

**Статистический анализ неравенства и бедности с учетом
скрытых доходов российских домашних хозяйств***

Сергей Валентинович Арженовский

Отделение по Ростовской области Южного главного управления Центрального банка Российской Федерации, г. Ростов-на-Дону, Россия

В статье отражены основные результаты авторского исследования неравенства и бедности с учетом скрытых доходов домохозяйств в Российской Федерации. Одной из важных целей указанного исследования являлось оценивание скрытых доходов домохозяйств и их влияния на сглаживание доходного неравенства и бедности на основе репрезентативных данных Всероссийского обследования домохозяйств по потребительским финансам (2013, 2015, 2018, 2020 и 2022 гг.). Актуальным является анализ изменения неравенства по отдельным группам населения, а также вклада в неравенство отдельных источников дохода, в том числе скрытых от статистического наблюдения. Новизной исследования являются полученные оценки скрытых доходов домохозяйств, а также результаты анализа их влияния на сглаживание доходного неравенства и бедности на основе указанных данных.

Метод решения поставленных задач – эконометрическое моделирование согласно подходу Писсаридеса – Вебера, а также декомпозиция коэффициента эластичности Джини по источникам доходов на основе алгоритма Лермана – Ицхаки. Результаты расчетов отличаются от выявленных ранее по данным Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ. Полученная доля скрытых доходов в располагаемых ресурсах домохозяйств составила в среднем за 2013–2022 гг. около 20% и снижалась на 2,3% в среднем за год. Декомпозиция коэффициента Джини по доходам позволила сделать вывод о том, что основной вклад в неравенство вносило небедное население. Расчет доходных эластичностей Джини по источникам доходов для бедных и небедных домохозяйств (с учетом вмененной компоненты скрытых доходов) обнаружил их разнонаправленное влияние на неравенство. Оплата труда и социальные трансферты увеличивают неравенство среди бедных и не ведут к росту неравенства среди небедных домохозяйств. Расчетная доля скрытых доходов выше для группы бедных домохозяйств. В то же время эта компонента увеличивала неравенство в посткризисном 2015 г. и в пандемийном 2020 г. для группы небедных домохозяйств. Полученные результаты содержат важную информацию для лиц, принимающих решения в сфере социальной политики, о влиянии скрытых доходов на процесс снижения бедности и выравнивание уровня жизни российского населения.

Ключевые слова: неравенство и бедность населения, неравенство по доходам, скрытые доходы, статистическое наблюдение, статистика домохозяйств, эконометрический анализ, декомпозиция индекса Джини.

JEL: C26, C43, C51, D12, D63, P46.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2024-31-2-39-51>.

Для цитирования: Арженовский С.В. Статистический анализ неравенства и бедности с учетом скрытых доходов российских домашних хозяйств. Вопросы статистики. 2024;31(2):39–51.

**Statistical Analysis of Inequality and Poverty with Under-Reporting
Incomes of Russian Households***

Sergey V. Arzhenovskiy

Rostov Regional Division of the Southern Main Branch of the Central Bank of the Russian Federation,
Rostov-on-Don, Russia

The subject of the article is the study of inequality and poverty, taking into account under-reporting household income. The purpose of the research was to estimate the under-reporting incomes of households and their impact on the smoothing income inequality and poverty based on representative data of the All-Russian Survey of Consumer Finance (2013, 2015, 2018, 2020 and 2022). It is relevant to analyze changes in inequality for individual population groups, as well as the contribution to inequality of individual sources of income, including those hidden from statistical observation. The novelty of the study is the obtained estimates of under-reporting household income, as well as the results of an analysis of their impact on smoothing income inequality and poverty based on the specified data.

* Статья отражает личную позицию автора. Содержание и результаты данного исследования не следует рассматривать, в том числе цитировать в каких-либо изданиях как официальную позицию Банка России или указание на официальную политику, или решения регулятора. Любые ошибки в данном материале являются исключительно авторскими.

* The views expressed herein are solely those of the author. The content and results of this research should not be considered or referred to in any publications as the Bank of Russia's official position, official policy, or decisions. Any errors in this document are the responsibility of the author.

The methodology included the use of econometric modeling according to the Pissarides – Weber approach, as well as decomposition of the Gini elasticity by income sources based on the Lerman – Yitzhaki algorithm. The results of estimations differ from those previously obtained according to the data of the Russia Longitudinal Monitoring Survey – Higher School of Economics. The resulting share of under-reporting income in the disposable resources of households averaged about 20% for 2013 to 2022 and decreased by 2,3% on average per year. Decomposition of the Gini index by income sources led to the conclusion that the main contribution to inequality was made by the non-poor population. Calculation of Gini income elasticities by income sources for poor and non-poor households (taking into account the imputed component of under-reporting income) revealed their differently directed impact on inequality. Wages and social transfers increase inequality among the poor and do not increase inequality among non-poor households. Estimating under-reporting income was higher for the group of poor households. At the same time, this component increased inequality in the post-crisis year 2015 and in the pandemic year 2020 for the group of non-poor households. The obtained results will provide important information to social policy makers, taking into account the influence of under-reporting income on the poverty reduction and equalization of the standard of living of the Russian population.

Keywords: inequality and poverty of the population, income inequality, under-reporting income, statistical observation, household statistics, econometric analysis, Gini index decomposition.

JEL: C26, C43, C51, D12, D63, P46.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2024-31-2-39-51>.

For citation: Arzhenovskiy S.V. Statistical Analysis of Inequality and Poverty with Under-Reporting Incomes of Russian Households. *Voprosy Statistiki*. 2024;31(2):39–51. (In Russ.)

Введение

Одной из проблем в экономике, которая остается актуальной в настоящее время, является изучение неравенства населения по доходам. Фактически эта проблема затрагивает широкий спектр задач, связанных как с направленностью социально-экономической политики государства, так и с локальными тенденциями на рынках труда, образования и т. п. Неравенство является одним из факторов, способствующих увеличению уровня бедности среди низкодоходных групп населения.

За последнее десятилетие изменения неравенства и бедности характеризовались однонаправ-

ленными тенденциями в течение 2015–2022 гг. При этом уровень неравенства в течение указанного периода находился на средней отметке около 0,41, постепенно снижаясь. Доля населения России с доходами ниже границы бедности (ГБ) также сокращалась в течение того же периода. По данным Росстата, изменения неравенства и бедности (2022 г.) характеризовались сонаправленным снижением (см. рисунок). С 2021 г. уровень бедности заметно снизился. Это обусловлено, в том числе, изменением методологии оценки малоимущих. До 2021 г. в категорию бедных попадало население, доходы которого ниже величины прожиточного минимума, после 2021 г. – ниже ГБ.



