т.д.). Важно отметить, что преобладающая часть таких трансфертов направляется в нижнюю часть доходной пирамиды, так что их учет не только повышал бы средний уровень доходов, но и менял бы профиль их распределения¹³. Перечислим лишь те виды денежных поступлений, которые NPZ игнори-

¹³ Мы уже не говорим о разнообразных неденежных трансфертах (таких как льготы для пенсионеров по оплате жилья или проезду на городском транспорте, бесплатное питание детей в школах и т.п.), автоматически исключаемых из расче-

руют, но информация о которых присутствует в семейных опросниках РМЭЗ: дотации на топливо; пособия на детей; безвозмездная помощь от детей, родителей, других родственников, друзей, посторонних лиц, государственных или негосударственных организаций; субсидии на оплату жилья и коммунальных услуг; стипендии; доходы от продажи личного имущества; доходы от сдачи в аренду имущества; доходы от вложения капитала в виде процентов по вкладам; доходы по акциям, облигациям, ценным бумагам; выплаты по страховкам; алименты.

В силу крайней узости определения, избранного NPZ, их предположение о том, что неполный учет доходов имеет место только по отношению к верхним 10%, тогда как доходы нижних 90% учитываются полностью и поэтому по отношению к ним никакой корректировки не требуется, выглядит эмпирически неправдоподобным. Так, согласно их подсчетам, в 2015 г. у взрослых респондентов РМЭЗ из девяти нижних децилей среднедушевой «опросный» доход равнялся 17,2 тыс. руб. в месяц. Предположим для простоты, что вся социальная помощь, которую предоставляет государство, направляется исключительно нижним 90% населения (что, скорее всего, не так уж далеко от истины). В таком случае в 2015 г. среднедушевые социальные выплаты (помимо пенсий и пособий по безработице) должны были обеспечивать им дополнительно 2 тыс. руб. в месяц – сумму, не учитываемую в расчетах NPZ, но составлявшую более 10% от их среднедушевого «опросного» дохода [Росстат, 2017а, табл. 7.4]. Добавка не такая уж мизерная, причем для индивидов из самых нижних децилей она, по понятным причинам, была в относительном выражении еще выше. И все это – без «опросно-неучтенных» рыночных доходов, определенная часть которых также должна была поступать индивидам из нижних девяти децилей.

Подход NPZ ведет к искусственному «вздуванию» масштабов неравенства еще и потому, что фатально недооценивает численность индивидов со средневысокими и высокими доходами. Обозначим термином «критический порог» уровень денежного дохода, соответствующий разделительной черте между первыми девятью и последним десятым децилями. По подсчетам NPZ, выполненным на данных РМЭЗ, для того, чтобы преодолеть этот критический порог, в 2015 г. индивид должен был иметь доход около 500 тыс. руб. в год или, что то же самое, примерно 41,6 тыс. руб. в месяц.

тов NPZ, поскольку они изначально декларируют, что их целью является измерение неравенства только в денежных доходах.

У нас есть возможность проверить, насколько правдоподобны эти выкладки, обратившись к официальным публикациям Росстата о распределении населения по доходным группам (ссылка на них уже давалась раньше, см. табл. 1). Но поскольку росстатовский ряд оценок относится ко *всему* населению, сначала его необходимо преобразовать в аналогичный ряд для *взрослого* населения. Это можно сделать, предположив, скажем, что на протяжении всей шкалы доходов соотношение между лицами в возрасте 20 лет и старше и лицами в возрасте 19 лет и младше остается постоянным. В таком случае нам было бы достаточно разделить все граничные значения доходных интервалов на долю взрослых индивидов в общей численности населения. Однако подобная операция была бы некорректна, так как доля взрослых индивидов не остается постоянной, последовательно увеличиваясь по мере продвижения по шкале денежных доходов вверх (чем многодетнее семьи, тем они в среднем беднее, и наоборот).

Поэтому мы обратились к данным РМЭЗ за 2015 г., рассчитав по ним доли взрослых индивидов в разных сегментах распределения, идентичных тем, что представлены в табл. 1. С помощью этих оценок от исходных интервальных групп для всего населения можно перейти к скорректированным интервальным группам для взрослого населения. Результаты такого преобразования представлены в табл. 2. Контраст с результатами NPZ оказывается огромным: если, по их оценкам, в 2015 г. месячный доход не ниже 41,6 тыс. руб. имели 10% взрослого населения, то, по скорректированным оценкам на данных Росстата, 32,4%: разрыв достигает трех с лишним раз (грубо говоря, «дециль против терциля»). Впрочем, на это можно возразить, что данные Росстата, представленные в табл. 1, точно так же являются продуктом моделирования, и поэтому неясно, почему одни модельные оценки следует предпочесть другим модельным оценкам. Но это возражение не работает против еще одного возможного теста, хотя он и является более окольным.

Напомним, что, по расчетам NPZ, в 2015 г. доходы не ниже критического порога — 41,6 тыс. руб. в месяц — имели 11,5 млн индивидов, составлявших десятую часть взрослого населения России. В табл. 3 приводятся данные о распределении в 2015 г. работников крупных и средних предприятий по уровням их оплаты, откуда следует, что в этом году заработную плату не ниже 41,6 тыс. руб. в месяц имел примерно каждый четвертый работник данного сектора. Всего

Таблица 2. Распределение всего населения и взрослого населения (20+) по величине среднедушевых денежных доходов, 2015 г., %

Исходные границы интервальных групп по величине среднедушевых месячных денежных доходов (все население)	Доля в численности всего населения, %	Доля взрослых индивидов (20+)	Скорректированные границы интервальных групп по величине среднедушевых месячных денежных доходов (взрослое население)	Доля в численности взрослого населения, %
До 7000 руб.	6,2	0,62	До 11290 руб.	6,2
7000–10000 руб.	8,0	0,66	11290–15152 руб.	8,0
10000–14000 руб.	12,2	0,73	15152–19178 руб.	12,2
14000–19000 руб.	14,4	0,77	19178–24675 руб.	14,4
19000–27000 руб.	18,1	0,80	24675–33750 руб.	18,1
27000–45000 руб.	22,5	0,83	33780–54217 руб.	22,5
45000–60000 руб.	8,4	0,85	54217–70588 руб.	8,4
Свыше 60000 руб.	10,2	0,88	Свыше 70588 руб.	10,2
Всего	100	0,78	100	100

Примечание. Скорректированные границы интервальных групп рассчитывались по формуле: $y_{icorr} = y_{incorr} / a_i$, где y_{icorr} – скорректированная верхняя граница интервальной группы i , y_{incorr} – исходная верхняя граница интервальной группы i , a_i – доля взрослых индивидов в интервальной группе i . Источник данных о доле взрослых индивидов в различных интервальных группах – РМЭЗ ВШЭ за 2015 г. Жирным курсивом выделены интервальные группы, у части или у всех членов которых денежные доходы в 2015 г. превышали критический порог 41,6 тыс. руб. в месяц.

Источники: [РМЭЗ ВШЭ; Росстат, 2017а, табл. 6.1].

в нем было занято 33,3 млн человек и, следовательно, примерно у 8,5 млн из них заработная плата превосходила критический порог¹⁴.

¹⁴ Конечно, среди работников крупных и средних предприятий могут встречаться и «невзрослые» индивиды младше 20 лет. Но, во-первых, общая численность занятых тинейджров в России крайне невелика (скажем, в 2015 г. она едва превышала 400 тыс. человек), а, во-вторых, основная их часть должна по понятным причинам концентрироваться на нижних этажах доходной пирамиды. Поэтому возмож-

Приведенная оценка является минимальной: соответствующая информация собирается Росстатом в апреле и, таким образом, не учитывает, во-первых, возможного роста заработной платы в последующие восемь месяцев, и, во-вторых, выплат премий по итогам года (так называемую тринадцатую зарплату, традиционно выплачиваемую в декабре)¹⁵.

Таблица 3. Распределение численности работников крупных и средних предприятий по размерам начисленной заработной платы, 2015 г., %*

Группы работников, занятых на крупных и средних предприятиях, по размерам месячной начисленной заработной платы	Доля в общей численности работников, %
До 5965 руб.	1,4
5965–7400 руб.	3,1
7400–9000 руб.	3,4
9000–12200 руб.	8,3
12200–15400 руб.	8,7
15400–18600 руб.	9,1
18600–21800 руб.	8,3
21800–25000 руб.	8,0
25000–35000 руб.	18,6
35000–50000 руб.	15,2
50000–75000 руб.	9,4
Свыше 75000 руб.	6,5
Все	100

* Жирным курсивом выделены интервальные группы, у части или у всех членов которых месячная начисленная заработная плата превышала критический порог 41,6 тыс. руб. в месяц.

Источник: [Росстат, 2017а, табл. 6.4].

ная ошибка, связанная с исключением тинейджеров из числа занятых, в любом случае будет пренебрежимо мала.

¹⁵ О значении этих выплат говорит хотя бы тот факт, что в российских условиях декабрьская заработная плата ежегодно оказывается на 25–35% выше ноябрьской.

Поскольку для других секторов прямые данные о распределении работников по уровням заработной платы отсутствуют, для них приходится ограничиться косвенными оценками, которые можно получить, отталкиваясь от эмпирически наблюдаемых соотношений между средними уровнями заработной платы в секторе крупных и средних предприятий, с одной стороны, и в остальных секторах, с другой (табл. 4). Согласно этим оценкам, лица, занятые по гражданско-правовым договорам, добавляют к численности индивидов с заработной платой не ниже критического порога 1,5 млн человек, сектор малых предприятий – 1,2 млн, сектор микропредприятий – 0,6 млн, «остаточный» сектор (фермеры, самозанятые, занятые по найму у индивидуальных предпринимателей, занятые по найму у физических лиц, неформальные работники) – еще 3,5 млн человек. Ориентировочная суммарная оценка – 15 млн работников с месячными заработками не ниже 41,6 тыс. руб. – уже оказывается почти на треть выше той, что дают NPZ (11,5 млн человек).

