

УДК 311, 332, 338

DOI: 10.17323/1813-8691-2025-29-2-248-278

Фактор места проживания в анализе доходного неравенства населения в России¹

Луппов А.Б., Суринов А.Е.

Исследования, направленные на изучение влияния места проживания населения на дифференциацию доходов в обществе, особенно важны для России в силу обширной территории страны. Наряду с разнообразием природно-климатических условий, неравномерностью пространственного развития и ресурсных возможностей регионов и муниципалитетов здесь наблюдаются высокие разрывы в плотности заселения территории и развитости инфраструктуры, обеспечивающей базовые потребности человека. Все это обуславливает обособленность локальных популяций и их зависимость от общих характеристик населенного пункта, резидентами которого они являются.

Цель этой статьи состоит в разработке подходов к расширенному измерению и анализу доходного неравенства населения России с учетом места его проживания и имеющейся в открытом доступе информации о доходах населения на уровне муниципалитетов. Основными индикаторами для изме-

¹ Данная статья содержит результаты одного из направлений исследований Научно-учебной лаборатории измерения благосостояния и Центра экономических измерений и статистики, являющихся участниками проекта «Экономическое поведение домашних хозяйств», реализуемого НИУ ВШЭ в 2023–2025 гг. Содержание статьи отражает мнение авторов и не является официальной позицией НИУ ВШЭ или других, связанных с этим учреждением организаций.

Проведение исследований, основанных на обработке массивов микроданных выборочных обследований домашних хозяйств, стало возможным благодаря открытому доступу к ним для всех желающих, который обеспечил Росстат. Это заметно расширило возможности экономического анализа за счет применения математико-статистического аппарата. Мы выражаем благодарность специалистам Росстата за консультации по методологическим вопросам и оказанную техническую помощь, касающиеся представленных на официальном сайте Росстата микроданных.

Луппов Артур Борисович – к.э.н., старший научный сотрудник Научно-учебной лаборатории измерения благосостояния Факультета экономических наук Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики». E-mail: aluppov@hse.ru

Суринов Александр Евгеньевич – д.э.н., профессор, руководитель Департамента статистики и анализа данных, директор Центра экономических измерений и статистики Факультета экономических наук Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики». E-mail: surinov@hse.ru

Статья поступила: 26.02.2025/Статья принята: 23.04.2025.

рения доходного неравенства на уровне страны были выбраны коэффициент Джини и коэффициент Палма, которые достаточно гармонично дополняют друг друга, характеризую общий уровень неравенства и разрыв в доходах между богатым и бедным населением. Эти коэффициенты весьма популярны среди исследователей и их интерпретация не требует усилий.

Для измерения неравенства на местном уровне требуются специальные инструменты, которые могли бы дать возможность охарактеризовать это явление на основе выборочных данных. В качестве такого инструмента в публикации используется коэффициент внутрикластерной корреляции, благодаря которому можно оценить степень однородности доходов населения внутри кластеров и, соответственно, дифференциацию доходов между кластерами.

Предложенный коэффициент позволил связать уровень душевых доходов населения с муниципалитетом как местом постоянного жительства домашнего хозяйства. С его помощью были оценены происходящие изменения в доходном неравенстве с учетом различий между территориальными образованиями и внутри них, как с позиции неравенства в доходах внутри групп населения, так и через разницу в средних значениях доходов у местных популяций.

В качестве эмпирической основы проведенного исследования использовались доступные на сайте Росстата файлы обезличенных микроданных Выборочного наблюдения доходов населения и участия в социальных программах (ВНДН) за период с 2013 по 2022 гг., а также информация об объемах социальных выплат населению и налогооблагаемых денежных доходов населения по муниципальным и городским округам, муниципальным районам.

Ключевые слова: выборочное наблюдение доходов населения и участия в социальных программах; неравенство населения по доходам; коэффициент Джини; коэффициент Палма; коэффициент внутрикластерной корреляции.

Для цитирования: Луппов А.Б., Суринов А.Е. Фактор места проживания в анализе доходного неравенства населения в России. *Экономический журнал ВШЭ*. 2025; 29(2): 248–278.

For citation: Luppov A.B., Surinov A.E. The Household Residence Factor in the Analysis of Income Inequality in Russia. *HSE Economic Journal*. 2025; 29(2): 248–278. (In Russ.)

1. Введение

Внимание к корректности измерений неравенства и бедности заметно выросло в последнее время в связи с провозглашением Генассамблеей ООН Целей устойчивого развития до 2030 г., как программы развития человечества, и предшествующим этому широким обсуждением на глобальных, региональных и национальных площадках. Адекватность оценок бедности и неравенства позволяет наметить реальные цели, выработать меры политики, направленные на искоренение бедности и снижение чрезмерного социального расслоения и в богатых, и в бедных странах, обеспечить мониторинг эффектив-

ности реализованных решений, определить необходимое ресурсное обеспечение социальных программ.

Проведенное исследование, результаты которого представлены ниже, было нацелено на поиск статистических показателей, характеризующих роль места проживания домохозяйства в доходном неравенстве. Различия в материальных условиях жизни между регионами и между муниципалитетами проявляются в среднем размере и дисперсии душевого дохода. Их величина и распределение совокупного дохода между социальными стратами концентрированно характеризует среду обитания на конкретной территории. Мы рассматриваем доходное неравенство населения страны в целом. Неравенство в распределении доходов между территориями и внутри них исследуются как его факторы. Для оценки неравенства применяются коэффициенты Джини и Палма, расчет которых основан на использовании микроданных обследования доходов населения России как получателей дохода. Учитывая отсутствие официальных данных о характере распределения доходов населения на субрегиональном уровне, в анализ микроданных был включен коэффициент внутрикластерной корреляции, который позволил выявить степень различия в характеристиках распределения доходов на местном уровне.

2. Данные

Исследование базируется на результатах обработки общедоступной статистической информации, представленной на сайте Росстата в виде микроданных Выборочного наблюдения доходов населения и участия в социальных программах (ВНДН) в 2013–2022 г.²

Это обследование проводится в России с 2014 г. (по итогам за 2013 г.) на ежегодной основе. Это единственный надежный источник сведений о доходах населения в России [Фролова, 2017]. Объем выборки ВНДН в первых двух раундах обследования составлял 45000 домашних хозяйств и более 105000 индивидов (их членов), а в последующие годы – 60000 домашних хозяйств и порядка 130000 – 140000 индивидов (раз в пять лет объем выборки составляет 160000 домашних хозяйств), обеспечивая представительную выборку домашних хозяйств и индивидов для всей экономической территории России³. В разделе «Описание наблюдения» на официальном сайте ВНДН (Росстат) декларируется уровень представительности результатов – в целом по Российской Федерации, субъектам РФ, в том числе по городским и сельским поселениям с различной численностью населения, по отдельным социально-демографическим группам населения и домашним хозяйствам.

Отметим, что наличие микроданных ВНДН в открытом доступе на сайте Росстата выгодно его отличает от аналогичного общеевропейского обследования (EU-SILC)⁴. Ев-

² Росстат. Федеральные статистические наблюдения по социально-демографическим проблемам. Итоги Выборочного наблюдения доходов населения и участия в социальных программах. (https://rosstat.gov.ru/itog_inspect) (Дата обращения: 31.01.2025 г.).

³ О методологических принципах организации выборочных наблюдений по социально-демографическим проблемам (материал к Секции социально-демографической статистики и статистики труда Научно-методологического совета Росстата, 16 ноября 2017 г.). [Электронный ресурс]. (https://rosstat.gov.ru/free_doc/new_site/rosstat/NMS/tez.pdf) (Дата обращения: 22.11.2024 г.).

⁴ European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC). [Электронный ресурс]. (<https://ec.europa.eu/eurostat/web/microdata/european-union-statistics-on-income-and-living-conditions>) (Дата обращения: 22.11.2024 г.).

ростат не предоставляет непосредственный доступ к микроданным EU-SILC. Научные центры и учебные организации, прошедшие установленную бюрократическую процедуру, в исследовательских целях могут разработать и отладить на тестовом файле микроданных EU-SILC, например, синтаксис команд IBM SPSS, который будет выполнен на реальных микроданных в Евростате.

Основными исходными переменными в файлах микроданных ВНДН, на базе которых выполнялись расчеты в исследовании, были денежные доходы домашнего хозяйства, число наличных членов домашнего хозяйства, а также их производные с учетом демографических характеристик. Кроме этого, для вычисления целевых оценок показателей по микроданным выборок использовались переменные выборочных весов домашних хозяйств и индивидов, применяемые Росстатом.

Так как микроданные ВНДН являются выборочными, то оценки целевых показателей изучаемой совокупности и интересующих характеристик распределения доходов должны вычисляться с использованием выборочных весов домашних хозяйств и индивидов. В файлах общедоступных на сайте Росстата микроданных ВНДН имеются скорректированные выборочные веса (переменная KVZV). Указанные веса использовались для вычисления значений индекса Джини и коэффициента Палма. Однако для расчета значений коэффициента внутрикластерной корреляции использовались базовые выборочные веса домашних хозяйств и их членов, т.е. веса, соответствующие многоэтапному плану отбора выборки ВНДН.

Использование в качестве исходной информации микроданных ВНДН для оценки доходного неравенства имеет принципиальное значение, так, единица наблюдения в исследовании – частное домашнее хозяйство, являющееся резидентом определенной территории (субъект Российской Федерации и муниципалитет), для населения которой и проводятся расчеты.