Рисунок. Динамика бедности и неравенства в России

Источник: данные Росстата. URL: <https://rosstat.gov.ru/folder/13723>.

В 2022 г. по сравнению с 2021 г. изменилось распределение населения по интервальным группам соотношения денежных доходов и ГБ (см. Приложение 1). В частности, сократились доли малоимущих групп (наиболее существенно для групп до 0,5 ГБ и 0,5–1,0 ГБ) и высокодоходной группы (свыше 6,0 ГБ).

Отдельным аспектом, связанным с динамикой неравенства и бедности, являются скрытые доходы. Как отмечается в статье [1], скрытые доходы формируют в России механизм выравнивания доходов и позволяют снизить напряженность в периоды экономических спадов¹.

Изучение неравенства доходов населения является темой многих научных работ. Несмотря на это, актуальный исследовательский интерес представляет анализ изменения неравенства по отдельным группам населения, а также вклада в неравенство отдельных источников дохода, в том числе скрытых от статистического наблюдения.

Новизной исследования является оценивание скрытых доходов домохозяйств и их влияния на сглаживание доходного неравенства и бедности на основе данных Всероссийского обследования домохозяйств по потребительским финансам. Результаты позволят получить важную информацию для лиц, принимающих решения в сфере социальной политики, с учетом влияния скрытых доходов на механизм выравнивания уровня жизни населения.

Обзор литературы

Тема оценки скрытых доходов домохозяйств является достаточно популярной среди экономистов.

Отметим ряд современных публикаций, в которых использовались как данные опросов домохозяйств, так и информация органов власти. В частности, выполнен эконометрический анализ на данных чешских и словацких опросов бюджетов домохозяйств [2], основанный на расхождении между потреблением и доходами (домохозяйства со скрытыми доходами имеют более высокий разрыв между потреблением и доходом, чем без скрытых), исходя из допущений, вытекающих из гипотезы постоянного дохода.

На основе данных агентства социального страхования по занятым индивидам эмпирически

показано [3], что для работников с минимальной заработной платой в Латвии характерно ее занижение. Лица, уклоняющиеся от уплаты налогов (имеющие скрытые доходы), наиболее вероятно имеют минимальную зарплату.

Соавторы статьи [4] оценивали непараметрическим методом систему уравнений спроса на шесть категорий товаров длительного пользования. Такой подход свободен от недостатков моделирования линейной функции Энгеля, в частности требования классификации домохозяйств по основному источнику дохода. Полученные таким способом оценки оказались выше, чем по модели Писсаридеса – Вебера (PW).

На данных по Новой Зеландии, в которых использованы как результаты опроса о доходах домохозяйств, так и информация из налогового реестра этих же домохозяйств [5], получено, что, по сведениям налоговых деклараций, доходы самозанятых занижены в среднем на 20%. Подход по модели PW на данных опроса дает оценку скрытых доходов вдвое меньше. Аналогичный результат получен на данных по Эстонии [6]. Информация о доходах домохозяйств была соотнесена с налоговыми отчетами. Автор показал, что использование модели PW приводит к значительному занижению скрытых доходов самозанятых: 20,2% в опросных данных и 48,1% – по данным налогового реестра.

Отдельный вопрос в применении модели PW заключается в идентификации группы домохозяйств, которые имеют скрытые доходы. Так, в статье [7] отмечено, что при использовании модели PW группу домохозяйств, подозрительную на наличие скрытых доходов, можно идентифицировать тремя способами: а) доля доходов от коммерческой деятельности в общем доходе домохозяйства выше некоторого порога, б) по самозанятому главе домохозяйства, в) основной источник дохода главы домохозяйства – от самозанятости. Авторы применяли подход (в) с дополнением в качестве источников – дохода от ренты и выплат по безработице. В статье [8] доля скрытых доходов оценена как значительно большая (на данных по Эстонии) при использовании для выделения такой группы доли доходов от коммерческой деятельности в общем доходе домохозяйства [подход (а)].

Отметим, что классический подход (б) PW [9] также применяется. В статье [10] авторы иден-

¹ Один из путей выделения на микроуровне домохозяйств со скрытыми доходами – учет тех из них, в которых расходы превышают доходы в течение достаточно длительного периода времени [1].

тифицировали кривую Энгеля для панели самозанятых домохозяйств и выявили, что в Японии скрытые доходы составляют до 36,4%. Результаты устойчивы к различным предпочтениям (степень склонности к риску, ставка дисконтирования и т. д.), плановому пенсионному возрасту и погрешности измерения в расходах между самозанятыми и наемными работниками. Авторы [11], применяя подход (б), для Великобритании получили, что доля скрытых доходов составляет 19,6% и значительно варьируется в зависимости от пола, возраста и региона. В частности, мужчины скрывают бóльшую долю дохода, чем женщины.

Настоящее исследование является репликацией выполненных ранее работ, в которых информационную базу составляли данные Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (РМЭЗ НИУ ВШЭ) [12 и 13]. В ранних публикациях показано, что «скрытые доходы» являются фактором, снижающим неравенство для бедных домохозяйств (в публикациях Росстата используется термин «малоимущие домашние хозяйства»). Кроме того, расчет коэффициентов эластичности Джини по источникам дохода для бедных и небедных домохозяйств показал их разнонаправленное влияние на неравенство.

Применение компоненты скрытых доходов, наряду с другими источниками доходов домохозяйств, позволяет выявить вклад компонент доходов в формирование как общего неравенства, так и по группам домохозяйств отдельно, в частности бедных и небедных.

Работа состоит из двух подзадач, связанных между собой. Первая заключается в эконометрическом оценивании на основе модели РВ скрытых доходов домохозяйств. Вторая — в выполнении статистического анализа изменения неравенства по компонентам дохода для бедных и небедных домохозяйств с использованием декомпозиции неравенства по источникам доходов и эластичности коэффициента Джини.