Таблица 4. Численность работников с месячной заработной платой выше критического порога 41,6 тыс. руб., 2015 г. (ориентировочный расчет)

Показатели	Сектор крупных и средних предприятий	Сектор малых предприятий	Сектор микропредприятий	Работающие по гражданско-правовым договорам	«Остаточный» сектор
Численность работников всего, млн человек	33,3	6,7	4,6	5,4	22,3
Среднемесячная заработная плата, тыс. руб.	33,8	23,9	18,1	38,1	21,0
Доля работников с месячной заработной платой не ниже 41,6 тыс. руб., %	0,25	0,18	0,13	0,28	0,16
Численность работников с месячной заработной платой не ниже 41,6 тыс. руб., млн человек	8,3	1,2	0,6	1,5	3,5

Примечание. Для всех секторов, кроме сектора крупных и средних предприятий, доля работников с месячной заработной платой не ниже 41,6 тыс. руб. определялась по формуле: $D_i = (ЗП_i / ЗП_{КлС}) \times D_{КлС}$, где D_i – доля работников i -того сектора с заработной платой не ниже критического порога, $ЗП_i$ – средняя заработная плата работников i -того сектора, $ЗП_{КлС}$ – средняя заработная

плата работников сектора крупных и средних предприятий, $D_{КиС}$ — доля работников сектора крупных и средних предприятий с заработной платой не ниже критического порога. Средняя заработная плата работников «остаточного» сектора рассчитывалась условно как среднеарифметическое заработных плат работников сектора малых предприятий и сектора микропредприятий.

Источники: [http://gabriel-zucman.eu/russia/AppendixB/IncomeTaxData/RussianTaxDataOVERVIEW/W_15; Росстат, 2017а, табл. 6.4; Росстат, 2017б, с. 9].

Однако при ее получении не учитывалось множество дополнительных факторов, способных дополнительно увеличивать численность лиц с доходами не ниже критического порога.

1. В 2015 г. при среднемесячной величине назначенных пенсий около 11 тыс. руб. в России насчитывалось 15,3 млн работающих пенсионеров. Таким образом, для того, чтобы преодолеть критический порог в 41,6 тыс. руб., среднестатистическому российскому работающему пенсионеру было достаточно зарабатывать около 31 тыс. руб. в месяц.

2. В 2015 г. 2 млн занятых трудились на двух и более работах. При этом, по данным РМЭЗ, средние заработки на основной и дополнительной работах соотносились у них примерно как 1:0,5. Таким образом, для того, чтобы перейти критический порог в 41,6 тыс. руб., на основной работе им было достаточно иметь месячный заработок в 27,5 тыс. руб.

3. По данным СНС, в 2015 г. скрытые трудовые доходы составляли около 40% от официальных, причем значительная (возможно, главная) их часть приходилась на так называемые конвертные выплаты¹⁶. Если предположить, что половину всех скрытых трудовых доходов составляли выплаты «в конвертах», то это означало бы, что в среднем они обеспечивали добавку в размере 20% сверх официальной заработной платы. В таком случае для того, чтобы работники, получавшие теневые выплаты, могли преодолеть критический порог в 41,6 тыс. руб., им было достаточно зарабатывать официально 33 тыс. руб. в месяц.

4. До сих пор речь шла лишь об одном источнике доходов — плате за труд. Однако не меньшее значение могут иметь другие виды денежного дохода — трансферты, доходы от предпринимательской де-

¹⁶ Другая часть скрытых трудовых доходов — заработки от неформальной занятости — была уже де-факто учтена при расчете средней заработной платы для «остаточного» сектора.

тельности, доходы от капитала, доходы от собственности и т.д. По официальным оценкам, в 2015 г. доля нетрудовых доходов в общем объеме денежных доходов населения превышала треть. Очевидно, что либо сами по себе либо в комбинации с трудовыми доходами они могли дополнительно выводить за критический порог (41,6 тыс. руб. в месяц) значительную часть взрослого населения России.

Как следствие, даже по самым скромным оценкам численность взрослых индивидов с месячным доходом не ниже 41,6 тыс. руб. должна была составлять в 2015 г. не менее 20 млн человек, а, возможно, приближаться к отметке, которая предполагается официальными оценками Росстата, — около 33 млн (табл. 2). В любом случае у нас есть веские основания полагать, что в своих расчетах NPZ кратно недооценивают численность индивидов со средневысокими и высокими доходами. Следует особо подчеркнуть: к этому заключению приводит анализ *административных* данных, свободных от множества недостатков и ограничений, присущих опросным данным. Но если справедлив вывод о том, что оценки NPZ, касающиеся лиц со средневысокими и высокими доходами, далеки от реальности, то, значит, далеки от реальности и их общие оценки неравенства.

Формат, в котором NPZ представляют свои финальные графики, отличает одна странность: на них оценки «опросного» неравенства по РМЭЗ почему-то подменяются аналогичными оценками по квази-ОБДХ (рис. 1–3). Это достаточно удивительно: ведь показатели «фискального» дохода надстраиваются над показателями «опросного» дохода по РМЭЗ, а не по квази-ОБДХ. Если же произвести обратную операцию, вернувшись от квази-ОБДХ к РМЭЗ, графики NPZ приобретают кардинально иной вид (рис. 8–10). Вырисовывающаяся из них картина любопытна в нескольких отношениях.

Первое: источник, которому сами NPZ отдают предпочтение и который они реально используют в своих расчетах для 1994–2015 гг., говорит о быстром и практически монотонном сокращении «опросного» неравенства начиная с конца 1990-х годов, о чем трио авторов почему-то умалчивает. (Возможно, замена оценок по РМЭЗ оценками по квази-ОБДХ как раз и призвана замаскировать этот факт.) Здесь стоит напомнить, что все другие исследования с использованием данных РМЭЗ рисуют сходную картину динамики неравенства [Calvo et al., 2015; Dang et al., 2018; Gorodnichenko et al., 2010]. Второе: выясняется, что на протяжении большей части рассматриваемого

периода «фискальное» и «опросное» неравенство двигались по расходящимся траекториям. Как следует из рис. 8–10, с 1998 по 2008 г. клин между ними непрерывно расширялся. С формальной точки зрения это означает, что досчеты, производившиеся командой Пикетти с использованием налоговой статистики, становились все больше: скажем, в 1998 г. «фискальная» надбавка над «опросным» коэффициентом Джини составляла только 1,4 п.п., но в 2008 г. уже 15,2 п.п.¹⁷

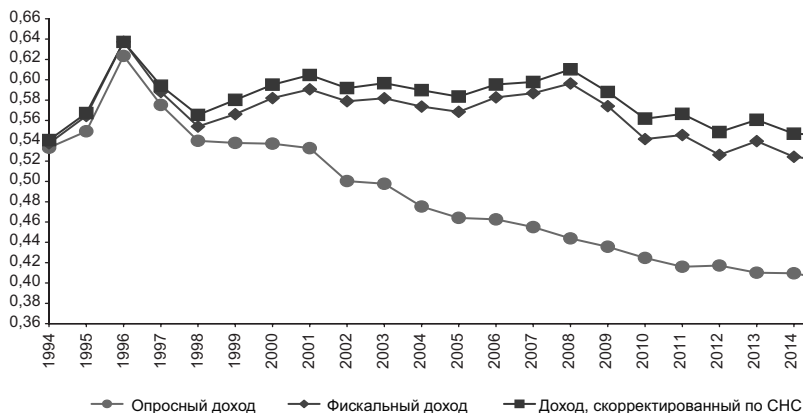


Рис. 8. Динамика коэффициента Джини, Россия, 1994–2015 гг.

Пояснение к рис. 8–10: распределение доходов (до уплаты налогов и предоставления трансфертов за исключением пенсий и пособий по безработице) среди взрослых индивидов (доход супружеских пар делился пополам). Оценки для национального дохода до уплаты налогов комбинируют данные опросов, данные фискальных органов, данные по богатству и данные национальных счетов. Оценки для фискального дохода комбинируют опросные и налоговые данные (но не используют данные по богатству для распределения не попадающих под налогообложение доходов от капитала). Оценки для опросного дохода используют только сведения (РМЭЗ), сообщавшиеся в ходе опросов самими респондентами.

Источник: [Novokmet, Piketty, Zucman, 2017a].

¹⁷ Отсюда следует также, что, вопреки собственным утверждениям, NPZ де-факто исходят из предположения, что «доходная» репрезентативность обследований РМЭЗ не оставалась постоянной во времени: они давали вполне адекватное представление о доходах верхнего дециля в 1994–1998 гг., но абсолютно неадекватное в последующие годы.