Кроме микроданных ВНДН были привлечены показатели объема социальных выплат населению и налогооблагаемых денежных доходов населения в разрезе муниципальных образований⁵. Основой этих данных является информация Федеральной налоговой службы, Социального фонда и органов исполнительной власти субъектов Российской Федерации.

Этот показатель доходов представлен в номинальном выражении до получения текущих трансфертов и вычета налогов и обязательных платежей. Другой информации о доходах жителей всех муниципалитетов в России нет. Это и определило выбор в качестве показателя дохода его номинальное значение. Не вызывает сомнения утверждение о том, что лучшей материальной характеристикой уровня жизни является располагаемый доход⁶. Однако для нас было важно обеспечить сопоставимость расчетов показателей доходного неравенства вне зависимости от источника первичной информации. Также отметим, что качественно все сделанные в публикации выводы, полученные на основе данных ВНДН, не отличаются для показателей номинального денежного и располагаемого доходов домашних хозяйств.

⁵ Росстат. Муниципальная статистика. Объем социальных выплат населению и налогооблагаемых денежных доходов населения в разрезе муниципальных образований. (<https://rosstat.gov.ru/munstat>) (Дата обращения: 30.01.2025 г.)

⁶ System of National Accounts 2008 (SNA 2008). EC, IMF, OECD, UN and WB, New York, 2009.

3. Методология

3.1. Обзор научной литературы

Проведенный анализ научных публикаций и специальной литературы в области измерения доходного неравенства на субнациональном уровне показал, что этому направлению исследований до недавнего времени уделялось не очень много внимания. Большинство исследователей изучают неравенство на национальном уровне, прибегая к кросс-страновым сопоставлениям или исследуют динамику этого явления. Ситуация стала меняться в последние десять-пятнадцать лет, когда такие исследования стали предметом внимания международных организаций (ЕС и ОЭСР, прежде всего), озабочившихся неравномерностью экономического развития внутри стран⁷. Стали появляться и работы национальных исследователей, пытающихся сравнить размеры доходов на уровне населенных пунктов отдельных стран ЕС [Janský, Kolcunová, 2017]. В ряде работ различия в уровне благосостояния между регионами рассматриваются через призму пространственной конвергенции и дивергенции частей национальной экономики. В этих целях в качестве критерия исследователи используют душевые показатели ВВП по регионам, сопоставляя их относительно среднего по ЕС значения. Такие сопоставления проводятся по крупным регионам – территории уровня NUTS-2 и NUTS-3⁸ [Iammarino et al., 2018; Königs et al., 2022; Manduca, 2019; Moreno et al., 2005]. Для оценки межрегиональной и внутрирегиональной экономической дивергенции используется доход домашнего хозяйства в расчете на душу [Storper, 2018].

В некоторых исследованиях авторы предлагают использовать иные классификации, группирующие территории стран ЕС с позиции зависимости от значимости города (столичные, крупные, глобальные), а сельские районы – с позиции их географической близости к городам (отдаленные, соседние, занимающие промежуточное положение) [Dijkstra et al., 2015].

В США доходное неравенство между территориями оценивается на основе душевых показателей ВВП или личного дохода (дохода домашних хозяйств) не только между штатами, но и на более детальном уровне. Переписи населения и налоговая отчетность дают возможность рассчитать эти показатели по округам. Кроме этого здесь часто для пространственной статистики используют концепцию «базовой статистической области», исходя из которой выделяют два типа территориальных образований – крупные городские агломерации (Metropolitan Statistical Areas – должен включать по крайней мере один городской кластер с числом жителей 50 тыс. человек и более) и малые городские агломе-

⁷ OECD Framework for Statistics on the Distribution of Household Income, Consumption and Wealth. Paris: OECD Publ., 2013. Doi: <https://doi.org/10.1787/9789264194830-1-en> (Дата обращения 09.02.2025 г.)

Eurostat. Methodological Guidelines and Description of EU-SILC Target Variables, 2018 (Version July 2019). DocSILC065 (2018 operation), European Commission, EUROSTAT. (https://circabc.europa.eu/sd/a/e9a5d1ad-f5c7-4b80-bdc9-1ce34ec828eb/DOCSILC065%20operation%202018_5.pdf) (Дата обращения: 23.09.20204 г.)

⁸ Statistical regions in the European Union and Partner Countries NUTS and Statistical Regions 2021 The Nomenclature of Territorial Units for Statistics (NUTS), 2020 edition (<https://ec.europa.eu/eurostat/documents/3859598/10967554/KS-GQ-20-092-EN-N.pdf/9d57ae79-3ee7-3c14-da3e-34726da385cf?t=1591285035000>) (Дата обращения: 11.10.2024 г.)

рации (Micropolitan Statistical Areas – должен включать по крайней мере один городской кластер с числом жителей в пределах от 10 тыс. до 50 тыс. человек)⁹. Базовые статистические области состоят из соседних округов, на которые разделена вся территория страны.

Кроме простого сопоставления региональных душевых показателей дохода или ВВП в США оценивают доходное неравенство между жителями одной территории. Показатели доходного неравенства в США публикует Бюро цензов США по 100 крупнейшим городским агломерациям (относящимся к Metropolitan Areas), коэффициент 95/20 («Ratio 95/20») как соотношение, рассчитанное для резидентов одного и того же населенного пункта, среднего дохода 95% домохозяйств, т.е. всего общества за исключением 5% самых богатых, к среднему доходу беднейших 20% домохозяйств. Расчет этого коэффициента основан на данных Обследования американского общества (American Community Survey – ACS)¹⁰ [Holmes, Verube, 2016].

В другом исследовании, направленном также на изучение неравенства внутри городов, используются данные переписей населения США. В качестве характеристики неравенства здесь был выбран коэффициент Джини [Glaeser et al., 2008]. Использование для анализа характера распределения доходов процентильных долей и коэффициента Джини является широко распространенной практикой [Boulant et al., 2016]. Есть пример, когда для количественной оценки неравенства между муниципалитетами используется коэффициент Джини, рассчитанный по расходам [Bannor, Oppong-Kyeremeh, 2018]. Коэффициент Джини применялся для выявления роли каждого из источников средств к существованию в отношении сокращения регионального неравенства в Бразилии [Silveira, Azzoni, 2011].

Ряд исследователей пытаются учесть при оценке доходного неравенства то, что территориальные различия в ценах искажают количественные характеристики неравенства и бедности, основанные на сравнении номинальных значений доходов. Все население, проживающее на территории с высокими номинальными доходами, может быть включено в группу высокообеспеченных, однако высокие потребительские цены, наблюдаемые в этой местности, для определенной части жителей делают невозможным обеспечить потребление на минимальном уровне. Исследователи отмечают, что различия в стоимости жизни в определенной степени выравнивают материальное благосостояние жителей регионов одной страны и тем самым сокращают неравенство в потреблении, что незаметно при использовании для оценок неравенства показателей распределения в обществе номинальных доходов. Показатели неравенства доходов, скорректированные на покупательную способность национальной валюты в регионах, дают более сглаженную картину по сравнению с дифференциацией номинальных доходов [Суринов, Пономаренко, 2019; Суринов, Луппов, 2021; Janky, Šedivý, 2018; Geloso, Msaid, 2017; Janský, Kolcunová, 2017; Aten, 2017; Jolliffe, 2006].

Еще один фактор, который влияет на территориальное неравенство по доходам, связан с так называемой экономией на масштабе как относительной выгоды, получаемой

⁹ Management and Budget 2010 Standards for Delineating Metropolitan and Micropolitan Statistical Areas. [Электронный ресурс]. (<https://www.census.gov/programs-surveys/metro-micro/about.html>) (Дата обращения: 11.09.2024 г.)

¹⁰ US Census Bureau. American Community Survey: Design and Methodology (PDF). P. 2–1 (PDF). Retrieved June 19, 2017. (Дата обращения: 11.09.2024 г.)

от совместного проживания в больших по числу членов домашних хозяйства по сравнению с домашними хозяйствами, состоящими из малого числа членов и одиноко проживающих. Иначе говоря, оценки параметров доходного неравенства более правильно производить на основе использования в качестве критерия доходной дифференциации эквивалентного дохода. Существует довольно много работ, в которых доказывается корректность такого подхода [Atkinson, Bourguignon, 2014]. Современные руководства международных организаций по статистике доходов, неравенства и бедности ориентируют страны на использование шкал эквивалентности для оценки характеристик доходного неравенства¹¹. В крупных странах с выраженными демографическими отличиями региональных популяций, проявляющихся в отношении к семье и браку, многодетности, фактор размера домохозяйства играет определенную роль [Rojas, 2014; Betti, 2014; Betti et al., 2017; Balli, Tiezzi, 2010; Суринов, Луппов, 2021].

Обобщая описанный выше международный опыт, можно сделать вывод, что главным препятствием для изучения доходного неравенства на субрегиональном уровне во всех странах является недостаточность информационной статистической базы на местном уровне. Одним из путей решения здесь может стать проведение расчетов на основе специально сформированных в целях статистики географических единиц, частей регионов.