Методология исследования и данные

Информационной базой исследования являлись репрезентативные по России микроданные лонгитюдного Всероссийского обследования домохозяйств по потребительским финансам (далее ОПФ)². Выборка формировалась как стратифицированная и многоступенчатая, вероятностная и территориальная. Проект стартовал в 2013 г., обследование проводилось один раз в два года. Четыре первые волны были организованы Минфином России, в 2022 г. опрос проводился Банком России. В 2022 г. количество домохозяйств составило 6081, представляющих 32 субъекта Российской Федерации.

Для моделирования применялись данные по домохозяйствам. При этом каждая волна рассматривалась отдельно и модели РВ строились для каждого года обследования.

Вопросы обследования позволяют получить подробную информацию о социально-экономическом положении и финансах домохозяйств и сформировать необходимый для цели исследования набор переменных, в частности переменную располагаемых ресурсов (см. Приложение 2)³, включая источники доходов. Переменная ГБ получена как половина от средних доходов домохозяйств на одного члена с учетом скрытых доходов⁴.

Для оценки скрытых доходов домохозяйств использовалась модель РВ. Группа, в которой преимущественно концентрируются скрытые доходы, определялась по устойчивому⁵ превышению расходов над доходами (во всех волнах обследования). Такой подход позволяет значительно сократить так называемую оборотную кассу⁶ (в том числе и предыдущих периодов), которая образуется как дискреционные доходы (положительная разность между доходами и расходами). Применялся алгоритм моделирования, представленный в статье [9]. Авторская модификация заключается в изменении способа идентификации группы домохозяйств со скрытыми доходами и применении новой ин-

² Подробнее о данных и способе их получения см. URL: http://www.cbr.ru/ec_research/vserossiyskoe-obsledovanie-domokhozyaystv-potrebitel-skim-finansam/.

³ Далее по тексту располагаемые ресурсы считаются «доходами». Для целей исследования в их состав включены полученные займы и израсходованные сбережения.

⁴ Некорректно использование границы бедности, рассчитываемой Росстатом, по причине смещенности ОПФ в сторону низкодоходных групп населения.

⁵ На 20% и более. Граница в 20% определена эмпирически, как наиболее адекватная (не занижающая и не завышающая количество домохозяйств со скрытыми доходами), в работе [13].

⁶ Здесь под оборотной кассой понимается запас свободных денежных средств для обеспечения потребления до следующих поступлений.

струментальной переменной, которая ранее апробирована на других данных (РМЭЗ НИУ ВШЭ [13]. Новацией исследования также является исключение домохозяйств, которые в период опроса совершали крупные покупки (сбережения) и/или получали крупные суммы денег (количество таких наблюдений не превысило 0,1% выборки), поскольку их наличие ведет к смещению оценок.

На первом шаге подхода PW оценивалось уравнение для дохода (для домохозяйств со скрытыми и без скрытых доходов отдельно). В качестве зависимой переменной использован логарифм доходов и факторные переменные: наличие в домохозяйстве телевизора, ноутбука, планшетного компьютера и кондиционера воздуха. Инструментальные переменные в уравнении: наличие в домохозяйстве автомобиля, дома (загородного или дачного) – совпадают с применявшимися в работах [14 и 15]. Дополнительная инструментальная бинарная переменная сформирована по ответу на вопрос о длительности сохранения такого же уровня жизни после лишения всех источников дохода. Ответ сконструирован так: 1 – если несколько месяцев или полгода и больше; 0 – иначе. Предполагаем, что в силу большей волатильности скрытых доходов домохозяйства с такими доходами будут менее оптимистичны⁷. Для тестирования инструментов на силу и экзогенность применялся тест Саргана – Хансена, на экзогенность – тест Ву – Хаусмана. Построенные на этом шаге регрессии используются для получения прогнозных значений дохода (Y_i).

На втором шаге оценивалось уравнение потребления с зависимой переменной логарифма расходов на питание. Здесь мы следуем работам [9 и 13], предполагая, что расходы на питание сообщаются домохозяйствами более адекватно⁸. В качестве объясняющей включена⁹ переменная числа членов домохозяйства. Регрессия имеет вид:

$$\ln C_i = Z_i \alpha + \beta \ln Y_i + \gamma D_i + \varepsilon_i, \quad (1)$$

где C_i – расходы на питание i -го домохозяйства, Z_i – объясняющие переменные, характеризующие домохозяйство, α – вектор неизвестных параметров, Y_i – прогнозное значение дохода, полученное на предыдущем шаге, D_i – фиктивная переменная (1 – до-

мохозяйство со скрытыми доходами, 0 – иначе), β, γ – оцениваемые параметры, ε_i – случайная величина ошибки модели.

Полученные на основе уравнения (1) оценки доли скрывааемых доходов k корректировались с учетом средних доходов и доли в выборке домохозяйств группы со скрытыми доходами по формуле из [15]:

$$d_{sh} = \omega Y_{sh} (k - 1) / [\omega Y_{sh} + (1 - \omega) Y_e], \quad (2)$$

где d_{sh} – доля скрытых доходов скорректированная, ω – доля домохозяйств, имеющих скрытые доходы ($D_i = 1$), Y_{sh} – средний доход домохозяйств группы $D_i = 1$, Y_e – средний доход домохозяйств группы $D_i = 0$, k – оценка скрытых доходов из (1), полученная на основе оценок коэффициентов $\hat{\gamma}, \hat{\beta}$ и дисперсий остатков из уравнений, оцененных на первом шаге подхода PW.

Полученные оценки скрытых доходов по формуле (2) затем были вменены соответствующим домохозяйствам и выполнены декомпозиции неравенства (коэффициент Джини) по отдельным группам населения – бедных и небедных. Декомпозиции строились согласно подходу С. Ицхаки [16]:

$$G_o = S_p G_p P_p + S_r G_r P_r + G_b, \quad (3)$$

где G_o – индекс Джини для всей совокупности, $S_p (S_r)$ – доля дохода бедных (небедных) в общем доходе ($S_i = P_i \bar{y}_i / \bar{y}_o$, где \bar{y}_i – средний доход i -й группы, здесь i : p – бедные, r – небедные, o – вся выборка), $S_p + S_r = 1$, $G_p (G_r)$ – индекс Джини для бедных (небедных), $P_p (P_r)$ – доля группы бедных (небедных) в совокупности, $P_p + P_r = 1$, G_b – межгрупповое неравенство, $G_b = P_p - S_p$.