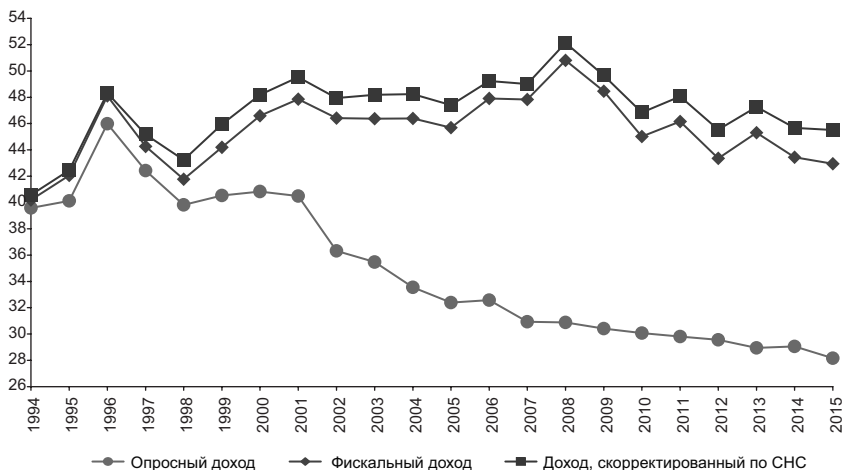


Рис. 9. Динамика доли доходов, достававшихся верхним 10%, Россия, 1994–2015 гг., %

Источник: [Novokmet, Piketty, Zucman, 2017a].

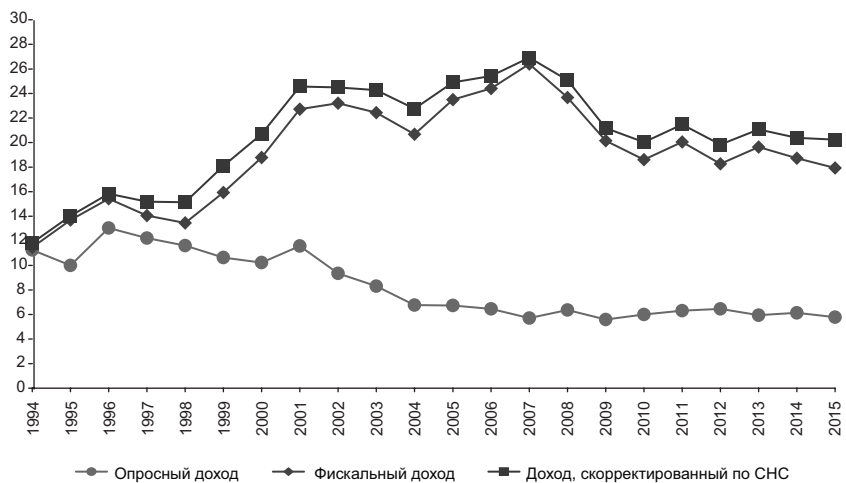


Рис. 10. Динамика доли доходов, достававшихся верхнему 1%, Россия, 1994–2015 гг., %

Источник: [Novokmet, Piketty, Zucman, 2017a].

Но главное даже не это, а то, что при определении масштабов «фискального» неравенства NPZ располагали реальными эмпирическими данными (имеется в виду отчетность ФНС) только для восьми лет из двадцати пяти. Допустим даже, что для этих лет их «фискальные» досчеты полностью корректны (вопрос, так ли это на самом деле, будет обсуждаться в следующем разделе). Однако для всех остальных лет (с 1991 по 2007 г.), для которых они не располагали такими данными, дооценивание делалось ими «вручную», причем как именно, нигде не поясняется. Иначе говоря, для этих лет форма клина между кривыми «фискального» и «опросного» неравенства оказывается совершенно произвольно сконструированной. То, что на рис. 8–10 он изображен расширяющимся, — это эмпирически ничем не подтверждаемый продукт интуитивных догадок NPZ: с таким же успехом можно было бы изобразить его фиксированным, сужающимся или каким угодно еще. Похоже, перед нами пример подгонки под заранее заданный результат.

Отчетность ФНС

В предыдущем разделе было показано, как сохранение в неизменном виде опросных оценок для первых девяти децилей и их корректировка в сторону повышения для последнего десятого дециля ведут к «раздуванию» масштабов неравенства. В настоящем разделе мы попробуем проследить, с помощью каких технических манипуляций это делается.

Как уже упоминалось, профиль распределения доходов для верхних 10% NPZ реконструируют исходя из данных налоговой статистики. Привлечение этого источника для измерения неравенства в России они считают своей главной новацией: до них таких попыток практически не предпринималось¹⁸. Можно даже сказать, что это ключевой сюжет их исследования.

Отчетность ФНС выделяет семь интервальных групп в зависимости от величины задекларированного налогоплательщиками дохода: до 1 млн руб.; от 1 до 10 млн руб.; от 10 до 100 млн руб.; от 100 до

¹⁸ Исключением можно считать работы С. Гуриева и А. Рачинского [Гуриев, Рачинский, 2006] и К. Бутаевой [Бутаева, 2017], но их авторы располагали налоговыми данными только по одному региону — Москве.

500 млн руб.; от 500 млн до 1 млрд руб.; от 1 млрд до 10 млрд руб.; 10 млрд руб. и выше. Таблица 5 показывает распределение по этим группам лиц, подававших в 2008–2015 гг. налоговые декларации. Так, в 2015 г. из 7,1 млн налогоплательщиков, подавших декларации, 6,5 млн (90,5%) задекларировали доход в размере менее 1 млн руб. и 0,4 тыс. (0,07%) в размере 1 млрд руб. и выше. Но прежде чем использовать эти данные для оценки неравенства, необходимо решить две технических задачи.

Таблица 5. Распределение налогоплательщиков, представивших налоговые декларации, по величине задекларированного годового дохода, 2008–2015 гг.

Группы налогоплательщиков по величине задекларированного дохода	2008	2009	2011	2012	2013	2014	2015
	Численность, человек						
До 1 млн руб.	5307756	4511724	5665202	5892092	6031915	6354278	6446648
От 1 млн до 10 млн руб.	428726	267999	397333	485468	542840	654754	640300
От 10 млн до 100 млн руб.	33302	27276	26637	26516	26711	28950	29988
От 100 млн до 500 млн руб.	4829	4437	4264	4016	3986	4221	4383
От 500 млн до 1 млрд руб.	535	557	642	553	552	613	587
От 1 млрд до 10 млрд руб.	455	385	430	383	360	404	398
10 млрд руб. и выше	38	29	15	10	13	23	26
Все	5775641	4812407	6094523	6409038	6606377	7043243	7122330
	Доли, %						
До 1 млн руб.	91,9	93,8	93,0	91,9	91,3	90,2	90,5
От 1 млн до 10 млн руб.	7,4	5,6	6,5	7,6	8,2	9,3	9,0
От 10 млн до 100 млн руб.	0,577	0,567	0,437	0,414	0,404	0,411	0,421
От 100 млн до 500 млн руб.	0,084	0,092	0,070	0,063	0,060	0,060	0,062
От 500 млн до 1 млрд руб.	0,009	0,012	0,011	0,009	0,008	0,009	0,008

Группы налогоплательщиков по величине задекларированного дохода	2008	2009	2011	2012	2013	2014	2015
От 1 млрд до 10 млрд руб.	0,008	0,008	0,007	0,006	0,005	0,006	0,006
10 млрд руб. и выше	0,0007	0,0006	0,0002	0,0002	0,0002	0,0003	0,0004
Все	100	100	100	100	100	100	100

Источник: [Novokmet, Piketty, Zucman, 2017b, tables 11–12].

Во-первых, в отчетности ФНС распределение налогоплательщиков по интервальным группам производится исходя из величины задекларированных, а не налогооблагаемых доходов. Чтобы иметь возможность перейти от первых ко вторым, необходимо знать *коэффициенты вычетов*, показывающие, какую долю от доходов, задекларированных той или иной группой, составляли предусмотренные законом налоговые вычеты. (По определению, налогооблагаемый доход есть задекларированный доход минус налоговые вычеты.) Из табл. 6 следует, что в 2008–2015 гг. налогооблагаемые доходы составляли не более 15–30% от задекларированных доходов, то есть коэффициенты вычетов находились на очень высоком уровне.

Во-вторых, в России лишь ничтожно малая часть налогоплательщиков представляет декларации о доходах в фискальные органы, тогда как у основной их части налоги удерживаются непосредственно у источника получения доходов налоговыми агентами, в роли которых выступают предприятия и организации, где эти налогоплательщики заняты. Так, в 2015 г. общее число российских налогоплательщиков превышало 70 млн человек, тогда как декларации в ФНС представили чуть более 7 млн (приблизительно десятая часть). Соответственно, для того, чтобы выяснить, сколько всего налогоплательщиков включала та или иная доходная группа, необходимо знать *коэффициенты декларирования*, показывающие, какую долю от общего числа налогоплательщиков в каждой из них составляли лица, подававшие декларации в ФНС. Как следует из табл. 5, в 2008–2015 гг. общее число налогоплательщиков, представивших декларации в фискальные органы, колебалось в диапазоне от 5 до 7 млн человек, составляя не

Таблица 6. Налоговая отчетность: основные показатели, 2008–2015 гг.*

Показатели	2008	2009	2011	2012	2013	2014	2015
Общая сумма задекларированных доходов, млрд руб.	6477	7695	5263	5314	5726	7350	7429
Общая сумма облагаемого дохода, млрд руб.	1458	1043	1308	1343	1545	1975	1937
Общая сумма вычетов, млрд руб.	5019	6652	3956	3971	4181	5375	5493
Общий коэффициент вычетов	0,775	0,864	0,752	0,747	0,730	0,731	0,739
Сумма «экономических» вычетов, млрд руб.	4750	6589	3850	3842	4053	5191	5299
Коэффициент «экономических» вычетов	0,733	0,856	0,731	0,723	0,708	0,706	0,713
Сумма «социальных» вычетов, млрд руб.	42	45	47	51	57	66	80
Коэффициент «социальных» вычетов	0,007	0,006	0,009	0,010	0,010	0,009	0,011

* «Экономические» вычеты: по доходам на основании трудового (гражданско-правового) договора; по доходам от продажи недвижимого имущества и долей в нем; по доходам от продажи иного имущества; по доходам от сдачи имущества в аренду; по суммам фактически произведенных и документально подтвержденных расходов при продаже доли (ее части) в уставном капитале общества, а также при выходе из состава участников общества; по доходам от долевого участия в деятельности организаций в виде дивидендов; по договорам участия в долевом строительстве; по суммам расходов (убытков), связанных с получением дохода от операций с ценными бумагами и операциям с финансовыми инструментами срочных сделок; по суммам профессиональных расходов; по расходам на новое строительство либо приобретение объектов недвижимого имущества.