Как было сказано выше, в США такими статистическими географическими единицами служат так называемые базовые статистические области (core statistical areas), по которым публикуются дефлятированные оценки доходов домашних хозяйств. У исследователей доходного неравенства в США есть возможность получить характеристики доходного неравенства и по округам (counties), так как показатели доходов собираются при проведении обследования американского общества (American Community Survey – ACS) с охватом около 3,5 млн домашних хозяйств ежегодно. ACS является перманентной переписью населения и обеспечивает репрезентативность данных на уровне округов. Отметим, что в России такой информации нет.

3.2. Методика измерения благосостояния и неравенства населения по доходам с учетом регионального фактора

Для России изучение благосостояния населения на региональном и субрегиональном уровнях обусловлено большим разнообразием условий жизни человека, которые зависят от отраслевой специфики местной экономики и ее масштабов, развитости рынка труда и качества рабочей силы, насыщенности потребительского рынка и стоимости жизни, реализации социальных программ, обеспеченности социальной инфраструктурой, воз-

¹¹ ЕЭК ООН. Руководство по измерению бедности. Нью-Йорк и Женева, 2017. (<http://lit.i-docx.ru/37ekonomika/68957-1-organizacii-obedinennih-naciy-rukovodstvo-izmereniyu-bednosti-organizaciya-obedinen.php>) (Дата обращения: 23.09.2024 г.)

OECD Framework for Statistics on the Distribution of Household Income, Consumption and Wealth. Paris: OECD Publ., 2013. Doi: <https://doi.org/10.1787/9789264194830-1-en>. (Дата обращения 09.02.2025 г.)

Eurostat. Methodological Guidelines and Description of EU-SILC Target Variables, 2018 (Version July 2019). DocSILC065 (2018 operation), European Commission, EUROSTAT. (https://circabc.europa.eu/sd/a/e9a5d1adf5c7-4b80-bdc9-1ce34ec828eb/DOCSILC065%20operation%202018_5.pdf) (Дата обращения: 23.09.2024 г.)

UNITED NATIONS. Canberra Group. Handbook on Household Income Statistics. 2nd edition, New York and Geneva, 2011. (<https://digitallibrary.un.org/record/719970?ln=ru&v=pdf>) (Дата обращения 09.02.2025 г.)

возможностями коммуникаций с другими частями страны и мира, природой, климатом, этнокультурными факторами и пр. Показатель благосостояния, выбранный для количественных измерений неравенства, должен аккумулировать влияние всех этих факторов и быть обеспеченным корректной информацией, необходимой для вычислений. Последнее имеет принципиальное значение.

В исследовании используется концепция, согласно которой материальное благосостояние индивида определяется уровнем его обеспеченности потребительскими благами. При существующей системе организации статистического наблюдения доходов и расходов населения операции по приходной и расходной частям потребительского бюджета в конечном счете оцениваются для домашнего хозяйства в целом. В то же время практически не учитываются внутрисемейные экономические процессы. Поэтому исходят из того, что уровень благосостояния каждого члена домашнего хозяйства одинаковый, и оценки показателя благосостояния в расчете на душу принимаются в качестве такой характеристики для домашнего хозяйства в целом.

Сопоставление номинальных доходов домашних хозяйств, проживающих в различных регионах России (а также муниципалитетах одного и того же субъекта Российской Федерации) может привести к искаженным результатам из-за различий в стоимости жизни, которые влияют на покупательную способность единой национальной валюты на локальных рынках. Например, одинаковый доход одной семье может обеспечить приемлемый уровень жизни, когда другая, большего размера, окажется ниже границы бедности¹².

Не менее важно расширить сопоставительный анализ за счет включения фактора экономии на масштабе, который повышает потребительские возможности больших семей по сравнению с небольшими и одиночками при равных размерах душевого дохода. Последнее связано с тем, что часть потребностей домашнего хозяйства удовлетворяется его членами совместно за счет использования одних благ и услуг, а затраты на удовлетворение общих потребностей фиксированы для домашнего хозяйства, т.е. не зависят (или слабо зависят) от числа его членов. Поэтому относительно большие по размеру домашние хозяйства имеют определенную выгоду за счет удовлетворения совместных потребностей большим числом членов по сравнению с домашними хозяйствами меньшего размера¹³.

В продолжении наших исследований в качестве основного показателя благосостояния использовался эквивалентный доход, учитывающий масштаб домашних хозяйств, скорректированный на покупательную способность рубля на региональных рынках. Использование в анализе указанного показателя монетарного благосостояния при изучении дифференциации населения обеспечивает более точные и справедливые оценки характеристик неравенства.

Авторами была разработана и апробирована методика приведения доходов домашних хозяйств, проживающих в разных регионах, к единой покупательной способности. Методика основана на применении территориальных дефляторов, рассчитанных на уровне субъектов Российской Федерации, к микроданным ВНДН по каждому обследованному до-

¹² Суринов А.Е., Луппов А.Б. Влияние региональных различий в стоимости жизни на национальные оценки неравенства по доходам // Экономика региона. 2021. Т. 17. Вып. 3. С. 814–827. (<https://doi.org/10.17059/ekon.reg.2021-3-7>)

¹³ Суринов А.Е., Луппов А.Б. Неравенство по доходам в России. Измерение на основе эквивалентного дохода // Экономический журнал ВШЭ. 2020. Т. 24. № 4.

машинному хозяйству в зависимости от региона его проживания. В качестве дефляторов применяются индексы стоимости жизни, рассчитанные на основе официальной статистической информации о стоимости фиксированного набора товаров и услуг для межрегиональных сопоставлений уровней цен (в среднем за год)¹⁴. Пересчет доходов проводился исходя из соотношений стоимости жизни в целом по региону относительно средней по стране, но не учитывал различия в потребительских ценах внутри региона на местных рынках. Полученные таким образом данные о совокупности домашних хозяйств с вмененным показателем дефлятированного эквивалентного дохода были использованы для расчета показателей доходного неравенства [Суринов, Луппов, 2021].

Дальнейшее развитие данной методологии было направлено на детализацию исходного информационного массива до уровня муниципальных образований в качестве базовых статистических территориальных единиц. Проведенное исследование выявило необходимость включения в пространственный анализ благосостояния, неравенства и бедности не только юридически оформленных территориальных образований локального уровня – муниципалитетов, но и использование экономических критериев для формирования субпровинциальных статистических зон, как групп соседних муниципалитетов, образующих единый хозяйственный комплекс. Объединение муниципалитетов в кластеры исходя из критерия экономического взаимодействия «ядра» и «периферии», в том числе транспортной взаимосвязанности и общего рынка труда, позволяет использовать «экономические» границы для территориального анализа производительности и социальных измерений, а также для описания экономического пространства¹⁵.

С учетом международного опыта и результатов проведенного анализа базы данных показателей муниципальных образований¹⁶ в России оказалось оптимальным использование в качестве базовых статистических территориальных зон субрегионального уровня массива муниципальных округов, муниципальных районов и городских округов крупных городов. По сути, эти территориальные зоны можно рассматривать как городские агломерации с центром», расположенным в социально-экономически значимых городах, и близлежащими населенными пунктами, представляющие собой единый хозяйственный комплекс¹⁷. Именно по этим группам муниципальных образований собирается информация об общем объеме доходов населения и рассчитывается средний доход на одного жителя в номинальном выражении, публикуемая в открытом доступе на официальном сайте Росстата¹⁸.

Однако применить процедуру дефлятирования доходов населения на индекс стоимости жизни к указанным группам муниципалитетов (АМО) весьма проблематично из-

¹⁴ Росстат. Цены, инфляция. ЕМИСС / 1.29.6. [Электронный ресурс]. (<https://rosstat.gov.ru/statistics/price>) (Дата обращения 23.05.2025 г.)

¹⁵ Суринов А.Е., Луппов А.Б. Дифференциация доходов населения и стоимость жизни на субрегиональном уровне. Оценки для России // Экономический журнал ВШЭ. 2022. Т. 26. № 4. С. 552–578.

¹⁶ Росстат. Базы данных. Показатели муниципальных образований. [Электронный ресурс]. (<https://rosstat.gov.ru/databases>) (Дата обращения 12.02.2025 г.)

¹⁷ Далее в тексте указанные базовые статистические территориальные зоны (муниципальные округа, муниципальные районы и городские округа крупных городов) для краткости будем обозначать как АМО — агломерации муниципальных образований.

¹⁸ Объем социальных выплат населению и налогооблагаемых денежных доходов населения в разрезе муниципальных образований (см. раздел 2).

за того, что такие индексы не рассчитываются Росстатом по всем муниципальным образованиям, принятым в качестве городских агломераций (всего их около 2300 территориальных единиц). В настоящее время имеется официальная информация об индексе стоимости жизни только приблизительно по 300 городам¹⁹, т.е. 2–4 населенным пунктам в каждом субъекте РФ. Также отметим, что нет практической возможности эквивалентизации доходов населения ввиду отсутствия данных о размере домашних хозяйств по АМО (не публикуется Росстатом по итогам Всероссийской переписи населения).

Другим препятствием для изучения дифференциации населения России по доходам на субрегиональном уровне являются малые размеры выборки домашних хозяйств (ВНДН).

Поэтому в настоящем исследовании мы сконцентрировали внимание на поиске показателей для оценки влияния на доходное неравенство на национальном уровне представительства территориальных и местных популяций, отличающихся друг от друга числом жителей, характером распределения доходов между ними и уровнем среднего душевого дохода. Такие показатели призваны описать влияние на национальное неравенство неравномерности распределения доходов населения, проживающего в разных муниципалитетах и субъектах Российской Федерации. Для этого необходимо было найти инструменты, отвечающие этой задаче и учитывающие ограниченность статистических данных на локальном уровне.