В контексте источников дохода интерес представляет оценка влияния небольших изменений отдельного источника дохода на неравенство на основе расчета доходной эластичности Джини (Gini income elasticity, GIE) – η_x :

$$\eta_x = G_x R_x / G,$$

где G_x – индекс Джини для дохода из источника x , R_x – корреляция между доходом из источника x и общим доходом, G – индекс Джини для общего дохода.

⁷ Различия между контрольными группами статистически значимы.

⁸ Корректность выбора категории расходов в (1) подтверждается ожидаемыми значимыми положительными оценками коэффициентов (γ и β) в таблице 1.

⁹ Дополнительно к факторным переменным: наличие телевизора, ноутбука, планшетного компьютера и кондиционера воздуха.

При этом интерпретация GIE следующая: например, если GIE больше единицы, то увеличение уровня соответствующего источника дохода приводит к увеличению индекса Джини (доходного неравенства) в конкретной группе домохозяйств.

Дополнительная информация о тенденциях неравенства в контексте бедности может быть получена в результате декомпозиции GIE по группам бедных, небедных домохозяйств и межгрупповое неравенство по источникам доходов согласно подходу Р. Лермана и С. Ицхаки [16–18]. При этом общая доходная эластичность Джини по источнику дохода x представляется как взвешенная сумма внутри- и межгрупповой эластичностей:

$$\eta_{xo} = (w_p S_{xp} / S_{xo}) \eta_{xp} + (w_r S_{xr} / S_{xo}) \eta_{xr} + w_b \eta_{xb}, \quad (4)$$

где η_{xi} – доходная эластичность Джини для i -й группы (i : p – бедные, r – небедные, o – вся выборка), S_{xi} – доля дохода i -й группы в общем доходе, η_{xb} – межгрупповая эластичность, w_p, w_r, w_b – доли компонент в общем коэффициенте Джини (здесь $w_p = S_p G_p P_p / G_o$, $w_r = S_r G_r P_r / G_o$, $w_b = G_b / G_o$. Очевидно, что $w_p + w_r + w_b = 1$).

Результаты моделирования и выводы

Уравнения для дохода согласно подходу РВ на первом шаге оценивались с учетом инструментальных переменных отдельно для домохозяйств со скрытыми доходами и без таковых и рассчитывались прогнозные значения доходов Y_i , а также величины стандартных ошибок, необходимые для расчета доли скрытых доходов (см. подробнее, например, [13 и 15]). Далее на втором шаге получались оценки параметров в уравнении (1) методом наименьших квадратов. Результаты идентификации коэффициентов и тестирования инструментов представлены в таблице 1.

В трех волнах из пяти инструменты оказались сильными и экзогенными. Полученная оценка доли скрытых доходов колебалась в течение периода с 2013 по 2022 г. с пиковым значением в 2015 г. Прямое сравнение рассчитанной доли скрытых доходов по ОПФ с полученными в [13 и 15] по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ не совсем корректно, поскольку выборки имеют различную структуру. Однако в иллюстративных целях отметим, что в среднем доля скрытых доходов по ОПФ превышает среднюю долю по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ почти в два раза¹⁰ при параллельности ли-

Таблица 1

Оценки модели расходов на питание и доли скрытых доходов (подход Писсаридеса – Вебера), метод инструментальных переменных

Годы	Оценки коэффициентов		Тест Хансена – Саргана, χ^2	Тест Ву – Хаусмана, F	Доля скрытых доходов, в процентах ¹¹	Количество наблюдений
	$\hat{\gamma}$	$\hat{\beta}$				
1	2	3	4	5	6	7
2013	0,85*** (0,08)	0,86*** (0,17)	3,90 [0,05]	10,25 [0,00]	22,99	6097
2015	0,80*** (0,09)	0,42** (0,20)	20,64 [0,00]	0,01 [0,91]	36,99	6021
2018	0,86*** (0,08)	0,93*** (0,17)	10,08 [0,00]	6,28 [0,01]	11,95	6007
2020	0,86*** (0,08)	0,69** (0,14)	3,22 [0,20]	13,86 [0,00]	17,15	6006
2022	0,87*** (0,05)	0,70*** (0,09)	1,72 [0,42]	38,48 [0,00]	10,30	6075

Примечание. Значимость коэффициентов на уровнях: *** – 1%, ** – 5%, * – 10%.
В круглых скобках – стандартные ошибки коэффициентов, в квадратных скобках – p-значения.

Источник: расчеты автора.

¹⁰ Для годов, в которых опросы не проводились, значения доли скрытых доходов получены линейной интерполяцией. В [13] расчеты выполнены по данным до 2018 г. Значительное увеличение доли скрытых доходов по ОПФ по сравнению с данными РМЭЗ НИУ ВШЭ объясняется, по нашему мнению, различием подходов в формировании группы домохозяйств, которые имеют скрытые доходы – в исследовании по РМЭЗ НИУ ВШЭ [13] использовался подход устойчивого превышения расходов над доходами в трех подряд идущих волнах обследования, в [15] группа формировалась по самозанятым домохозяйствам.

¹¹ Доля скорректирована по формуле (2) с учетом средних доходов домохозяйств каждой группы (со скрытыми доходами и без скрытых) в выборке.

нейных трендов снижения доли скрытых доходов, рассчитанных по обеим выборкам, с коэффициентом наклона прямой $-2,3\%$. То есть в среднем за год в 2013–2022 гг. доля скрытых доходов в располагаемых ресурсах домохозяйств снижалась на $2,3\%$.

Доля скрывааемых доходов (для каждого года обследования) из столбца 6 таблицы 1 использовалась для расчета отдельной компоненты – скрытых доходов для домохозяйств, у которых индикатор $D_i = 1$. На соответствующую величину были увеличены итоговые уровни доходов таких домохозяйств.

Далее выполнены для каждой волны ОПФ декомпозиции неравенства по источникам доходов по методологии Лермана – Ицхаки (4) для двух групп домохозяйств – бедные и небедные. Результаты представлены в таблице 2. Доли компонент доходов в общем доходе по группам

домохозяйств приведены в таблице 3. Отметим, что среднедушевой доход небедных домохозяйств превышает аналогичный доход бедных примерно в 3,5 раза. Срез по числу членов домохозяйств показывает, что среднедушевой доход домохозяйств из одного человека был больше аналогичного дохода домохозяйств с числом членов пять и более для небедных – в 2 раза, для бедных – более чем в 7 раз¹². При этом наименьший среднедушевой доход в группе бедных имеют: а) смешанные домохозяйства пенсионеров и непенсионеров с детьми; б) домохозяйства из взрослых 30 лет и старше без пенсионеров и с детьми. В то же время в группе небедных наименьший среднедушевой доход имеют: а) домохозяйства взрослых до 30 лет без пенсионеров и с детьми; б) смешанные домохозяйства пенсионеров и непенсионеров с детьми.