«Социальные» вычеты: на благотворительные цели; по суммам, уплаченным за обучение детей; по суммам, уплаченным за свое обучение; по суммам, уплаченным за лечение и приобретение медикаментов; по расходам на дорогостоящее лечение; по страховым взносам, уплаченным по договорам добровольного личного страхования, заключенным со страховыми организациями; по страховым взносам, уплаченным по договорам добровольного пенсионного страхования, заключенным со страховыми организациями; по пенсионным взносам, уплаченным по договорам негосударственного пенсионного обеспечения, заключенным с негосударственными пенсионными фондами; по доходам в денежной и натуральной формах, полученным в порядке дарения; по суммам денежных средств, внесенных налогоплательщиком на индивидуальный инвестиционный счет.

Источник: [<http://gabriel-zucman.eu/russia/AppendixB/IncomeTaxData/RussianTaxDataOVERVIEW>].

более 7–10% от общего числа налогоплательщиков и не более 4–6% от численности всего взрослого населения. Иными словами, коэффициенты декларирования находились на крайне низком уровне.

Поскольку отчетность ФНС не содержит информации ни о коэффициентах вычетов, ни о коэффициентах декларирования, дифференцированных по доходным группам, определять их приходится «на глазок» исходя из тех или иных общих соображений. В базовом сценарии NPZ их значения для разных лет задавались так, как показано в табл. 7. Таблица 8, отражающая алгоритм их расчета для 2015 г., дает наглядное представление о том, как именно они преодолевали информационные ограничения, присущие табличным данным ФНС.

Таблица 7. Коэффициенты вычетов и коэффициенты декларирования по интервальным группам налогоплательщиков, 2008–2015 гг.: базовый вариант расчета NPZ, %

Группы налогоплательщиков по уровням задекларированного дохода	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
	Коэффициенты вычетов							
До 1 млн руб.	77,5	80,0	80,0	75,2	74,7	73,0	73,1	73,9
От 1 млн до 10 млн руб.	77,5	80,0	80,0	75,2	74,7	73,0	73,1	73,9
От 10 млн до 100 млн руб.	77,5	80,0	80,0	75,2	74,7	73,0	73,1	73,9
От 100 млн до 500 млн руб.	77,5	80,0	80,0	75,2	74,7	73,0	73,1	73,9
От 500 млн до 1 млрд руб.	77,5	80,0	80,0	75,2	74,7	73,0	73,1	73,9
От 1 млрд до 10 млрд руб.	77,5	80,0	80,0	75,2	74,7	73,0	73,1	73,9
10 млрд руб. и выше	77,5	80,0	80,0	75,2	74,7	73,0	73,1	73,9
	Коэффициенты декларирования							
До 1 млн руб.	5,1	4,2	4,8	5,4	5,7	5,9	6,2	6,3
От 1 млн до 10 млн руб.	5,5	5,5	5,5	5,5	5,5	5,5	5,5	5,5
От 10 млн до 100 млн руб.	7,0	7,0	7,0	7,0	7,0	7,0	7,0	7,0
От 100 млн до 500 млн руб.	25,0	25,0	25,0	25,0	25,0	25,0	25,0	25,0
От 500 млн до 1 млрд руб.	35,0	35,0	35,0	35,0	35,0	35,0	35,0	35,0
От 1 млрд до 10 млрд руб.	50,0	50,0	50,0	50,0	50,0	50,0	50,0	50,0
10 млрд руб. и выше	100	100	100	100	100	100	100	100

Источник: [Novokmet, Piketty, Zucman, 2017b, tables 11–12].

Таблица 8. Алгоритм перехода от распределения налогоплательщиков по величине задекларированного дохода к их распределению по величине налогооблагаемого дохода, 2015 гт.

Группы налогоплательщиков по уровням декларированного дохода	Число налогоплательщиков, чел.	Доля от числа налогоплательщиков, подавших декларации, %	Доля от численности взрослого населения, %	Коэффициент вычетов, %	Коэффициент декларирования, %	Группы налогоплательщиков по уровням облагаемого дохода	Число налогоплательщиков, чел.	Доля от общего числа налогоплательщиков, %
До 1 млн руб.	6446648	90,5	5,61	73,9	6,27	До 261 тыс. руб.	102847751	89,5
От 1 млн до 10 млн руб.	640300	8,99	0,5571	73,9	5,50	От 261 тыс. до 2,61 млн руб.	11641818	10,13
От 10 млн до 100 млн руб.	29988	0,421	0,0261	73,9	7,00	От 2,61 до 26,1 млн руб.	428400	0,3727
От 100 млн до 500 млн руб.	4383	0,062	0,0038	73,9	25,0	От 26,1 до 133,3 млн руб.	17532	0,0153
От 500 млн до 1 млрд руб.	587	0,008	0,0005	73,9	35,0	от 133,3 до 261 млн руб.	1677	0,0015
От 1 млрд до 10 млрд руб.	398	0,006	0,0003	73,9	50,0	От 261 млн до 2,61 млрд руб.	796	0,0007
10 млрд руб. и выше	26	0,000	0,0000	73,9	100	Свыше 2,61 млрд руб.	26	0,0000
Все	7122330	100	6,2	73,9	6,20	Все	114938000	100

Источник: [Novokmet, Piketty, Zucman, 2017b, tables 11–12].

Переход от распределения налогоплательщиков по уровням задекларированного дохода к их распределению по уровням налогооблагаемого дохода осуществлялся следующим образом. В качестве базового принимался вариант, при котором коэффициенты вычетов для всех доходных групп задавались равными одной и той же величине — эмпирически наблюдавшемуся среднему коэффициенту вычетов для соответствующих лет. Скажем, в 2015 г. сумма налоговых вычетов составляла примерно 0,74 от суммы задекларированных доходов (табл. 6). Соответственно, всем группам вменялся коэффициент вычетов 74%, что позволяло перейти от интервальных границ по задекларированным доходам к интервальным границам по налогооблагаемым доходам. В результате такого пересчета верхняя граница для первой нижней доходной группы трансформировалась из 1 млн руб. в 261 тыс. руб. [$= 1 \text{ млн} * (1 - 0,74)$], для второй — из 10 млн в 2,61 млн руб., для третьей — из 100 млн в 26,1 млн руб. и т.д. Хотя NPZ рассматривали также несколько альтернативных версий пересмотра интервальных границ с применением разных коэффициентов вычетов, различия между этими версиями были невелики: значения коэффициентов вычетов отличались в них не более чем на 0,1–0,2.

Следующая проблема — переход от распределения по доходным группам налогоплательщиков, представлявших декларации в фискальные органы, к распределению по этим же группам всего взрослого населения. Каким образом результаты, полученные для 7,1 млн человек, задекларировавших свои доходы в 2015 г., могут быть распространены на все 115 млн человек в возрасте 20 лет и старше? Отвечая на этот вопрос, NPZ исходят из того, что у верхней доходной группы коэффициент декларирования не может быть меньше 100% (иными словами, среди экономически наиболее состоятельных индивидов налоговые декларации подают все), но затем он быстро убывает, составляя, к примеру, 50% у второй группы сверху, 35% у третьей группы сверху и т.д. Для самой нижней группы, включающей экономически наименее состоятельных индивидов, он задается на уровне 4–6%. Нужно иметь в виду, что все эти значения берутся в буквальном смысле «с потолка», поскольку никаких эмпирических оснований для того, чтобы считать какие-то из них более, а какие-то менее близкими к реальности, у NPZ нет. Как и в случае с коэффициентами вычетов, они рассматривают несколько альтернативных версий, отличающихся от коэффициентов декларирования в базовом

сценарии. Однако для всех них они сохраняют крайне высокую степень прогрессии при переходе от групп с низкими к группам с высокими доходами.

На последнем шаге с помощью полученных данных о численности и годовых налогооблагаемых доходах трех центральных групп (от 10 млн до 100 млн руб.; от 100 млн до 500 млн руб.; от 500 млн до 1 млрд руб.) NPZ реконструируют профиль распределения доходов в верхнем дециле [Novokmet, Piketty, Zucman, 2017b, p. 18]. В результате этой операции верхние 10% оказываются получателями настолько больших «фискальных» доходов по сравнению с исходными «опросными», что все показатели неравенства устремляются резко вверх. Так, для 2015 г. коэффициент Джини взлетает с 0,40 до 0,52, доля доходов, достигающих верхним 10%, — с 28 до 43%, а доля доходов, достигающих верхнему 1%, — с 6 до 18% (рис. 8–10).

Переходя к критическому рассмотрению этих результатов, вновь начнем с указания на терминологические двусмысленности. Так, записывая все 115 млн взрослых россиян в число «налогоплательщиков» (табл. 8), NPZ по большому счету вводят читателей в заблуждение. Как было сказано, реальное количество тех, кто в последние годы платил налоги, было намного меньше — порядка 70 млн человек. А это значит, что в нижнюю доходную группу (табл. 8) входили несколько десятков миллионов человек с нулевым налогооблагаемым доходом. Это либо те, кто просто не получал никаких доходов в денежной форме; либо те, чьи доходы не подлежали налогообложению (пенсионеры, студенты и т.д.); либо те, кто предпочитал скрывать свои доходы от налоговых органов. Называть их всех «налогоплательщиками» значит злоупотреблять терминами.