Микроданные ВНДН о распределении душевых доходов между жителями одной территории являются репрезентативными (с определенными оговорками) на уровне субъекта Российской Федерации. Такая информация может обеспечить расчет некоторых характеристик доходного неравенства на этом территориальном уровне. В частности, по каждому субъекту РФ может быть вычислена дисперсия распределения душевого дохода для населения каждого региона. Однако непосредственно ни по муниципалитетам в России, ни по группам муниципалитетов АМО (как и в большинстве стран мира) данные о распределении доходов внутри них отсутствуют. ВНДН не ориентировано на получение таких результатов из-за ограниченности объема выборки.

Однако по группам муниципалитетов, объединенных в АМО, каждого региона²⁰ есть данные о налогооблагаемых доходах и социальных выплатах в расчете на душу, которые позволяют оценивать доходное неравенство в среднем между населением муниципалитетов в АМО, но не в группах населения-резидентов одного муниципалитета. В каждом субъекте РФ по массиву муниципалитетов АМО может быть вычислена межгрупповая дисперсия по указанному показателю среднего душевого дохода. И, соответственно, на уровне региона можно оценить внутригрупповую дисперсию душевого дохода как разницу общей дисперсии и межгрупповой. Динамику доли этого компонента в общей дисперсии душевого дохода субъекта РФ можно трактовать как одну из характеристик доходного неравенства населения внутри групп муниципалитетов (АМО) региона.

¹⁹ Росстат. Цены, инфляция. Индекс стоимости жизни по отдельным городам Российской Федерации. (<https://rosstat.gov.ru/statistics/price>) (Дата обращения 30.04.2025 г.)

²⁰ Кроме г. Москва, г. Севастополь и Ненецкого автономного округа (в составе Архангельской области), где данные об объемах социальных выплат населению и налогооблагаемых денежных доходов населения муниципальных районов, муниципальных округов и городских округов (крупных городов) не собираются. Также не опубликованы Росстатом данные за 2022 г. по Мурманской и Костромской областям и по Республике Калмыкия (из-за невысокого качества информации).

Таким образом, измерение доходного неравенства по всей территории России представляет собой сочетание оценок различий в распределении доходов между жителями одного региона (без привязки к муниципалитету как месту проживания) и оценок вариации среднедушевых доходов локальных популяций. Если бы в России была доступной информация о распределении доходов всего населения, то тогда можно было бы рассчитать общую дисперсию душевых доходов в стране, а также разложить ее на внутригрупповую (для локального социума) и межгрупповую (между муниципалитетами) и между субъектами Российской Федерации. Межгрупповая дисперсия, в свою очередь, могла бы быть разложена на дисперсию доходов между муниципалитетами и между субъектами Российской Федерации. Это позволило бы измерить вклад в общее неравенство каждого компонента. Однако ввиду отсутствия указанной информационной базы важно было найти интегральный показатель, который помог бы описать неравномерность распределения доходов населения, проживающего в разных муниципалитетах и субъектах Российской Федерации, основываясь только на доступных данных.

Использование данных об объеме социальных выплат и налогооблагаемых доходов населения в расчете на душу по муниципалитетам дало возможность оценить влияние на национальный показатель доходного неравенства различий в уровне доходов на душу между субъектами Российской Федерации и внутри них между муниципалитетами. В качестве этого показателя мы взяли коэффициент вариации душевого дохода как соотношение между дисперсией и средним его значением. Применить в этих целях коэффициенты Джини и/или Палма невозможно из-за того, что они не могут быть разложены на компоненты в отношении регионов или муниципалитетов. Влияние на национальный коэффициент вариации доходов оценивалось по пропорциям между значениями межрегиональной дисперсии и внутрирегиональной. Пропорции (доли) каждого компонента определялись на основе правила сложения дисперсий.

3.3. Экономическая дивергенция и показатели доходного неравенства населения

Микроданные ВНДН позволяют получить показатель располагаемого дохода по каждому обследованному домашнему хозяйству, но выборка в разрезе муниципальных образований и групп муниципальных образований (АМО) не представительна. В то же время второй источник данных не дает такой возможности (данных о располагаемом доходе домашних хозяйств нет), в нем представлены только номинальные душевые доходы. Поэтому в целях сопоставимости данных из двух источников для анализа доходного неравенства в целом по России с учетом субрегионального уровня использовался показатель номинальных доходов. Кроме этого, в настоящем исследовании принято допущение, что покупательная способность рубля одинаковая на всей территории России во всех субъектах РФ и не зависит от локальных рынков в муниципалитетах одного и того же региона.

Традиционным показателем оценки неравенства населения по доходам является индекс концентрации доходов – коэффициент Джини. Он изменяется в пределах от 0 до 1 и показывает величину отклонения наблюдаемого распределения доходов населения от их равномерного распределения. Как известно, значение коэффициента Джини «0» означает абсолютно равномерное распределение доходов по всем членам изучаемой совокупности населения, а чем ближе его величина к «1», тем больше степень доходного неравен-

ства («1» – все доходы сосредоточены у одного индивида). На практике можно ориентироваться на следующую шкалу значений индекса концентрации доходов²¹:

- 0,2–0,3 – низкое неравенство (например, в Скандинавских странах);
- 0,4–0,5 – умеренное неравенство (например, в США, Китае, России);
- 0,6+ – высокое неравенство (например, в отдельных странах Латинской Америки, в частности, в Бразилии).

Коэффициент Джини обычно рассчитывается по децильным/квинтильным группам или непосредственно по микроданным домашних хозяйств или индивидов, когда доступны результаты выборочного обследования доходов населения или данные переписи населения. Последний из перечисленных вариантов вычисления дает наиболее точное значение коэффициента Джини. Однако индекс концентрации доходов, как интегральный показатель, не дает представления о форме распределения доходов и, в том числе, в какой части распределения наблюдается большее/меньшее отклонение от равномерного распределения. Также коэффициент Джини мало чувствителен к изменениям доходов населения на «хвостах» распределения, что особенно важно при изучении доходного неравенства.

Поэтому в официальной статистике кроме коэффициента Джини публикуются также характеристики распределения душевых доходов, как средний, медианный и модальный уровень, а также группировка населения по интервальным группам в зависимости от среднедушевых денежных доходов. Дифференциация денежных доходов населения характеризуется также распределением общего объема денежных доходов по квинтильным и децильным группам населения, а также значениями среднедушевого дохода в этих группах. Все вышеперечисленные показатели публикуются Росстатом в целом по России и по субъектам Российской Федерации²².

Наряду с указанными выше характеристиками рассчитываются и публикуются в официальной статистике другие коэффициенты, уточняющие параметры дифференциации на «хвостах» распределения доходов, а именно, сравнительные характеристики населения с наибольшими и наименьшими доходами. К ним относятся коэффициент фондов (соотношение средних доходов (или долей в общем доходе) 10% наиболее и 10% наименее обеспеченного населения) и децильный коэффициент (соотношение девятого и первого децилей распределения населения по доходам). К недостаткам этих характеристик нужно отнести то, что не ясно, как первая/вторая доходная дециль соотносится с чертой бедности, а также нестабильность состава крайних децильных групп распределения населения по доходам.

В последнее десятилетие в экономических и социальных исследованиях, в том числе в публикациях ОЭСР, стало нормой использовать в анализе коэффициент Палма, введенный в статистическую практику Хосе Габриэлем Палма²³. Его исследования показали,

²¹ ChatGPT. Ответ искусственного интеллекта на вопрос о методах расчета коэффициента Джини. OpenAI, 2025. [Электронный ресурс]. (<https://openai.com>) (Дата обращения 20.02.2025 г.)

²² Росстат. Неравенство и бедность. [Электронный ресурс]. (<https://rosstat.gov.ru/folder/13723>) (Дата обращения: 29.11.2024 г.)

²³ Has the Income Share of the Middle and Upper-Middle Been Stable Around the '50/50 Rule', or has it Converged Towards That Level? The 'Palma Ratio' revisited // *Development and Change*. 2014. 45(6). P. 1416–1448.

что в странах с более равномерным распределением доходов 50% доходов достаточно стабильно приходится на долю среднего класса (50% населения, охватывающее тех, кто входит в 5–9 децильные группы ряда распределения доходов). А распределение оставшейся части общих доходов, приходящихся на другую половину общества, происходит между самыми богатыми и бедными. Коэффициент Палма (Palma Ratio) является показателем неравенства доходов (или благосостояния), который рассчитывается как соотношение доли доходов самых богатых 10% населения и доли доходов 40% населения с наименьшими доходами и является обобщением фондового соотношения крайних децильных групп населения. Удобство интерпретации сделало коэффициент Палма популярным среди политиков и экономистов. Также сегодня в официальных публикациях можно видеть вариант коэффициента Палма, в знаменателе соотношения которого присутствует доля доходов 50% населения с наименьшими доходами. Этот вариант расчета больше подходит странам с менее равномерным распределением доходов, в которых приблизительно 50% доходов приходится на долю среднего класса, определяемого как 40% населения, относящегося к 6–9 децильным группам ряда распределения доходов.