Таблица 2

Декомпозиция неравенства по источникам доходов (подход Лермана – Ицхаки), эластичность Джини

Годы	Категория	Заработная плата	Социальные трансферты	Частные трансферты	Доходы от продажи продукции личного подсобного хозяйства	Другие доходы	Займы и израсходованные сбережения	Скрытые доходы
2013	Все население	0,91	0,32	1,13	0,00	1,54	1,83	0,67
	Небедные	0,84	0,00	1,27	0,25	1,76	2,06	0,56
	Бедные	1,02	1,13	0,75	-0,05	0,65	1,10	0,52
	Межгрупповая	0,98	0,66	0,97	-0,22	1,21	1,39	0,83
2015	Все население	0,97	0,44	1,18	-0,06	1,97	1,98	1,03
	Небедные	0,96	0,16	1,36	0,19	2,28	2,25	1,07
	Бедные	1,06	1,15	0,55	-0,10	0,58	1,00	0,52
	Межгрупповая	0,98	0,75	0,99	-0,31	1,48	1,52	0,99
2018	Все население	0,99	0,37	0,98	-0,12	2,00	2,10	0,68
	Небедные	0,98	0,10	0,99	0,00	2,31	2,38	0,68
	Бедные	1,04	1,10	0,39	0,13	0,71	1,01	0,33
	Межгрупповая	1,01	0,65	0,98	-0,29	1,52	1,62	0,73
2020	Все население	1,15	0,39	0,89	0,05	1,70	2,30	0,94
	Небедные	1,19	0,15	1,11	0,19	1,90	2,65	1,05
	Бедные	1,13	1,01	0,58	-0,13	-0,19	1,15	0,51
	Межгрупповая	1,10	0,66	0,69	-0,06	1,46	1,79	0,85
2022	Все население	0,88	0,20	0,74	0,05	1,80	2,13	0,53
	Небедные	0,79	-0,06	0,72	-0,05	2,03	2,33	0,45
	Бедные	1,03	1,13	0,22	0,27	-0,36	0,86	0,51
	Межгрупповая	0,98	0,44	0,81	0,13	1,43	1,67	0,65

Источник: расчеты автора.

¹² 2022 г.

Доля компоненты дохода в общем доходе

Годы	Категория	Заработная плата	Социальные трансферты	Частные трансферты	Доходы от продажи продукции личного подсобного хозяйства	Другие доходы	Займы и израсходованные сбережения	Скрытые доходы
2013	Все население	0,45	0,21	0,04	0,00	0,02	0,23	0,05
	Небедные	0,45	0,19	0,04	0,00	0,02	0,25	0,04
	Бедные	0,47	0,36	0,04	0,02	0,01	0,04	0,06
2015	Все население	0,48	0,25	0,04	0,00	0,04	0,12	0,08
	Небедные	0,48	0,24	0,04	0,00	0,04	0,13	0,07
	Бедные	0,49	0,34	0,04	0,02	0,01	0,02	0,08
2018	Все население	0,49	0,28	0,04	0,00	0,03	0,14	0,02
	Небедные	0,49	0,26	0,04	0,00	0,04	0,15	0,02
	Бедные	0,48	0,41	0,04	0,02	0,01	0,02	0,03
2020	Все население	0,52	0,32	0,03	0,00	0,01	0,09	0,03
	Небедные	0,52	0,31	0,03	0,00	0,01	0,09	0,03
	Бедные	0,45	0,41	0,05	0,01	0,01	0,02	0,05
2022	Все население	0,48	0,23	0,03	0,00	0,04	0,20	0,01
	Небедные	0,48	0,21	0,03	0,00	0,04	0,22	0,01
	Бедные	0,48	0,43	0,04	0,01	0,02	0,01	0,02

Источник: расчеты автора.

Основной источник доходных поступлений — оплата труда (см. таблицу 3), доля которой с 2013 по 2022 г. выросла, а величина эластичности Джини в распределении (см. таблицу 2) постепенно снижалась (от 0,91 до 0,88). При этом для небедных домохозяйств коэффициент эластичности меньше единицы (исключение — 2020 г.), то есть увеличение оплаты труда не приводит к росту неравенства, а для бедных — наоборот, рост заработной платы ведет к увеличению неравенства.

Значительна в общем бюджете домохозяйств доля социальных трансфертов. Для бедных ее величина превышает уровень для небедных. Существенное увеличение этой доли в 2020 г. связано с дополнительными социальными выплатами в период пандемии.

Согласно декомпозиции неравенства, приведенной в таблице 2, коэффициент GIE в распределении больше единицы для группы бедных домохозяйств по источнику социальных трансфертов. Это означает, что увеличение уровня указанной компоненты дохода приводит к увеличению неравенства в этой группе, иначе — дополнительные социальные выплаты приводят к росту коэффициента Джини среди бедных.

В распределении доходов высока доля займов и израсходованных сбережений для небедных домохозяйств, которые подтверждают расходы

на достаточно крупные покупки и наличие оборотных средств у таких домохозяйств. GIE значительно больше единицы (см. таблицу 2) для этой категории доходов и группы населения — рост этой компоненты дохода увеличивает неравенство в верхней части распределения населения по доходам. Несмотря на незначительную долю займов и сбережений (не выше 4%), как видно из таблицы 3, для группы бедных домохозяйств доходная эластичность Джини по указанной компоненте практически во все годы больше единицы (кроме 2015 и 2022 гг.), то есть также приводит к увеличению неравенства при росте доходов от этого источника.

Частные трансферты (от родственников, друзей, алименты, поступления от организаций), согласно значениям GIE, представленным в таблице 2, увеличивают риски неравенства среди небедных (кроме 2018 и 2022 гг.) и приводят к его снижению среди бедных. При этом доля в доходах этой компоненты стабильно невысока (около 3–4%).

Источник других доходов (от возврата долгов, выплат по страховкам, продажи личного имущества, сдачи в аренду имущества, вложения капитала в виде процентов по вкладам, акций и иных ценных бумаг) при росте устойчиво приводит к увеличению неравенства среди небедных, а среди бедных является фактором снижения неравенства (эластичность меньше единицы).