Напомним, что опросные данные РМЭЗ, которые NPZ используют для того, чтобы идентифицировать профиль распределения для нижних девяти децилей, отражают доходы индивидов *после* вычета налогов. В то же время налоговые данные, с помощью которых они реконструируют профиль распределения для верхнего десятого дециля, относятся к доходам *до* вычета налогов. Строго говоря, подобно тому, как NPZ перебрасывают мостик от задекларированных доходов к налогооблагаемым, можно было бы перейти от доналоговых доходов к постналоговым, но они этого не делают (скорее всего, чтобы обеспечить сопоставимость своих оценок с аналогичными пикетистскими оценками для других стран). Однако «приклеивая»

к «опросным» доходам после вычета налогов для нижних 90% «фискальные» доходы до вычета налогов для верхних 10%, они очевидным образом завышают фактические масштабы неравенства.

Как мы помним, пикеттистская методология предполагает деление суммарного дохода супружеских пар пополам. Однако применительно к «фискальным» доходам индивидов из последнего десятого дециля NPZ такой операции почему-то не производят: расчет по ним строится так, как если бы никто из них не состоял в браке. Но это явное отступление от трактовки «опросных» доходов индивидов из первых девяти децилей, для которых такое уравнивание по супружеским парам производится. Эта асимметрия дополнительно увеличивает превосходство десятого верхнего дециля над девятью нижними, толкая вверх все показатели неравенства. В качестве полярного варианта можно было бы предположить, что все индивиды из последнего десятого дециля, напротив, состоят в браке. В таком случае их «фискальные» доходы в расчете на одного человека уменьшились бы если не вдвое, то очень значительно, что, естественно, потянуло бы вниз и все показатели неравенства. Понято, что реальная ситуация находится где-то посередине между этими крайними точками, но важно, что NPZ обходят эту явную методологическую нестыковку молчанием, как если бы ее не существовало.

Еще более важно, что переход от опросных к налоговым данным сопровождается сменой самой концепции дохода — прежде всего в том, что касается рыночных денежных поступлений: если при формировании «опросного» дохода учитываются только источники, так или иначе связанные с местом занятости индивидов (см. предыдущий раздел), то при формировании «фискального» — все источники, фигурирующие в налоговых декларациях, независимо от того, имеют они какое-либо отношение к месту занятости налогоплательщиков или нет. Перед нами очередной пример концептуальной непоследовательности, способствующей, как, впрочем, и всегда у NPZ, «раздуванию» масштабов неравенства.

Доступ к отчетности ФНС имелся у NPZ по очень короткому периоду — 2008–2015 гг. То, каким образом они оценивали «фискальное» неравенство для всех прочих лет, для которых у них таких данных не было, нигде не разъясняется (мы уже касались этого вопроса в предыдущем разделе). Соответственно, «фискальные» надбавки над «опросными» доходами, относящиеся к подпериоду 1991–2007 гг.,

являются статистическим артефактом в чистом виде: они получены с использованием непрозрачной процедуры и за ними не стоит ничего кроме интуитивных догадок NPZ.

Из их обсуждения особенностей российской налоговой статистики у неискушенного читателя может сложиться ошибочное представление о России как стране с фантастически высокими налоговыми льготами — ведь рассчитанные NPZ коэффициенты вычетов зашкаливают за 70—80%! Но это, конечно же, иллюзия. Дело в том, что под рубрикой «доход» в налоговых декларациях могут фигурировать показатели разной экономической природы. С одной стороны, для лиц, участвующих в тех или иных формах деловой активности, речь, по существу, идет о декларировании ими *объема выручки*. Соответственно, для того, чтобы определить для них «доход» в точном значении этого понятия, из их выручки необходимо вычесть понесенные ими расходы. В этом случае налоговые вычеты оказываются всего лишь иным обозначением расходов, возникающих по ходу ведения бизнеса. С другой стороны, декларации тех, кто не связан ни с какими формами деловой активности, действительно отражают полученный ими доход в прямом смысле слова. В подобных случаях вычеты выступают в качестве подлинных налоговых льгот: речь идет об уменьшении налогооблагаемой базы на сумму, эквивалентную затратам на получение тех или иных социально значимых благ и услуг (благотворительные пожертвования, медицинские и образовательные услуги и т.д.).

О соотношении двух этих видов налоговых вычетов можно судить по следующим цифрам (табл. 6). В 2015 г. сумма «экономических» вычетов достигала 5,3 трлн руб., тогда как «социальных» не превышала 80 млрд руб.; первые составляли 71,3% от всех задекларированных доходов, тогда как вторые лишь 1,1%. Ясно поэтому, что говорить о сверхщедрости российской налоговой системы, конечно, не приходится.

Но все же проблема проблем — это явно абсурдные значения, которые в своих расчетах NPZ выбирают для коэффициентов вычетов и декларирования.

Напомним, что всем группам независимо от уровней задекларированных ими доходов они вменяют один и тот же коэффициент вычетов: скажем, для 2015 г. он задается равным 0,74. Казалось бы, у подобного выбора есть эмпирические основания: как было сказано

выше, усредненный коэффициент вычетов, получаемый путем деления суммы всех вычетов на сумму всех задекларированных доходов, равнялся в 2015 г. именно такой величине (табл. 6). Но возникает вопрос: корректно ли вменять *одинаковые* коэффициенты вычетов группам как с низким, так и с высоким задекларированным доходом? Простейший анализ показывает, что такая унификация чревата огромными искажениями.

Выше мы ввели разграничение между «экономическими» и «социальными» вычетами, показав, что по сравнению с первыми вторые составляют мизерную величину. Но естественно ожидать, что за «социальными» вычетами в налоговые органы будут в основном обращаться налогоплательщики с невысоким, тогда как за «экономическими» – с высоким и сверхвысоким задекларированным доходом. Это подтверждают данные табл. 9.

Таблица 9. Коэффициенты вычетов по видам источников дохода, 2015 г.

Виды источников дохода	Количество налогоплательщиков, представивших налоговую декларацию о доходах, тыс. человек	Задекларированный доход в расчете на одного налогоплательщика, тыс. руб.	Вычеты в расчете на одного налогоплательщика, тыс. руб.	Коэффициент вычетов, %
Доход на основании трудового (гражданско-правового) договора	5391,6	457	7	1,6
Доход от долевого участия в деятельности организаций в виде дивидендов	27,8	6166	514	8,3
Доход от сдачи имущества в аренду	259,7	109	12	11,0
Доход в денежной и натуральной формах, полученный в порядке дарения	21,7	323	57	17,6
Доход от адвокатской деятельности	16,2	779	288	36,9

Виды источников дохода	Количество налогоплательщиков, представивших налоговую декларацию о доходах, тыс. человек	Задекларированный доход в расчете на одного налогоплательщика, тыс. руб.	Вычеты в расчете на одного налогоплательщика, тыс. руб.	Коэффициент вычетов, %
Доход от нотариата и другой частной практики	7,8	6476	2491	38,5
Доход от продажи недвижимого имущества и долей в нем	472,8	1208	987	81,7
Доход от фермерской деятельности	2,9	8000	7107	88,8
Доход от операций с ценными бумагами и операций с финансовыми инструментами	15,1	78975	71486	91,0
Доход от индивидуального предпринимательства	67,3	26168	24525	93,7
Доход от продажи иного имущества	806,3	939	897	95,5

Источник: [<http://gabriel-zucman.eu/russia/AppendixB/IncomeTaxData/RussianTaxDataOVERVIEW>].

Ограничимся обсуждением лишь нескольких полярных случаев. Так, в 2015 г. численность лиц, трудившихся по гражданско-правовым договорам, составляла 5,4 млн человек, а численность лиц, сдававших имущество в аренду, — 0,26 млн. У первых средняя величина задекларированного годового дохода равнялась 483 тыс. руб., а у вторых — 109 тыс. руб. Совершенно очевидно, что именно две эти группы составляли подавляющее большинство из тех 6,5 млн налогоплательщиков, которые в 2015 г. задекларировали доход менее 1 млн руб. (табл. 5). Но при этом для лиц, сдававших имущество в аренду, коэффициент вычетов составлял всего лишь 11%, а для лиц, трудившихся по гражданско-правовым договорам, вообще ничтожные 1,6%!

Обратный пример дают лица, занимавшиеся операциями с ценными бумагами, и индивидуальные предприниматели. Первые при численности 15,1 тыс. человек имели в 2015 г. среднедушевой доход порядка 80 млн руб. При этом коэффициент вычетов достигал у них 90,5%! Почему он был таким огромным, понять нетрудно. Чтобы определить для этих лиц налогооблагаемый доход, сумма расходов, пошедших на приобретение ими ценных бумаг, должна быть вычтена из выручки, полученной ими от их перепродажи. Чем массивнее и быстрее оборот, тем больше будет сумма, подлежащая декларированию. Другой пример из того же ряда — индивидуальные предприниматели. При общей численности 67 тыс. средний уровень задекларированных доходов достигал у них почти 30 млн руб. Но коэффициент вычетов для индивидуальных предпринимателей был даже выше, чем у лиц, занимавшихся операциями с ценными бумагами, — 94%! Опять-таки очевидно, что именно на две эти группы приходилось подавляющее большинство из тех 5,4 тыс. налогоплательщиков, которые в 2015 г. задекларировали доход свыше 100 млн руб. (табл. 5)¹⁹.