Первоначальный вариант коэффициента Палма (отношение долей дохода 10% населения верхней части распределения и 40% в нижней части) был предложен исходя из так называемого «правила 50/50», которое предполагало, что средний класс относительно стабилен, и главные различия в неравенстве связаны с перераспределением доходов между богатейшими 10% и беднейшими 40% населения. Однако дальнейшие исследования показали, что в странах с высоким неравенством значительная часть среднего класса также сталкивается с экономическими трудностями, что делает анализ 50% нижней части доходного распределения более представительным для бедных слоев населения. Считается, что это более логичный и справедливый подход. В странах с высоким уровнем неравенства, например, Латинской Америки, нижние 50% доходного распределения населения часто оказываются в бедственном положении, а их доходы мало отличаются от доходов нижних 40%.

Кроме этого, имеется практическое удобство для научных исследований, в том числе для совместимости с другими индексами. При вычислении индексов, таких как коэффициент Джини, часто используют половину населения для анализа распределения доходов, поэтому обновленный коэффициент Палма становится более сопоставимым с другими показателями. Это делает новый вариант коэффициента более удобным для междолевых сравнений и политического анализа.

Коэффициент Палма является более информативным по сравнению с децильным фондовым соотношением, так как он учитывает доходы существенно большей части населения с низкими доходами. Кроме этого, он более чувствителен, нежели индекс концентрации доходов (коэффициент Джини) к изменениям на «хвостах» распределения доходов населения. Так, коэффициент Палма отреагирует на увеличение объема социальных выплат, субсидий и дотаций населению в сторону уменьшения его значения, как это произошло в России в 2020 г. во время пандемии COVID-19. Указанные выплаты коснулись наиболее бедного населения и в существенно меньшей мере повлияли на доходы остальной части российского общества. Группировка населения по доходам, определяемая методикой расчета коэффициента Палма, может быть исследована в динамике в целях оценки изменения в пропорциях распределения доходов между богатыми и бедными, в том числе в региональном разрезе.

При расчете как коэффициент Джини, так и коэффициент Палма не учитывают влияние на неравенство фактора места проживания домашних хозяйств и получения, как правило, основного дохода, т.е. остается неучтенной разница между уровнями дохода жителей, например, разных муниципалитетов. В то же время интуитивно ясно, что включение в анализ территориального фактора существенно расширит возможности исследования доходного неравенства особенно в такой стране, как Россия, с большой территорией и широким разнообразием природно-климатических, социально-экономических и демографических особенностей.

Важность учета влияния территориального фактора места проживания населения, муниципалитетов, связана еще и с тем, что исследования доходного неравенства в России базируются на микроданных ВДН, модель выборки которого предусматривает многоэтапный план отбора (дизайн) домашних хозяйств. Соответственно, наблюдение домашних хозяйств и их членов осуществляется в компактных территориальных кластерах (а не опрос представительной выборки домашних хозяйств, непосредственно отобранных из полного их списка, или выборки индивидов из регистра населения). Территориальными кластерами являются счетные участки переписи населения: ранее ВПН-2010, а в настоящее время ВПН-2020, ежегодно отбираемые из единой территориальной основы выборочных наблюдений населения и домашних хозяйств Росстата²⁴. Таким образом, выборка ВДН не является панельной, в том числе ежегодно меняется состав счетных участков в выборке. Роль влияния территориального фактора на оценку доходного неравенства в России игнорировать нецелесообразно и по этой причине.

В данном исследовании в качестве интегрального показателя, учитывающего территориальные кластеры проживания населения и уровень доходов в них, был выбран коэффициент внутриклассовой (внутрикластерной в контексте выборочных обследований) корреляции [Кендалл, Стюарт, 1973], рассчитываемый по микроданным ВДН. Этот коэффициент является мерой взаимосвязанности в разделенных на классы/кластеры данных. Взаимосвязанность определяется путем оценки коррелированности значений целевой переменной внутри кластеров и, соответственно, характеризует степень схожести распределений переменной в кластерах.

На выбор именно этого статистического показателя повлияли следующие факторы. Во-первых, органическая его связь с многоэтапным планом (дизайном) выборки [Tille, 2020] ВДН, так как в данном случае в качестве классов выступают территориальные кластеры, т.е. отобранные в выборку ВДН счетные участки Всероссийской переписи населения. Во-вторых, расчеты проводятся непосредственно по значениям переменной (в данном случае душевого дохода), а не по специальным агрегатам, характеризующим отклонение от равномерного распределения доходов, как, например, при вычислении индекса Тейла, основываясь на информационной энтропии. Таким образом, коэффициент внутрикластерной корреляции измеряет в исследовании степень однородности душевых доходов во всем массиве территориальных кластеров, учитывая коррелированность изучаемой переменной в каждом из них.

²⁴ Методологические положения по формированию и использованию базового подмассива информационного массива Всероссийской переписи населения 2020 года (приказ № 596 от 23.11.2023 г. утвержден Минэкономразвития и Росстатом).

Формально информационной основой для расчета коэффициента внутриклассовой корреляции (ρ) служит произвольная совокупность элементов, разделенная на непесекающиеся классы, которые охватывают всю совокупность: каждый элемент отнесен к одному и только одному классу ($c = 1, \dots, C$). Если N_c – количество элементов в классе (c), то для элементов k ($k = 1, \dots, N_c$), относящихся к каждому из классов (c), рассчитывается ковариация значений изучаемой переменной (y) в данном классе (c). Для этого рассматриваются всевозможные пары элементов, их значений: $(y_{1c}; y_{2c}), (y_{1c}; y_{3c}), \dots, (y_{1c}; y_{N_c^c}), (y_{2c}; y_{1c}), (y_{2c}; y_{3c}), \dots, (y_{2c}; y_{N_c^c})$, и т.д. Всего имеется $N_c(N_c - 1)$ пар значений переменной (y) в каждом классе (c), так как любое значение переменной y_{ic} на первом месте пары встречается $(N_c - 1)$ раз, т.е. со всеми другими значениями переменной на втором месте в паре. Общее для совокупности, разделенной на (C) классов, количество сконструированных указанным образом пар значений переменной (y) равно $\sum_{c=1}^C N_c(N_c - 1) = N_p$. Обычный коэффициент корреляции, рассчитанный по набору из N_p пар значений переменной (y), и называется коэффициентом внутриклассовой корреляции. Как уже было отмечено, в контексте выборочных обследований используется термин коэффициент внутрикластерной корреляции, так как обычно план (дизайн) выборочного обследования населения предусматривает отбор кластеров, в которых на сплошной или выборочной основе осуществляется наблюдение элементов в них.

Для удобства интерпретации зависимости величины ρ -коэффициента от внутренней коррелированности значений изучаемой переменной (y) в классах и степени различия этих классов между собой преобразуем формулу расчета коэффициента корреляции по пространству сконструированных N_p пар значений изучаемой переменной (y). Среднее значение (μ) и дисперсия (σ^2) каждой переменной в паре равны

$$(1) \quad \mu = \frac{1}{N_p} \sum_{c=1}^C (N_c - 1) \sum_{i=1}^{N_c} y_{ic},$$

$$(2) \quad \sigma^2 = \frac{1}{N_p} \sum_{c=1}^C (N_c - 1) \sum_{i=1}^{N_c} (y_{ic} - \mu)^2.$$

Заметим, что в общем случае, когда количества элементов в классах разные, величина μ не равна среднему для всей совокупности, а σ^2 не равна общей дисперсии. Однако в (1) в явном виде присутствуют суммы значений переменной (y) в каждом классе (c), т.е. μ – это взвешенная сумма средних значений в классах. А в выражении (2) имеются взвешенные суммы квадратов отклонений значений переменной (y) в классах от величины μ . При этом весовые коэффициенты равны $w_c = N_c(N_c - 1)/N_p$.

Для ковариации в числителе коэффициента внутриклассовой корреляции имеем

$$cov = \frac{1}{N_p} \sum_{c=1}^C \sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^{N_c} (y_{ic} - \mu)(y_{jc} - \mu).$$

Формальными преобразованиями можно получить следующее выражение ковариации [Кендалл, Стюарт, 1973]:

$$(3) \quad cov = \frac{\sum_{c=1}^C N_c^2 (\mu_c - \mu)^2 - \sum_{c=1}^C \sum_{i=1}^{N_c} (y_{ic} - \mu)^2}{N_p},$$

где μ_c – среднее значение переменной (y) в классе (c).

С учетом (2) и (3) получаем удобный для вычисления и оценивания по выборке вид формулы коэффициента внутриклассовой корреляции (ρ):

$$(4) \quad \rho = \frac{cov}{\sigma^2} = \frac{\sum_{c=1}^C N_c^2 (\mu_c - \mu)^2 - \sum_{c=1}^C \sum_{i=1}^{N_c} (y_{ic} - \mu)^2}{\sum_{c=1}^C (N_c - 1) \sum_{i=1}^{N_c} (y_{ic} - \mu)^2}.$$

В (4) первый компонент (первая сумма) в числителе дроби отражает положительный вклад межгрупповой дисперсии переменной (y) в величину ρ . Второй компонент числителя показывает отрицательный вклад внутригрупповой дисперсии. А значение знаменателя зависит от величины общей дисперсии переменной (y) во всей совокупности (величина μ не равна в точности среднему переменной (y) в общем случае неравных объемов классов N_c). Таким образом, непосредственный анализ изменения величины коэффициента внутриклассовой (внутрикластерной) корреляции несколько затруднен из-за одновременного влияния двух взаимосвязанных факторов – величины межгрупповой и внутригрупповой дисперсий, причем с разной силой воздействия.