Скрытые доходы, вмененные домохозяйствам по итогам оценки PW модели, составляли от 1 до 8%. Доля указанной компоненты выше для группы бедных домохозяйств. В то же время GIE по этой компоненте доходов выше единицы для посткризисного 2015 г. и пандемийного 2020 г. для группы небедных домохозяйств.

Значительна для всех лет обследования величина межгрупповой эластичности Джини. Таким образом, скрытые доходы сгруппированы в основном среди домохозяйств с невысоким уровнем ресурсов, в то время как рост скрытых поступлений является фактором риска высокодоходного неравенства для группы небедных семей в некоторые годы. Полученный результат несколько отличается от оценок по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ [13], согласно которым скры-

тые доходы сглаживали неравенство в течение 2002–2017 гг.

В итоге (см. таблицу 2) для бедных домохозяйств факторами увеличения неравенства является рост поступлений от таких источников, как: социальные трансферты, заработная плата, займы и израсходованные сбережения; для небедных домохозяйств – займы и израсходованные сбережения, частные трансферты и другие доходы.

Очевидные различия между группами обусловлены тем, что компоненты доходов в располагаемых ресурсах домохозяйств по-разному представлены в верхних и нижних позициях распределения населения по доходам. Коэффициент Джини по доходам был декомпозирован по двум группам: бедные и небедные домохозяйства [формула (3)]. Результаты представлены в таблице 4.

Таблица 4

Декомпозиция коэффициента Джини по доходам и группам домашних хозяйств

Годы	Показатель	Все население	Бедные	Небедные	Межгрупповое неравенство	Линия бедности, рублей
2013	Доля населения	1	0,296	0,704		10 075
	Средний доход, рублей	20 151	6424	25 920		
	Коэффициент Джини	0,449	0,242	0,378	0,202	
	Доля в общем коэффициенте Джини	1	0,015	0,536	0,449	
2015	Доля населения	1	0,247	0,753		10 684
	Средний доход, рублей	21 368	6984	26 088		
	Коэффициент Джини	0,413	0,228	0,350	0,166	
	Доля в общем коэффициенте Джини	1	0,011	0,587	0,402	
2018	Доля населения	1	0,243	0,757		11 862
	Средний доход, рублей	23 724	7905	28 794		
	Коэффициент Джини	0,418	0,222	0,362	0,162	
	Доля в общем коэффициенте Джини	1	0,010	0,602	0,387	
2020	Доля населения	1	0,179	0,821		11 866
	Средний доход, рублей	23 733	7902	27 175		
	Коэффициент Джини	0,356	0,232	0,303	0,119	
	Доля в общем коэффициенте Джини	1	0,007	0,658	0,335	
2022	Доля населения	1	0,273	0,727		17 077
	Средний доход, рублей	34 154	11 980	42 474		
	Коэффициент Джини	0,448	0,202	0,404	0,177	
	Доля в общем коэффициенте Джини	1	0,012	0,593	0,395	

Источник: расчеты автора.

Доля бедных уменьшалась с 29,6% (2013 г.) до 17,9% (2020 г.), а затем выросла до 27,3% в 2022 г. Средние душевые доходы небедных превышали доходы бедных в 3,4–4,0 раза. Неравенство снижалось с 0,242 до 0,202 среди бедных, с 0,202 до 0,177 – межгрупповое. Среди небедных неравенство сокращалось с 0,378 в 2013 г. до 0,303 в 2020 г. и увеличилось до 0,404 в 2022 г. При этом в целом по выборке неравенство практически не изменилось в 2022 г. по сравнению с 2013 г. и составило 0,45.

В последней строке (по годам) в таблице 4 показаны доли в коэффициенте Джини двух групп и междугрупповые. Основной вклад в неравенство вносило небедное население. При этом вклад в общий коэффициент Джини среди бедных не превысил 1,5%, что является незначительной величиной. Воздействие бедности на общее неравенство также проявляется в межгрупповом неравенстве – его величина значительна и составляла около 40%.

Заключение

В работе выполнена оценка скрытых доходов домохозяйств на основе модели Писсаридеса – Вебера. Рассчитанные по данным Всероссийского обследования домохозяйств по потребительским финансам доли скрытых доходов больше, чем полученные по результатам Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ. Это объясняется, по нашему мнению, различием подходов в формировании группы домохозяйств, которые имеют скрытые доходы, а также различием структуры выборочных совокупностей. При этом доля скрытых доходов в располагаемых ресурсах домохозяйств снижается на 2,3% в среднем за год.

Декомпозиция коэффициента Джини по доходам позволила сделать вывод о том, что основной вклад в неравенство вносило небедное население. Воздействие бедности на общее неравенство проявляется в межгрупповом неравенстве – его величина составляла около 40%.

Расчет доходных эластичностей Джини по источникам доходов для бедных и небедных домохозяйств обнаружил их разнонаправленное влияние на неравенство. Так, например, заработная плата и социальные трансферты увеличивают неравенство среди бедных и не ведут к росту неравенства среди небедных домохозяйств. Факт увеличения неравенства по компоненте социальных трансфертов в группе бедных домохозяйств фокусирует внимание на механизмах социальных выплат.

Значительна доля займов и израсходованных сбережений для небедных домохозяйств, которые подтверждают расходы на достаточно крупные покупки и наличие оборотных средств у таких домохозяйств. Эта компонента дохода увеличивает неравенство в верхней части распределения населения по доходам.

Источник «другие доходы» (от возврата долгов, продажи личного имущества и др.) устойчиво приводит к росту неравенства среди небедных, в то же время являясь фактором снижения неравенства среди бедных.

Скрытые доходы, вмененные домохозяйствам по итогам оценки модели Писсаридеса – Вебера, составляли от 1 до 8% в общих доходах. Скрытые доходы выравнивают уровень жизни среди домохозяйств с невысоким уровнем доходов, являясь

фактором увеличения неравенства среди небедных домохозяйств в нетипичные (2015, 2020) для экономической ситуации годы.

Полученные результаты могут быть полезны для выработки мероприятий социальной политики с учетом влияния скрытых доходов на выравнивание уровня жизни населения Российской Федерации.