Приведенные примеры ясно показывают, что реалистические оценки коэффициентов вычета должны выглядеть совершенно иначе, чем их представляют NPZ: 2–10% для лиц с низкими задекларированными доходами (нижний интервал в табл. 5) и 80–95% для лиц с высокими задекларированными доходами (четыре верхних интервала в табл. 5). Приписывая унифицированные коэффициенты вычетов всем группам, NPZ резко завышают их для первых и резко занижают их для вторых. По сравнению с унифицированным подходом, которому следуют NPZ, эмпирически более корректный дифференцированный подход к определению коэффициентов вычетов привел бы к заметному сжатию неравенства, поскольку показатели налогооблагаемых доходов у верхних интервальных групп оказались бы существенно меньше, а у нижних — существенно больше. Как следствие, структура распределения доходов стала бы гораздо менее поляризованной.

¹⁹ По данным ФНС, в 2015 г. лица, занимавшиеся частной практикой (главным образом индивидуальные предприниматели), составляли 43% от числа налогоплательщиков с задекларированным доходом от 10 млн до 100 млн руб., 57% — от 100 до 500 млн руб., 56% — от 500 млн до 1 млрд руб. и 48% — с задекларированным доходом свыше 1 млрд руб.

Сюжет с коэффициентами декларирования выглядит не менее парадоксально. Напомним, что они задаются командой Пикетти априорно без какого-либо эмпирического обоснования. Однако как минимум для одной доходной группы – самой нижней (табл. 8) – коэффициент декларирования может быть оценен эмпирически. Так, по данным NPZ, в 2015 г. у 6,5 млн налогоплательщиков, представивших декларации в фискальные органы, годовой налогооблагаемый доход не дотягивал до отметки 261 тыс. руб. В то же время, согласно их же оценкам на опросных данных РМЭЗ, в 2015 г. доля лиц с годовым доходом менее 261 тыс. руб. достигала 62%, что при переносе на все взрослое население оказывается эквивалентно примерно 71 млн человек. Из сопоставления двух этих цифр следует, что у нижней доходной группы коэффициент декларирования составлял 9% (6,5 млн/71 млн). Казалось бы, это не намного выше оценки NPZ – 6,3%. Однако ее пересмотр радикально меняет всю картину.

Дело в том, что в таком случае численность лиц, принадлежащих к нижней доходной группе, уменьшается почти на 32 млн человек: со 102,8 млн до 71,3 млн. Но тогда получается, что к шести верхним доходным группам следует отнести не 12,1 млн человек, как полагают NPZ (табл. 8), а в несколько раз больше – 44 млн. Если, по их исходным оценкам, в 2015 г. на долю верхних шести групп приходилось лишь 10,5% взрослого населения, то по уточненным, в 4 раза больше – 43,7%. Конечно, это всего лишь грубая прикидка. Тем не менее контраст между априорными 10% команды Пикетти и эмпирическими 40% настолько велик, что позволяет сделать вывод о том, что в данном случае мы имеем дело с безусловным искажением реальности.

Понятно также, что после перераспределения дополнительных 32 млн человек в пользу шести верхних доходных групп коэффициенты декларирования у них должны были бы упасть. Как минимум, это должно было бы случиться со второй снизу группой (табл. 8). Так, присоединение к ней всех дополнительных 32 млн лиц с годовым налогооблагаемым доходом не ниже 261 тыс. руб. опустило бы для нее коэффициент декларирования с 5,5 до 1,5%. Но «переброска» столь значительного контингента налогоплательщиков из нижней в среднюю часть шкалы доходов резко изменила бы весь профиль распределения: доля налогооблагаемых доходов, приходящаяся на группы со средневысокими и высокими доходами, возросла бы, тогда как

доля, приходящаяся на группы со сверхвысокими доходами, упала бы. Очевидно, что в этом случае все показатели неравенства должны были бы пойти резко вниз.

Итак, в случае налоговых данных NPZ точно так же «раздувают» масштабы неравенства, как и в случае опросных, причем делают это дважды: сначала за счет явного завышения коэффициента вычетов для нижних и его явного занижения для верхних доходных групп, а затем еще раз за счет резкого занижения коэффициента декларирования для первой доходной группы и его резкого завышения для следующих доходных групп. Пошаговый разбор подхода NPZ убеждает, что структура распределения доходов, которую они фиксируют для России, является статистическим артефактом, имеющим отдаленное отношение к реальности. Разработанный ими алгоритм расчетов строится с использованием множества умолчаний, домысливаний, счетных аномалий, устранение которых приблизило бы их результаты к результатам других исследований.

Заключение

Раньше мне уже доводилось писать о статистической какофонии, царящей в современных исследованиях, посвященных измерениям неравенства, иллюстрируя ее примерами по США и России [Капелюшников, 2019]. Исследование Ф. Новокмета, Т. Пикетти и Г. Зюкмана «От советов до олигархов» можно рассматривать как ее дополнительный мощный усилитель. Причины существования подобной какофонии достаточно прозрачны: «Экономическое неравенство — это не физический объект, к которому можно подойти с линейкой, померить длину, ширину и высоту и перемножить, чтобы получить объем. Никакая оценка масштабов неравенства не может считаться “объективным фактом”». В нагрузку к фрагментам объективной информации мы всегда получаем громадный “мешок” с множеством условностей, допущений, предположений, вменений, досчетов, перерасчетов, корректировок, передатировок, взвешиваний, перевзвешиваний, экстраполяций, интерполяций и т.д. Поменяйте содержимое “мешка” и вы получите совершенно другую картину: большое неравенство превратится в маленькое, а маленькое в большое. <...> Кочующие из публикации в публикацию шокирующие цифры по

неравенству не даны “объективно”; все они в большей или меньшей мере представляют собой продукт творчества самих “счетчиков”» [Капелюшников, 2019, с. 95]. Мне кажется, «От советов до олигархов» Ф. Новокмета, Т. Пикетти и Г. Зюкмана идеально иллюстрирует этот тезис.

Их исследование использует специфическую методологию получения показателей неравенства, не позволяющую учитывать экономию на масштабе и применять шкалы эквивалентности; в нем содержится немало дезориентирующих читателя терминологических двусмысленностей; выкладки его авторов полны методологических нестыковок — в них используются то одни, то другие единицы наблюдения, то одни, то другие определения доходов; его авторы плохо понимают природу эмпирических данных, с которыми пытаются работать (модельные оценки на базе БДР ошибочно трактуются как опросные оценки на базе ОБДХ; постналоговые данные РМЭЗ преподносятся как доналоговые, и т.д.); в критических пунктах их счетная процедура исходит из произвольных допущений, о которых чаще всего ничего не сообщается; в ряде случаев их оценки остаются не калиброванными по макропоказателю денежных доходов населения; коэффициенты вычетов и декларирования, которые они используют при препарировании налоговых данных, эмпирически неправдоподобны и берутся с потолка; их расчеты в 2–3 раза занижают численность лиц со средневысокими и высокими доходами (тех, кто в 2015 г. зарабатывал не меньше 0,5 млн руб. в год.); по странному совпадению, их технические манипуляции почти всегда оказываются направлены в одну сторону — в сторону увеличения масштабов неравенства; устранение нестыковок, пронизывающих анализ NPZ, снизило бы получаемые ими оценки концентрации доходов для России как минимум на треть, приблизив их к «конвенциональным» оценкам, получаемым другими исследователями (коэффициенты Джини 0,3–0,4). Пусть теперь читатели решают сами, стоит ли благодарить трио авторов за искусность их «методов работы с данными», а также «мощь» их «эмпирической базы».

Нужно оговориться: проблема вовсе не в заниженности или завышенности конкретных пикеттистских оценок, а в манипулятивной стратегии, которая лежит в их основе. «От советов до олигархов» переносит нас в мир статистических фикций: подкрепленные научным авторитетом Т. Пикетти, они начинают жить собственной жиз-

нюю и даже восприниматься как передний край современных экономических исследований.

Погоня за квантификацией всего и вся любой ценой заводит команду Пикетти в аналитический тупик. Заменой отсутствующим фактам становятся берущиеся из ниоткуда допущения и подгонки, так что результаты, к которым она приходит, оказываются далеки от реальности. Чем больше таких допущений, тем глубже погружение в мир статистических артефактов. В глазах как профессионального общества, так и широкой публики убедительность этим фантомам придает только то, что они преподносятся в количественной форме. Магия количественной точности заставляет забывать о гадательной природе даже явно ирреальных цифр.

Знакомясь с некоторыми новейшими «как бы» эмпирическими исследованиями по проблеме неравенства, начинаешь лучше понимать хармсовского Андрея Семёновича: становится трудно удержаться от просьбы к мастерам по выниманию шаров из головы положить их все-таки обратно...

Литература

Бутаева К.О. (2017) Совмещенная модель распределения доходов населения России // Современная экономика: проблемы и решения. Воронежский государственный университет. № 5. С. 43–48.

Гуриев С., Рачинский А. (2006) Неравенство: Рио-де-Москва // Ведомости. 15 мая.

Капелюшников Р. (2019) Экономическое неравенство – вселенское зло? // Вопросы экономики. № 4. С. 91–106.

Овчарова Л.Н., Бурдяк А.Я., Пишняк А.И., Попова Д.О., Попова Р.И., Рудберг А.М. (2014а) Динамика монетарных и немонетарных характеристик уровня жизни российских домохозяйств за годы постсоветского развития: аналитический доклад. М.: Фонд «Либеральная Миссия».

Овчарова Л.Н., Бирюкова С.С., Попова Д.О., Варданян Е.Г. (2014б) Уровень и профиль бедности в России: от 1990-х годов до наших дней. М.: НИУ ВШЭ.