В анализе уровня значений коэффициента внутрикластерной корреляции нужно исходить из того, что в его выражении существенно большую роль играет величина межгрупповой дисперсии нежели внутригрупповой. В (4) в первом компоненте дроби, связанном с межгрупповой дисперсией, имеются множители N_c^2 – квадраты количеств элементов в кластерах. Если внести эти множители в скобки, то фактически получим сумму квадратов отклонений суммарных значений в кластерах от их общего квазисреднего кластерных сумм. Ясно, что сумма квадратов отклонений суммарных значений в кластерах существенно больше суммы квадратов отклонений индивидуальных значений элементов. Следовательно первый компонент в числителе дроби превалирует над величиной второго компонента, связанного с внутригрупповой дисперсией. Поэтому уменьшение (увеличение) значений коэффициента внутрикластерной корреляции – в первую очередь реакция на направление изменения величины межгрупповой дисперсии.

Так, уменьшение величины коэффициента внутрикластерной корреляции, рассчитанного по душевому доходу по микроданным выборки ВНДН, нужно интерпретировать

как снижение уровня доходного неравенства между жителями разных территориальных кластеров или муниципалитетов в смысле уменьшения разницы средних. Поэтому, чтобы сделать обоснованный вывод об изменении уровня доходного неравенства внутри муниципалитетов, необходимо дополнительно к ρ -коэффициенту оценить компонент внутригрупповой дисперсии и изменение его доли в общей дисперсии.

В частном случае, когда все классы имеют одинаковый размер, $N_c = N_0$ ($c = 1, \dots, C$), получаем следующее выражение для ρ -коэффициента, удобное для интерпретации его значений, что в целом справедливо и в общем случае:

$$(5) \quad \rho = \frac{1}{N_0 - 1} \left(\frac{N_0 \sigma_{\mu c}^2}{\sigma^2} - 1 \right),$$

где $\sigma_{\mu c}^2$ – межгрупповая дисперсия, а σ^2 – общая дисперсия совокупности.

Коэффициент внутриклассовой корреляции имеет максимальное значение, равное «1». Верхний предел достигается, если межгрупповая дисперсия равна дисперсии совокупности. При этом групповая дисперсия равна «0». Это возможно, когда внутри каждого класса все значения переменной равны, т.е. абсолютная однородность элементов внутри каждого класса по значениям изучаемой переменной (внутри каждого кластера душевые доходы равные). Но при этом классы могут отличаться друг от друга по значению изучаемой переменной (душевому доходу).

Если, например, при изучении доходного неравенства значение ρ -коэффициента окажется достаточно близким к «1» (скажем, порядка 0,9), а кластерами являются населенные пункты, в которых проживают домашние хозяйства, то можно говорить о высоком уровне однородности душевых доходов в каждом из поселений. И в то же время имеет место явно выраженное доходное неравенство между жителями разных населенных пунктов²⁵.

Абсолютного минимума у ρ -коэффициента нет. Его минимальная величина зависит от общего количества элементов в совокупности, состава классов и от вариации изучаемой переменной. В любой конкретной ситуации минимальное значение – это близкая к нулю отрицательная величина. Когда в каждом классе равное количество элементов, из (5) следует, что минимум ρ -коэффициента равен $-1/(N_0 - 1)$, когда межгрупповая дисперсия равна «0», т.е. все средние значения в классах равны²⁶.

Также из (5) следует, что при малой величине межгрупповой дисперсии ρ -коэффициент тоже принимает отрицательные значения в окрестности «0», если $\sigma_{\mu c}^2 < \frac{\sigma^2}{N_0}$. При больших значениях межгрупповой дисперсии указанного порога ρ -коэффициент положительный²⁷ и увеличивается с ее ростом $(\sigma_{\mu c}^2)$.

²⁵ Вариант (А) распределения домашних хозяйств в кластерах (см. Приложение).

²⁶ Вариант (В) распределения домашних хозяйств в кластерах (см. Приложение).

²⁷ Вариант (Б) распределения домашних хозяйств в кластерах (см. Приложение).

Близкие к нулевому уровню положительные или отрицательные значения ρ -коэффициента означают, что классы содержательно, по изучаемой переменной, отличаются несущественно: средние значения близки, а групповые дисперсии ограничены. Этот случай подобен тому, как если бы классы формировались случайно из списка элементов достаточно однородной генеральной совокупности. Интерпретировать такие значения ρ -коэффициента в случае изучения дифференциации доходов можно как отсутствие заметного влияния территориального фактора на уровень доходного неравенства (т.е. распределение доходов населения во всех муниципалитетах приблизительно одинаковое).

Значение коэффициента внутрикластерной корреляции генеральной совокупности оценивается по выборке с помощью выборочного ρ -коэффициента. В практической части данного исследования расчет выборочного ρ -коэффициента выполнялся на основе формулы (4) с соответствующей оценкой двух ее компонентов в числителе и одного в знаменателе по выборке с использованием базовых выборочных весов (а не скорректированных), соответствующих плану отбора (дизайну) выборки ВНДН.

На сайте Росстата в открытом доступе имеется только переменная скорректированных выборочных весов домашних хозяйств и индивидов. Корректировка выполняется по количеству домашних хозяйств в категориях по их размеру, по половозрастной структуре населения в группировке по субъектам Российской Федерации и по городской и сельской местности. Поэтому использование скорректированных выборочных весов искажило бы распространенные итоги по более подробным группам, чем указанная выше структура, а именно, итоги непосредственно по кластерам и муниципалитетам, а также муниципальным, городским округам и муниципальным районам.

Отметим, что в данном исследовании вычисляются и анализируются не значения введенного Л. Кишем [Kish, 1995] ρ_{oh} -коэффициента уровня однородности кластеров (Rate of Homogeneity), используемого при планировании многоэтапных выборочных обследований для вычисления нужного объема выборки для конкретного показателя и в предположении конкретной модели многоэтапной выборки²⁸ [Heeringa et al., 2020], а непосредственно величина классического ρ -коэффициента внутрикластерной корреляции как интегральная характеристика доходной дифференциации жителей разных территориальных кластеров в выборке ВНДН в смысле связанности величин душевых доходов населения в них и, как следствие, разницы в кластерных средних. Территориальные кластеры, счетные участки Всероссийской переписи населения, рассматриваются как случайно отобранные представители муниципалитетов.

Таким образом, в исследовании для изучения доходного неравенства используются индекс концентрации доходов (коэффициент Джини) и коэффициент Палма. Так как при вычислении этих показателей не учитывается территориальный фактор места проживания населения на муниципальном уровне, то для целей расширения возможностей и надежности статистического анализа этот набор расширен ρ -коэффициентом внутрикластерной корреляции, характеризующим степень различия средних душевых доходов населения в территориальных кластерах в выборке ВНДН, представляющих муниципалитеты. А для анализа распределения душевых доходов населения внутри групп муниципалитетов (АМО) в каждом субъекте Российской Федерации была определена внутригрупповая дисперсия

²⁸ ρ_{oh} -коэффициент оценивается через предварительный расчет эффекта плана модели выборки, а не по кластеризованным данным.

как разница региональной общей дисперсии (вычислена по микроданным ВНДН) и межгрупповой дисперсии, рассчитанной по группировке муниципальных округов, муниципальных районов и округов крупных городов.

4. Результаты экспериментальных расчетов

Все представленные ниже результаты расчетов, приведенные в тексте, в таблицах и на графиках, были получены на основе вычислений, выполненных с помощью статистических пакетов IBM SPSS и Excel.

На следующих графиках представлены рассчитанные авторами по микроданным ВНДН за десятилетний период значения показателей доходного неравенства населения в динамике в целом по России.

На рис. 1 приведен ряд значений коэффициента Джини, которые рассчитывались по упорядоченному по величине среднедушевого денежного дохода файлу микроданных домашних хозяйств в полном соответствии с алгоритмом, приведенным в технической документации²⁹. Отметим, что вычисленные указанным способом значения коэффициента Джини отличаются от официально публикуемых Росстатом начиная с итогов за 1995 г.³⁰, так как последние рассчитываются Росстатом согласно аналитической модели, предполагающей логнормальное распределение среднедушевых доходов населения³¹.

При вычислении коэффициента Палма в качестве порога, отделяющего средний по доходам (имеющий средние доходы) класс (согласно концептуальной идее Палма) от населения с наименьшими доходами, был выбран 45-й процентиль. Во-первых, этот процентиль симметрично делит пополам 90% населения, не относящегося к слою 10% с наибольшими доходами, относимых к богатым. И, во-вторых, распределение доходов по группам, заданным 45-м и 90-м процентлями, ближе всего к оптимальному распределению доходов в России (с 47-м и 90-м процентлями) по сравнению с распределениями, соответствующими порогу в 4-м или 5-м дециле.

²⁹ Методологические положения по формированию агрегированных показателей доходов домашних хозяйств на основе программы выборочного наблюдения доходов населения и участия в социальных программах; приложение 8: «Алгоритмы расчета обобщающих показателей БД ОИФ») (Б1. Алгоритм расчета индекса концентрации доходов (коэффициент Джини)).

³⁰ Росстат. Неравенство и бедность. Распределение и дифференциация денежных доходов населения. Коэффициент Джини (индекс концентрации доходов) в целом по России и по субъектам Российской Федерации. [Электронный ресурс]. (<https://rosstat.gov.ru/folder/13723>) (Дата обращения 19.02.2025 г.)