Литература

1. **Ниворожкина Л.И.** Скрытые доходы домохозяйств: опыт эмпирического анализа // *Terra Economicus*. 2016. Т. 14. № 4. С. 42–53.
2. **Lichard T., Hanousek J., Filer R.K.** Hidden in Plain Sight: Using Household Data to Measure the Shadow Economy // *Empirical Economics*. 2021. Vol. 60. No. 3. P. 1449–1476. doi: <https://doi.org/10.1007/s00181-019-01797-z>.
3. **Gavoille N., Zasova A.** Minimum Wage Spike and Income Underreporting: A Back-of-the-Envelope-Wage Analysis // *Journal of Comparative Economics*. 2023. Vol. 51. No. 1. P. 372–402. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jce.2022.08.003>.
4. **Lyssioutou P., Pashardes P., Stengos T.** Estimates of the Black Economy Based on Consumer Demand Approaches // *The Economic Journal*. 2004. Vol. 114. Iss. 497. P. 622–640. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2004.00234.x>.
5. **Cabral A., Gemmell N., Alinaghi N.** Are Survey-Based Self-Employment Income Underreporting Estimates Biased? New Evidence from Matched Register and Survey Data // *International Tax and Public Finance*. 2021. Vol. 28. No. 5. P. 284–322. doi: <https://doi.org/10.1007/s10797-020-09611-8>.
6. **Paulus A.** Income Underreporting Based on Income-Expenditure Gaps: Survey vs Tax Records // *Institute for Social & Economic Research (ISER). Working Paper Series*. No. 2015–15. URL: <http://hdl.handle.net/10419/126467>.
7. **Turgut M.B., Tratkiewicz T.** Estimate of the Underground Economy in Poland Based on Household Expenditures and Incomes // *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics*. 2023. Vol. 15. No. 1. P. 1–29. doi: <https://doi.org/10.24425/cejeme.2023.144997>.
8. **Kukk M., Staehr K.** Identification of Households Prone to Income Underreporting: Employment Status or Reported Business Income? // *Public Finance Review*. 2017. Vol. 45. No. 5. P. 599–627. doi: <https://doi.org/10.1177/1091142115616182>.
9. **Pissarides C., Weber G.** An Expenditure-Based Estimate of Britain's Black Economy // *Journal of Public Economics*. 1989. Vol. 39. No. 1. P. 17–32. doi: [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(89\)90052-2](https://doi.org/10.1016/0047-2727(89)90052-2).
10. **Niizeki T., Hamaaki Ju.** Do the Self-Employed Underreport Their Income? Evidence from Japanese Panel Data // *Journal of the Japanese and International Economies*. 2023. Vol. 67. No. 10. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jjie.2022.101244>.

11. Cabral A.C.G., Kotsogiannis C., Myles G. Self-Employment Income Gap in Great Britain: How Much and Who? // CESifo Economic Studies. 2019. Vol. 65. No. 1. P. 84–107. doi: <https://doi.org/10.1093/cesifo/ify015>.

12. Makarenko E. et al. Risk of Increasing Income Inequality and Poverty: Analysis by Income Source // Sustainability. 2022. Vol. 14. No. 3. Article 1610. doi: <https://doi.org/10.3390/su14031610>.

13. Ниворожжина Л.И. и др. Неравенство и бедность в постсоветской России: динамика и факторы формирования с учетом скрытых доходов домохозяйств. Монография. Ростов-на-Дону: ИПК РГЭУ (РИНХ), 2021. 285 с.

14. Мурашов Я.В., Ратникова Т.А. Неучтенные доходы российских домашних хозяйств // Вопросы

экономики. 2016. № 5. С. 99–126. doi: <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2016-5-99-126>.

15. Мурашов Я.В., Ратникова Т.А. Динамика неучтенных доходов российских домашних хозяйств // Прикладная эконометрика. 2017. Т. 46. С. 30–54.

16. Yitzhaki S. Dowe Need a Separate Poverty Measurement? // European Journal of Political Economy. 2002. Vol. 18. No. 1. P. 61–85. doi: [https://doi.org/10.1016/S0176-2680\(01\)00069-6](https://doi.org/10.1016/S0176-2680(01)00069-6).

17. Lerman R., Yitzhaki S. Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Applications to the United States // The Review of Economics and Statistics. 1985. Vol. 67. No. 1. P. 151–156.

18. Ниворожжина Л.И. Декомпозиция неравенства: методология и инструменты // Народонаселение. 2012. № 2. С. 75–82.

Приложение 1

Распределение численности населения по интервальным группам соотношения денежных доходов и границы бедности (ГБ) в Российской Федерации в 2013–2022 годах

Годы	Интервальные группы, ГБ						
	до 0,5	0,5–1,0	1,0–1,5	1,5–2,0	2,0–3,0	3,0–6,0	свыше 6,0
2013	1,6	9,2	13,0	12,8	20,6	28,7	14,1
2014	1,7	9,6	13,4	13,1	20,8	28,2	13,1
2015	2,2	11,2	14,8	13,9	20,9	26,3	10,8
2016	2,1	11,1	14,7	13,8	20,9	26,4	10,9
2017	2,1	10,8	14,6	13,8	21,0	26,7	11,1
2018	2,0	10,5	14,2	13,5	20,8	27,1	11,8
2019	1,9	10,3	14,1	13,5	20,9	27,3	11,9
2020	1,8	10,2	14,3	13,8	21,2	27,3	11,3
2021	1,6	9,4	13,4	13,3	21,1	28,5	12,8
2022	1,2	8,6	13,3	13,5	21,9	29,3	12,2

Примечание. Во все интервалы включена левая граница.

Источник: данные Росстата. URL: <https://rosstat.gov.ru/folder/13723>.