Росстат. (2013) Социальное положение и уровень жизни населения. М.: Росстат.

Росстат. (2017а) Социальное положение и уровень жизни населения. М.: Росстат.

Росстат. (2017b) Малое и среднее предпринимательство в России. М.: Росстат.

Сонин К. (2017) Спасибо Тома Пикетти. Новое исследование об эволюции неравенства в России // *Ведомости.* 27 августа.

Blanchet T., Fournier J., Piketty T. (2017) Generalized Pareto Curves: Theory and Applications. Word Wealth and Income Database, WID.world. Working Paper Serie2017/03.

Bozio A., Garbinti B., Goupille-Lebret J., Guillot M., Piketty T. (2018) Inequality and Redistribution in France, 1990–2018: Evidence from Post-Tax Distributional National Accounts (DINA). Word Wealth and Income Database, WID.world. Working Paper Series No. 2018/10.

Calvo P.A., Lypetz-Calva L.F., Posad J. (2015) A Decade of Declining Earnings Inequality in the Russian Federation. Washington: The World Bank, 2015. WPS No. 7392.

Chancel L., Piketty T. (2017) Indian Income Inequality, 1922–2014: From British Raj to Billionaire Raj? Word Wealth and Income Database, WID.world. Working Paper Series No. 2017/11.

Commander S., Tolstopiatenko A., Yemtsov R. (1999) Channels of Redistribution: Inequality and Poverty in the Russian Transition // *Economics of Transition.* Vol. 7. P. 411–447.

Dang H.-A.H., Lokshin M.M., Abanokova K., Bussolo M. (2018) Inequality and Welfare Dynamics in the Russian Federation during 1994–2015. Washington: World Bank. Policy Research Working Paper No. 8629.

Earle J., Sabirianova K. (2002) How Late to Pay? Understanding Wage Arrears in Russia // *Journal of Labor Economics.* Vol. 20. No. 3. P. 661–707.

Flemming J.S., Micklewright J. (2000) Income Distribution, Economic Systems and Transition // *Handbook of Income Distribution* / A.B. Atkinson, F. Bourguignon (eds). Amsterdam: Elsevier. P. 843–918.

Jovanovic B. (2001) Russian Roller Coaster: Expenditure Inequality and Instability in Russia, 1994–1998 // *Review of Income and Wealth.* Vol. 47. No. 2. P. 251–271.

Galbraith J.K. (2019) Sparse, Inconsistent and Unreliable: Tax Records and the World Inequality Report 2018 // *Development and Change.* Vol. 50. No. 2. P. 335–337.

Galbraith J.K., Krytynskaia L., Wang Q. (2004) The Experience of Rising Inequality in Russia and China during the Transition // *The European Journal of Comparative Economics.* Vol. 1. No. 1. P. 87–105.

Gorodnichenko Y., Sabirianova Peter K., Stolyarov D. (2010) Inequality and Volatility Moderation in Russia: Evidence from Micro-level Panel Data on

Consumption and Income // Review of Economic Dynamics. Vol. 13. P. 209–237.

Kozyreva P., Kosolapov M., Popkin B.M. (2015) Data Resource Profile: The Russia Longitudinal Monitoring Survey – Higher School of Economics (RLMS – HSE) Phase II: Monitoring the Economic and Health Situation in Russia, 1994–2013 // International Journal of Epidemiology. P. 1–7.

Lehmann H., Wadsworth J. (2007) Wage Arrears and Inequality in the Distribution of Pay: Lessons from Russia // Research in Labor Economics. Vol. 26. P. 125–155.

Lindert P.H. (2017) Rise and Future of Progressive Redistribution. Tulane: CEQ Institute. CEQ Working Paper No. 73.

Milanovic B. (1999) Explaining the Increase in Inequality during Transition // Economics of Transition. Vol. 7. No. 2. P. 299–341.

Novokmet F. (2017) Between Communism and Capitalism: on the Evolution of Income and Wealth Inequality in Eastern Europe 1890–2015 (Czech Republic, Poland, Bulgaria, Croatia, Slovenia and Russia). Paris: Ecole des Hautes Etudes en Sciences Sociales, PhD Dissertation.

Novokmet F., Piketty T., Zucman G. (2017a) From Soviets to Oligarchs: Inequality and Property in Russia, 1905–2016. Word Wealth and Income Database, WID.world. Working Paper Series No. 2017/09.

Novokmet F., Piketty T., Zucman G. (2017b) From Soviets to Oligarchs: Inequality and Property in Russia 1905–2016. Appendix. Word Wealth and Income Database, WID.world. Working Paper Series No. 2017/10.

Novokmet F., Piketty T., Zucman G. (2018) From Soviets to Oligarchs: Inequality and Property in Russia 1905–2016 // Journal of Economic Inequality. Vol. 16. No. 2. P. 189–223.

Piketty T., Yang L., Zucman G. (2017) Capital Accumulation, Private Property and Rising Inequality in China, 1978–2015. Word Wealth and Income Database, WID.world. Working Paper Series 2017/06.

Piketty T., Saez E. (2003) Income Inequality in the United States, 1913–1998 // Quarterly Journal of Economics. Vol. 118. No. 1. P. 1–39.

Piketty T., Saez E., Zucman G. (2018) Distributional National Accounts: Methods and Estimates for the United States // Quarterly Journal of Economics. Vol. 131. No. 2. P. 519–578.

Yemtsov R. (2008) Through the Looking–Glass: What Is behind Official Data on Inequality in Russia over 1992–2003? Paper Prepared for the 30th General Conference of the International Association for Research in Income and Wealth. Portoroz (Slovenia).

Приложение 1

Команда Т. Пикетти о неравенстве в распределении богатства: краткий комментарий

Оценки неравенства в распределении богатства, представленные в исследовании NPZ, строятся на практически нулевой эмпирической основе. Все, что есть в их распоряжении, — это публикации журнала «Форбс» об активах примерно 100 российских миллиардеров. (Природа и качество этих сведений не обсуждаются, как если бы речь шла о проверенном и надежном источнике статистических данных.) Исходя из информации о распределении богатства среди сотни наиболее состоятельных россиян по версии журнала «Форбс», NPZ героическим образом (с помощью техники интерполяции на основе обобщенного распределения Парето) реконструируют профиль распределения богатства для 1,15 млн (!) индивидов, принадлежащих к богатейшему 1% населения. Поскольку никакой информацией (ни плохой ни хорошей) о распределении богатства для остальных 99% NPZ не располагают, они просто вменяют этим 99% профиль распределения, получаемый путем усреднения соответствующих профилей по трем странам — США, Франции и Китаю. Это позволяет им рассчитать затем долю богатства, находящегося в руках верхних 10%, а также коэффициент Джини по богатству.

Главный вывод, к которому приходят NPZ, состоит в том, что степень концентрации богатства в России (коэффициент Джини 0,75; доля богатства в руках верхних 10% выше 70%; доля богатства в руках верхнего 1% порядка 40%) сопоставима с той, что существует в США, но выше той, что существует в Китае, оставляя далеко позади как остальные развитые страны, так и постсоциалистические страны Центральной и Восточной Европы.

Сравнение со странами ЦВЕ сопровождается любопытным комментарием. По мысли NPZ, разрыв в показателях концентрации богатства между Россией и ними во многом объясняется тем, что в ней при переходе к рынку наиболее ценные активы оказались в руках местных олигархов, а в них — в руках иностранцев: «В странах Восточной Европы значительная часть основного капитала принадлежит иностранцам, что способствует снижению неравенства» [Novokmet, Piketty, Zucman, 2017a, p. 38]. Иными словами, если бы в России владельцами наиболее ценных активов также стали иностранцы, она не слишком

сильно отличалась бы от стран ЦВЕ по масштабам неравенства в распределении богатства: «Тот факт, что в таких странах, как Чехия, Польша или Венгрия (в отличие от таких стран, как Россия или Германия), получателями самых высоких доходов от капитала являются по большей части иностранцы, а не местные жители, способствует тому, что в них верхний 1% обладает более низкой долей доходов. Иными словами, для стран, фактически принадлежащих иностранцам, характерно более низкое внутреннее неравенство (при прочих равных условиях)» [Novokmet, Piketty, Zucman, 2017a, p. 29].

Свои героические подсчеты по поводу концентрации богатства в России NPZ сопровождают неоднократными оговорками о том, что к этим количественным оценкам следует относиться с предельной осторожностью: «Существует значительная неопределенность относительно точного уровня концентрации богатства в России» [Ibid., p. 14]; «К сожалению, существует значительная неопределенность в отношении этих оценок» [Ibid.]; «Все, что у нас есть для изучения неравенства в России, — это данные о миллиардерах из журнала “Форбс”. Это немногим лучше, чем вообще ничего, и, конечно, отражает какие-то реалии, но это не слишком много» [Ibid., p. 39]; «Наши оценки неравенства в богатстве являются еще более хрупкими, чем наши ряды по неравенству в доходах. Источники данных, доступные для изучения богатства в России, к сожалению, гораздо более ограничены, чем источники, доступные для изучения доходов» [Ibid.]. Однако переходя в заключительной части работы к выводам, они благополучно забывают о собственных предостережениях и начинают преподносить полученные ими результаты так, как если бы речь шла о точно установленных и не вызывающих никакого сомнения эмпирических фактах.