³¹ Постановление Госкомстата России от 16.07.1996 г. № 61 (ред. от 02.07.2014 г.) «Об утверждении методик расчета баланса денежных доходов и расходов населения и основных социально-экономических индикаторов уровня жизни населения». Документ предоставлен КонсультантПлюс (Дата сохранения: 15.02.2023 г.)

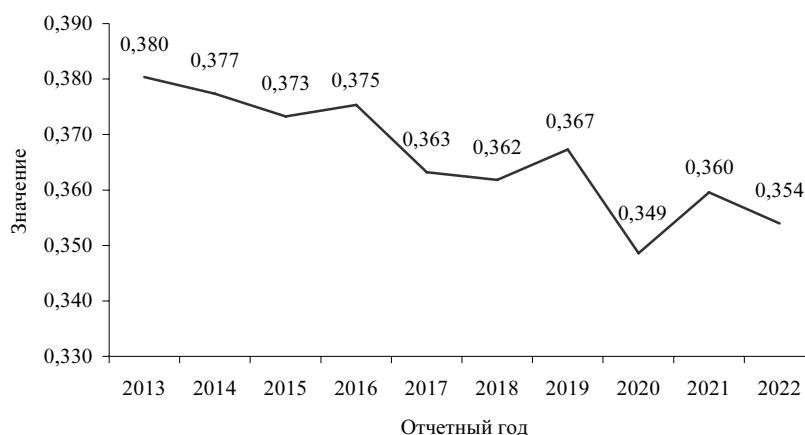


Рис. 1. Динамика индекса концентрации доходов (коэффициента Джини) для номинальных душевых денежных доходов населения России в 2013–2022 гг.³²

В табл. 1 приведена структура доходов населения России в указанной выше группировке. Как было сказано ранее, этот вариант коэффициента Палма качественно демонстрирует те же самые особенности динамики доходного неравенства, что и индекс концентрации доходов, и коэффициент Палма с 4-м и 5-м децилями в качестве порогового значения.

Таблица 1.

Динамика долей номинальных денежных доходов населения России (группировка для расчета коэффициента Палма), %

Год	Коэффициент Палма	45% населения с наименьшими доходами	Средний класс (45% населения)	10% населения с наибольшими доходами
2013	1,380	20,5	51,2	28,3
2014	1,355	20,6	51,5	27,9
2015	1,324	20,6	52,0	27,3
2016	1,337	20,6	51,8	27,6
2017	1,253	21,4	51,9	26,8
2018	1,251	21,5	51,6	26,9
2019	1,302	21,3	51,0	27,7
2020	1,177	22,4	51,2	26,4
2021	1,245	21,8	51,1	27,1
2022	1,222	22,3	50,4	27,3

³² Расчеты авторов.

Из представленных в таблице данных видим, что пропорции в распределении доходов между доходными стратами довольно устойчивы: на средний по доходам слой приходится чуть более половины доходов общества, 20–22% приходится на бедных и 27–28% – на 10% самых богатых. Это обусловило и незначительные изменения в значениях коэффициента Палма, однако имеющие тенденцию к его сокращению за счет одновременного роста доли доходов бедных и сокращения доли доходов богатых.

На рис. 2 выведен ряд значений коэффициента Палма за аналогичный период, который был рассчитан в своем первоначальном варианте, т.е. как соотношение долей доходов 10% наиболее обеспеченного населения и 40% населения с наименьшими доходами. Указанное пороговое значение для выделения группы населения с наименьшими доходами было выбрано исходя из ориентировочной шкалы значений коэффициента Джини для стран с различным уровнем доходного неравенства, приведенной в разделе 3.2.

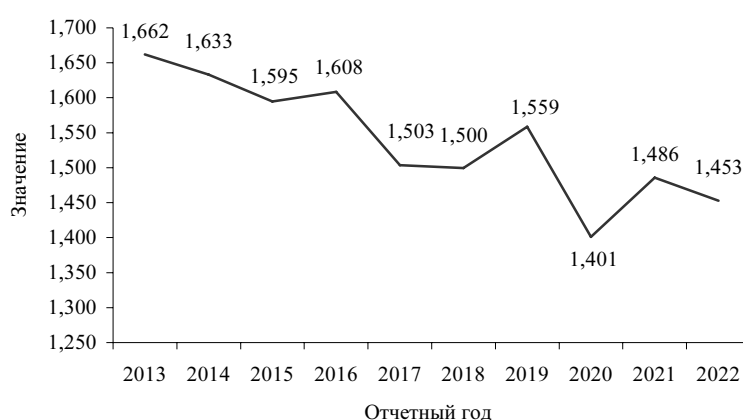


Рис. 2. Динамика уровней коэффициента Палма для номинальных душевых денежных доходов населения России в 2013–2022 гг.³³

Как следует из представленных на рис. 1 и 2 графиков уровней показателей за 10-летний период проведения обследования ВНДН, наблюдается общая тенденция снижения доходного неравенства населения России, о чем свидетельствуют как показатель отклонения от равномерного распределения доходов (коэффициент Джини), так и соотношение доходов 10% самых богатых и 40% населения с наименьшими доходами. Так, индекс концентрации доходов снизился с уровня 0,380 в 2013 г. до 0,354 в 2022 г. (коэффициент роста – 0,931), а коэффициент Палма – с 1,662 до 1,453 за аналогичный период (коэффициент роста – 0,874).

За рассматриваемое десятилетие наблюдались периоды роста и сокращения доходного неравенства. В качестве факторов, которые могли негативно повлиять на динамику процесса, следует назвать такие, как санкционное давление на экономику России со стороны недружественных стран, высокая инфляция, дефицит бюджета, пандемия COVID-19. Правительством России принимались меры, противоборствующие ухудшению матери-

³³ Расчеты авторов.

ального положения населения, особенно социально уязвимых слоев, в числе которых финансирование социальных программ и доведения минимального размера оплаты труда до величины прожиточного минимума, сохранение льготной ипотеки. Эти действия правительства, по-видимому, помогли сократить разрыв между бедными и богатыми, особенно за счет поддержки малообеспеченных семей, пенсионеров и жителей регионов с низкими доходами.

Качественно направление изменения уровней (рост/снижение) в динамике коэффициентов Джини и Палма совпадает в рамках общей тенденции. Локальный рост коэффициентов Джини и Палма в 2016 и 2019 гг. по сравнению с предыдущими годами нивелируется большим снижением в 2017 и 2020 гг. соответственно. Наблюдается скачкообразное снижение уровней обоих показателей в 2020 г. до минимальных значений, индекса концентрации доходов до 0,349 и коэффициента Палма до 1,401. Этому поспособствовала масштабная программа социальной поддержки населения в период пандемии COVID-19. Данная программа была направлена на оказание финансовой помощи наиболее уязвимым группам населения, что и привело к существенному снижению уровня бедности и сглаживанию неравенства доходов. Возросшие уровни обоих коэффициентов в 2021 г., по-видимому, нужно рассматривать как возвращение, отскок, к общему тренду: их значения оказались ниже уровней неравенства в 2019 г.

На рис. 3 представлен динамический ряд значений ρ -коэффициента внутрикластерной корреляции, который также демонстрирует общее за рассматриваемый десятилетний период снижение уровня с 0,370 до 0,350 (коэффициент роста – 0,944). То есть кроме снижения общего уровня доходного неравенства населения России отмечаем уменьшение разрыва в средних доходах жителей разных муниципалитетов.

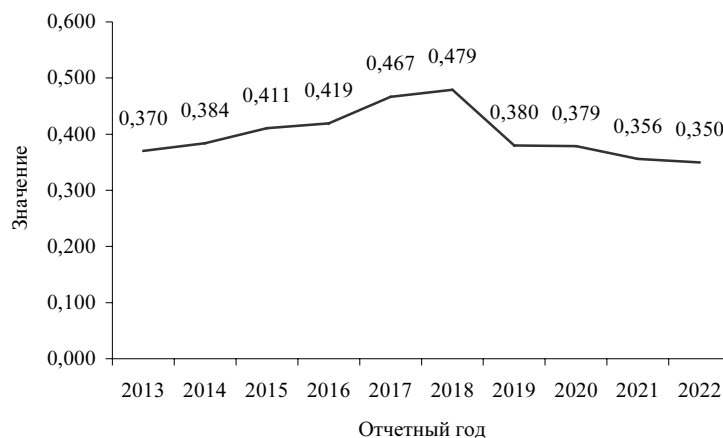


Рис. 3. Динамика ρ -коэффициента внутрикластерной корреляции номинальных душевых денежных доходов населения России в 2013–2022 гг.³⁴

В отличие от сходной динамики первых двух показателей доходного неравенства ρ -коэффициент внутрикластерной корреляции демонстрирует сначала рост с 2013 г. по

³⁴ Расчеты авторов.

2018 г., тем самым показывая увеличение разрыва в уровне средних доходов на душу населения, проживающего в различных муниципалитетах. Однако начиная с 2019 г. и во всех последующих периодах наблюдения отмечаем постоянное снижение его уровней, т.е. наблюдается сокращение разрыва в средних доходах на душу населения в разных муниципалитетах.