Приложение 2

Формирование переменной располагаемых ресурсов

№ п/п	Переменная	Идентификатор
	Располагаемые ресурсы	ras_res = nat_lgoty + den_res
1	Денежные ресурсы	den_res = anty_saving + den_doh
1.1	Денежные доходы	den_doh = dohod_lph + oplata + soc_transfers + transfer + dohod_drug + valuta
1.1.1	Доходы от продажи продукции личного подсобного хозяйства	dohod_lph
1.1.2	Доход домохозяйства от оплаты труда	oplata
1.1.3	Социальные трансферты	soc_transfers = pens + pos_bezrab + pos_deti + dohod_stip + lgoti + nalog_v
	пенсии	pens
	пособия по безработице	pos_bezrab
	пособия на детей (отсутствовал вопрос в 2022 г.)	pos_deti
	стипендии	dohod_stip
	субсидии и доплаты, льготы	lgoti
	налоговый вычет (в 2022 г. нулевые ответы)	nalog_v

№ п/п	Переменная	Идентификатор
1.1.4	Частные трансферты	transfer = alimenti + ot_rodstv+ ot_friends + ot_job + ot_church + ot_foreign + ot_another
	алименты	alimenti
	от родителей, детей, бабушек/дедушек, внуков, других родственников	ot_rodstv
	от друзей	ot_friends
	с прежнего места работы	ot_job
	от религиозных организаций	ot_church
	от зарубежных и международных организаций	ot_foreign
	от других организаций и частных лиц	ot_another
1.1.5	Другие доходы	dohod_drug
	деньги от возврата долгов	vozvr_dolg
	выплаты по страховкам	insurance
	от продажи личного имущества	sale
	от сдачи в аренду имущества	rent
	от вложения капитала в виде процентов по вкладам	deposit
	от акций и иных ценных бумаг и т. п.	stock
	другие	drugie
1.1.6	Поступления в валюте	valuta
1.2	Займы (включая кредиты) и израсходованные сбережения	anty_saving
2	Натуральные поступления и льготы от работодателей	nat_lgoty = lph_cons + lgoty
2.1	Стоимость натуральных поступлений	lph_cons
2.2	Льготы от работодателя (оплата страховки)	lgoty

Источник: составлено автором.

Информация об авторе

Арженовский Сергей Валентинович – д-р экон. наук, профессор, главный экономист Отделения по Ростовской области Южного главного управления Центрального банка Российской Федерации. 344006, г. Ростов-на-Дону, просп. Соколова, д. 22а. E-mail: sarzhenov@gmail.com. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8692-7883>.

References

1. Nivorozhkina L.I. Hidden Income of Households: An Empirical Evidence. *Terra Economicus*. 2016;14(4):42–53. (In Russ.)
2. Lichard T., Hanousek J., Filer R.K. Hidden in Plain Sight: Using Household Data to Measure the Shadow Economy. *Empirical Economics*. 2021;60(3):1449–1476. Available from: <https://doi.org/10.1007/s00181-019-01797-z>.
3. Gavoille N., Zasova A. Minimum Wage Spike and Income Underreporting: A Back-of-the-Envelope-Wage Analysis. *Journal of Comparative Economics*. 2023;51(1):372–402. Available from: <https://doi.org/10.1016/j.jce.2022.08.003>.
4. Lyssiottou P., Pashardes P., Stengos T. Estimates of the Black Economy Based on Consumer Demand Approaches. *The Economic Journal*. 2004;114(497):622–640. Available from: <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2004.00234.x>.
5. Cabral A., Gemmell N., Alinaghi N. Are Survey-Based Self-Employment Income Underreporting Estimates Biased? New Evidence from Matched Register and Survey Data. *International Tax and Public Finance*. 2021;(28):284–322. Available from: <https://doi.org/10.1007/s10797-020-09611-8>.
6. Paulus A. Income Underreporting Based on Income-Expenditure Gaps: Survey vs Tax Records. *Institute for Social and Economic Research (ISER) Working Paper Series*. No. 2015–15. Available from: <http://hdl.handle.net/10419/126467>.
7. Turgut M.B., Tratkiewicz T. Estimate of the Underground Economy in Poland Based on Household Expenditures and Incomes. *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics*. 2023;15(1):1–29. Available from: <https://doi.org/10.24425/cejeme.2023.144997>.
8. Kukk M., Staehr K. Identification of Households Prone to Income Underreporting: Employments Status or Reported Business Income? *Public Finance Review*. 2017;45(5):599–627. Available from: <https://doi.org/10.1177/1091142115616182>.

9. **Pissarides C., Weber G.** An Expenditure-Based Estimate of Britain's Black Economy. *Journal of Public Economics*. 1989;(39):17–32. Available from: [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(89\)90052-2](https://doi.org/10.1016/0047-2727(89)90052-2).
10. **Niizeki T., Hamaaki Ju.** Do the Self-Employed Underreport Their Income? Evidence from Japanese Panel Data. *Journal of the Japanese and International Economies*. 2023;(67). Available from: <https://doi.org/10.1016/j.jjie.2022.101244>.
11. **Cabral A.C.G., Kotsogiannis C., Myles G.** Self-Employment Income Gap in Great Britain: How Much and Who? *CESifo Economic Studies*. 2019;65(1):84–107. Available from: <https://doi.org/10.1093/cesifo/ify015>.
12. **Makarenko E.** et al. Risk of Increasing Income Inequality and Poverty: Analysis by Income Source. *Sustainability*. 2022;14(3):1610. Available from: <https://doi.org/10.3390/su14031610>.
13. **Nivorozhkina L.I.** et al. *Inequality and Poverty in Post-Soviet Russia: Dynamics and Factors of Formation with Under-Reporting Household Incomes. Monograph.* Rostov-on-Don: IPK RSEU (RINH); 2021. (In Russ.)
14. **Murashov Y., Ratnikova T.** Under-Reported Income of Russian Households. *Voprosy Ekonomiki*. 2016;(5):99–126. Available from: <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2016-5-99-126>.(In Russ.)
15. **Murashov Y., Ratnikova T.** The Dynamics of Unrecorded Income of Russian Households. *Applied Econometrics*. 2017;(46):30–54. (In Russ.)
16. **Yitzhaki S.** Do we Need a Separate Poverty Measurement? *European Journal of Political Economy*. 2002; 18(1):61–85. Available from: [https://doi.org/10.1016/S0176-2680\(01\)00069-6](https://doi.org/10.1016/S0176-2680(01)00069-6).
17. **Lerman R., Yitzhaki S.** Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Applications to the United States. *The Review of Economics and Statistics*. 1985;67(1):151–156.
18. **Nivorozhkina L.I.** Inequality Decomposition: Methodology and Tools. *Population*. 2012;(2):75–82. (In Russ.)

About the author

Sergey V. Arzhenovskiy – Dr. Sci. (Econ.), Professor, Chief Economist, Rostov Regional Division of the Southern Main Branch of the Central Bank of the Russian Federation. 22-a, Sokolov Ave., Rostov-on-Don, 344006, Russia. E-mail: sarzhenov@gmail.com. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8692-7883>.