Приложение 2

О технике интерполяции на основе обобщенного распределения Парето

В последнее время среди исследователей проблемы экономического неравенства все большую популярность стала завоевывать техника интерполяции на основе обобщенного распределения Парето [Blanchet et al., 2017]. Привлекательность этого инструмента связана с тем, что он позволяет исправлять неточности и заполнять пропуски, типичные для эмпирически наблюдаемых распределений доходов и богатства. В дальнейшем мы будем иллюстрировать его аналитические возможности на примерах, относящихся к распределению доходов, предполагая, что все доходополучатели ранжированы в возрастающем порядке по перцентилям от первой группы p_0 до последней p_{99} .

Формально принято говорить, что случайная переменная y (в нашем случае это доход) следует распределению Парето, если ее функция выживания имеет вид

$$F(y)^- = (k/y)^a,$$

где a – параметр масштаба или, как его еще называют, прямой коэффициент Парето, а k – константа, определяющая форму распределения. Говоря более предметно, функция $F(y)^-$ показывает, какая часть совокупных доходов приходится на долю того или иного подмножества нижних перцентилей начиная с p_0 – скажем, на долю перцентилей от p_0 до p_{49} или от p_0 до p_{89} . Для того, чтобы ответить на обратный вопрос – какова «остаточная» часть совокупного дохода, приходящаяся на долю перцентилей от p_{50} до p_{99} или от p_{90} до p_{99} , следует из единицы вычесть $F(y)^-$, получив таким образом функцию кумулятивного распределения $F(y)$. Отсюда ясно, что если функция $F(y)^-$ показывает, какая доля совокупного дохода приходится на индивидов, у которых доходы не дотягивают до некоего заданного уровня y , то функция $F(y)$ – какая их доля приходится на индивидов, у которых доходы равны или выше y :

$$F(y) = 1 - (k/y)^a.$$

Откуда после перестановки получаем:

$$1 - F(y) = (k/y)^a \quad (1)$$

Важным свойством распределения Парето является то, что средний доход индивидов с доходами выше определенного порогового значения пропорционален самому этому пороговому значению. Говоря иначе, соотношение между средним доходом $y^*(y)$ для всех индивидов с доходами не ниже уровня y и самим уровнем y будет величиной постоянной. Часто эту величину обозначают как обратный коэффициент Парето b : $b = y^*(y)/y$ или, после соответствующих преобразований, $b = a/(a - 1)$.

Чтобы проиллюстрировать, что это значит на практике, предположим, что $b = 2$. Тогда средний доход подмножества индивидов с годовыми доходами не ниже 2 млн руб. будет вдвое больше среднего дохода подмножества индивидов с годовыми доходами не ниже 1 млн руб.; средний доход подмножества индивидов с годовым доходом не ниже 20 млн руб. будет вдвое больше среднего дохода подмножества индивидов с годовыми доходами не ниже 10 млн руб. и т.д. Для тех случаев, когда верхняя часть распределения доходов (скажем, в последнем десятом дециле) имеет форму распределения Парето, можно говорить о том, что коэффициент b характеризует толщину его правого хвоста: чем выше b , тем толще этот хвост и, соответственно, тем масштабнее неравенство на данном участке шкалы доходов. По имеющимся эмпирическим оценкам, хотя коэффициент b варьирует как во времени, так и в пространстве (то есть по отдельным странам), чаще всего его значения не выходят за границы коридора от 1,5 до 3.

Как уже отмечалось, многие исследователи убеждены не просто в том, что доступные эмпирические данные дают искаженное представление о форме правого хвоста распределения доходов (скажем, для последнего десятого дециля), но и в том, что на этом участке оно подчиняется закону Парето. Тем самым предполагается, что после достижения переменной дохода определенного порогового уровня эмпирически наблюдаемое распределение необходимо трансформировать в распределение Парето.

При таком подходе константа k в формуле (1) оказывается равна минимальному уровню дохода, с которого начинает применяться распределение Парето. Скажем, в расчетах NPZ на «сырых» данных

РМЭЗ, этот минимальный уровень, обозначающий границу между девятым и десятым децилями, составлял в 2015 г. около 0,5 млн руб. в годовом измерении или 41,6 тыс. руб. в месячном. Придавая затем прямому коэффициенту Парето a разные значения от более низких до более высоких, мы можем выбрать вариант, который исходя из тех или иных соображений представляется более реалистичным. Так становится возможно реконструировать правый хвост распределения доходов, который плохо схватывается обследованиями домохозяйств.

Но кроме этого распределение Парето может использоваться в качестве инструмента с целью интерполяции пропущенных значений в эмпирически наблюдаемых рядах данных. Речь идет о данных наподобие тех, что представлены в табл. 1 или 5: в первом случае это данные Росстата о распределении населения по уровням денежных доходов, во втором — данные ФНС о распределении налогоплательщиков по уровням задекларированного дохода. Для преобразования таких интервальных рядов в непрерывные современные исследователи (например, NPZ) часто обращаются к технике интерполяции на основе обобщенного распределения Парето.

В отличие от стандартного обобщенное распределение Парето допускает возможность варьирования коэффициентов a и b в зависимости от p , так что на разных участках шкалы доходов они могут отличаться друг от друга. Скажем, в доходном интервале от 10 млн до 50 млн руб. они будут принимать одни значения, а в интервале от 50 млн до 100 млн руб. — другие. В первую очередь речь, конечно, идет о возможном варьировании коэффициентов a и b на разных участках верхнего дециля или верхнего перцентиля.

Стандартные таблицы, которые публикуют налоговые органы и национальные статистические ведомства, включают определенное число интервальных групп ($p_1 \dots p_i \dots p_n$), выделяемых исходя из тех или иных пороговых значений дохода: [$thry_1 : thry_2$]; ... [$thry_{n-1} : thry_n$]; [= > $thry_n$]. (Например, как следует из данных Росстата, представленных в табл. 1, в 2015 г. к интервалу с месячными доходами от 27 тыс. до 45 тыс. руб. относились 22,5% россиян.) Задача сводится к тому, чтобы для всех интервальных групп найти их прямые и обратные коэффициенты Парето a и b .

Предполагается, что внутри каждой из них доходы распределяются в соответствии с законом Парето, так что доля совокупного дохода, приходящаяся на индивидов с доходом не ниже y , рассчитывается

ся по стандартной формуле: $1 - F(y) = (k/y)^a$. Но в случае обобщенного распределения Парето переход от интервала i к интервалу $i + 1$ будет сопровождаться изменением величины k , которая станет принимать значения, соответствующие нижним границам вышележащих интервальных групп. (Скажем, в табл. 5, где приводятся данные ФНС о задекларированных налогоплательщиками доходов, k будет равняться 0 руб. для самой нижней доходной группы, 1 млн руб. — для второй снизу, 10 млн руб. — для третьей снизу и т.д.)

С учетом этого прямой коэффициент Парето a_i для любого интервала i можно определить исходя из уравнения

$$a_i = \log[(1 - py_i)/(1 - py_{i+1})] / \log[thry_{i+1}/thry_i],$$

где $(1 - py_i)$ — доля налогоплательщиков с задекларированным доходом не ниже y_i , $(1 - py_{i+1})$ — доля налогоплательщиков с задекларированным доходом не ниже y_{i+1} , $thry_i$ — нижняя доходная граница интервала i , $thry_{i+1}$ — нижняя доходная граница интервала $i + 1$. Отсюда стандартным образом находится также обратный коэффициент Парето b_i :

$$b_i = a_i / (a_i - 1).$$

Получив для всех интервальных групп значения их прямых и обратных коэффициентов Парето, затем для каждой из них можно реконструировать свойственный ей профиль распределения.

Kapeliushnikov, R.I.

T. Piketty's Team on Inequality in Russia: A Collection of Statistical Artifacts [Text] : Working paper WP3/2020/01 / R. Kapeliushnikov ; National Research University Higher School of Economics. – Moscow : Publishing House of the Higher School of Economics, 2020. – 64 p. – (Series WP3 “Labour Markets in Transition”). – 66 copies.

The paper provides a critical assessment of an authoritative study “From Soviets to Oligarchs” (2017) on evolution of economic inequality in Russia by F. Novokmet, T. Piketty and G. Zucman where Russia is portrayed as a country with abnormally polarized income distribution by international standards. Author examines main quantitative results obtained by Piketty's team, describes peculiar methodological features of their measuring procedure and analyses how they dissect available empirical datasets. A general conclusion is that trio uses an unconventional methodology that does not allow to apply equivalence scales; their argument suffers from internal inconsistencies (different units of observation and different definitions of income are used); they misunderstand nature of data that form a base for their calculations (simulated estimates are perceived as raw survey data, post-tax incomes as pre-tax ones etc.); deduction and declaration coefficients that they impose on tax data are empirically improbable; strangely enough but all their technical manipulations tend to inflate inequality indicators; their final estimates of income inequality for Russia are higher than empirically realistic ones approximately by one third (Gini coefficients 0.5–0.6 instead of 0.3–0.4 by other researchers). Pursuit for quantification of anything and everything at any price leads Piketty's team into analytical dead-end.

Препринт WP3/2020/01
Серия WP3
Проблемы рынка труда

Капелюшников Ростислав Исаакович

**Команда Т. Пикетти о неравенстве в России:
коллекция статистических артефактов**

Зав. редакцией оперативного выпуска *А.В. Заиченко*
Технический редактор *Ю.Н. Петрина*

Отпечатано в типографии
Национального исследовательского университета
«Высшая школа экономики» с представленного оригинал-макета
Формат 60×84 ¹/₁₆. Тираж 66 экз. Уч.-изд. л. 3,7
Усл. печ. л. 3,7. Заказ № . Изд. № 2318

Национальный исследовательский университет
«Высшая школа экономики»
125319, Москва, Кочновский проезд, 3
Типография Национального исследовательского университета
«Высшая школа экономики»