Возможно, причиной изменения негативной тенденции роста доходного неравенства в разнице средних между жителями различных муниципалитетов на противоположную стало начало реализации в России 12 национальных проектов (2018–2024 гг.), которые были направлены на развитие регионов и муниципалитетов, выравнивание условий жизни населения. Среди них стоит отметить как оказавшие наибольшее воздействие на материальное положение населения следующие: «Демография» «Здравоохранение», «Жилье и городская среда», «Безопасные и качественные дороги», а также программа развития сельского хозяйства и поддержки сельских территорий.

Кроме этого, по результатам оценки внутригрупповых дисперсий душевого дохода населения³⁵, проживающего в муниципальных округах, муниципальных районах и городских округах крупных городов в субъектах РФ, были вычислены доли внутригрупповой дисперсии душевых доходов в общей дисперсии в целом по России в 2013, 2018³⁶ и 2022 гг. Они составили (в %): 63,8, 56,7 и 47,5 соответственно. Таким образом, дифференциация душевых доходов населения, жителей муниципалитетов, демонстрирует аналогичную тенденцию к снижению доходного неравенства, как и коэффициенты Джини и Палма.

Тенденцию снижения доходного неравенства в целом по России подтверждают рассчитанные коэффициенты вариации на базе обоих компонентов разложения дисперсии (межгрупповой и внутригрупповой по массиву агломераций муниципалитетов) и общей дисперсии душевых доходов. Так, в период с 2013 г. по 2022 г. коэффициент вариации средних значений душевого дохода в муниципалитетах изменился со значения 0,62 до 0,57. Оценка коэффициента вариации душевых доходов населения внутри муниципалитетов сократилась со значения 0,83 до 0,54.

5. Заключение

Проведенное исследование доходного неравенства населения России на национальном уровне позволило измерить влияние места проживания населения как фактора, формирующего общие характеристики среды обитания для региональной и локальной популяций. В условиях недостатка данных о доходах населения по территории страны была показана ограниченность применения традиционных измерителей неравенства (коэффициентов Джини и Палма), которые не учитывают дифференциацию доходов населения на субрегиональном уровне.

Предложенный для включения в анализ доходного неравенства инструмент, учитывающий характеристики распределения душевых доходов населения на местном уровне

³⁵ «Оценки» внутригрупповой дисперсии душевого дохода населения вычислены как разница общей дисперсии в субъекте РФ (рассчитана по микроданным ВНДН) и ее межгруппового компонента (рассчитан по средним в агломерациях муниципалитетов региона).

³⁶ 2018 год был выбран как середина анализируемого периода и как переломный год тенденции уровней коэффициента внутрикластерной корреляции.

и органично связанный с моделью выборки ВНДН – коэффициент внутрикластерной корреляции, – дал возможность связать величину доходного неравенства на национальном уровне с муниципалитетом как местом постоянного жительства домашних хозяйств. Его применение вместе с традиционными мерами неравенства, коэффициентами Джини и Палма, обеспечивает комплексную оценку влияния географического фактора на параметры общепопуляционного неравенства.

Предложения по новому инструменту анализа неравенства подтверждены результатами пилотных расчетов показателей дифференциации доходов населения страны с учетом территориальной неоднородности этого явления в целом по России, на уровне субъектов Российской Федерации и на муниципальном уровне.

Использованный подход для оценки доходного неравенства дает возможность увидеть различия между территориальными образованиями и внутри них, как с позиции неравенства в доходах между группами населения, так и через разницу в средних значениях доходов местных социумов. Коэффициент Джини оценивает общий уровень неравенства в распределении дохода в регионах и на национальном уровне. В дополнение к нему коэффициент Палма характеризует разрывы в концентрации доходов у богатых и бедных слоев населения. А коэффициент внутрикластерной корреляции оценивает различия между муниципалитетами в смысле разницы средних душевых доходов их резидентов.

Объединение в анализе таких измерителей позволяет учесть проявление дифференциации доходов в разных плоскостях при использовании имеющейся информационно-статистической основы – микроданных ВНДН, а также средних душевых доходов в муниципальных округах, районах и городских округах крупных городов. Размеры выборки обследования ВНДН серьезно ограничивают возможности детального пространственного анализа, прежде всего по малым регионам и муниципалитетам.

Результаты апробации методики, представленные в статье, были получены на основе концепции номинального денежного дохода в расчете на душу. Для России характерны довольно существенные различия в покупательной способности рубля по территориям. В этой связи в перспективе предполагается провести подобные исследования, используя в качестве критерия неравенства доходы, скорректированные на различия в стоимости жизни в регионах и муниципалитетах. Кроме этого, рассматривается возможность перехода на концепцию эквивалентного дохода, что, на наш взгляд, вполне оправдано из-за различий в возрастной и семейной структуре региональных популяций в России.

Результаты исследования способствуют совершенствованию национального мониторинга Целей устойчивого развития, провозглашенных ООН в 2015 г., в части реализации задачи по ликвидации нищеты и сокращению неравенства, так как включают оценку проявления межрегиональной и внутрирегиональной дифференциации доходов, которые должны приниматься во внимание при выработке социальной политики.

Приложение.

Ниже приведен условный пример, поясняющий соответствие между степенью однородности элементов внутри кластеров по значениям некоторой варьирующей переменной и величиной коэффициента внутрикластерной корреляции. Для наглядности в качестве переменной выбран альтернативный признак. Каждому элементу, домашнему хозяйству или индивиду присваивается значение переменной «1» в случае выполнения заданного условия и «0» иначе. Условием может быть, например, тот факт, что душевой доход членов домашнего хозяйства ниже (выше) медианного значения.

Предположим, что рассматривается региональный фрагмент выборки домашних хозяйств обследования ВНДН, который состоит из 10 счетных участков (кластеров), отобранных из совокупности 1000 счетных участков ВПН. На последнем этапе отбора в каждом кластере, согласно плану выборки ВНДН, непосредственно для опроса отобраны ровно 24 жилых помещения, в которых проживает по одному домашнему хозяйству.

Напомним, что выборка ВНДН планируется таким образом, чтобы она была равновзвешенной, т.е. чтобы все домашние хозяйства, включенные в выборку, имели приблизительно одинаковый выборочный вес. Поэтому все приведенные ниже результаты расчетов долей (среднее альтернативного признака) и коэффициента внутрикластерной корреляции выполнены без учета выборочных весов элементов (равные выборочные веса в числителе и знаменателе соответствующих дробей в (4) взаимно сокращаются).

В столбцах «А», «Б» и «В» табл. П1 приведены три возможных варианта распределения домашних хозяйств в кластерах (возможный результат наблюдения).

В ячейках таблицы, относящихся к каждому из 10 кластеров соответствующего варианта результатов наблюдения, указано количество домашних хозяйств, удовлетворяющих заданному условию (сумма значений альтернативной переменной). Заметим, что в каждом из трех представленных вариантов доля домашних хозяйств, удовлетворяющих заданному условию, одинаковая, она равна 0,667 (сумма ячеек в каждом из столбцов «А», «Б» и «В» равна 160, а всего домашних хозяйств в выборке 240). То же справедливо и для дисперсии альтернативной переменной, которая равна 0,222 во всех трех случаях. То есть в каждом случае имеем одно и то же среднее и дисперсию, разница же состоит в отличии распределений домашних хозяйств внутри кластеров.

Высокий уровень однородности внутри кластеров. В столбце «А» видим, что в кластерах № 1, № 2 и № 3 нет домохозяйств, удовлетворяющих условию; в кластере № 4 имеется 16 таких домашних хозяйств; а в кластерах № 5...№ 10 все домашние хозяйства удовлетворяют заданному условию. Ясно, что в данном случае наблюдается абсолютная степень внутренней однородности в кластерах за исключением кластера № 4.

Выборочный коэффициент внутрикластерной корреляции в случае варианта «А» равен 0,896, т.е. достаточно близок к максимальной величине «1». Это соответствует визуально сделанному выводу о том, что внутренняя однородность в кластерах очень высокая.

Как известно, дисперсия альтернативного признака максимальна, если доля равна 0,5, что соответствует максимальному уровню неоднородности совокупности. Применительно к случаю варианта «А» это произойдет, если в кластере № 4 будет 12 домашних хозяйств, удовлетворяющих заданному условию. Поэтому, если количество домашних

хозяйств со значением «1» альтернативной переменной в кластере № 4 будет 15, 14, 13 или 12, то уровень неоднородности будет расти. При этом, соответственно, величина коэффициента внутрикластерной корреляции будет уменьшаться. Так, в случае максимальной неоднородности в кластере № 4, 12 таких домашних хозяйств коэффициент внутрикластерной корреляции (ρ) будет равен 0,885.

И наоборот, величина коэффициента внутрикластерной корреляции будет возрастать, приближаясь к «1», если удовлетворяющих заданному условию домашних хозяйств будет 17 ($\rho = 0,902$) или более, что соответствует увеличению уровня внутренней однородности кластеров. Свое максимальное значение коэффициент внутрикластерной корреляции, «1», примет в случае, когда все 24 домашних хозяйства в кластере № 4 будут удовлетворять заданному условию.

Таблица П1.

№ кластера	Вариант распределения домашних хозяйств по варьирующему альтернативному признаку		
	А	Б	В
1	0	9	16
2	0	11	16
3	0	13	16
4	16	15	16
5	24	16	16
6	24	17	16
7	24	18	16
8	24	20	16
9	24	20	16
10	24	21	16
Статистики:			
Среднее	0,667	0,667	0,667
Дисперсия общ.	0,222	0,222	0,222
групповая	0,022	0,197	0,222
межгрупповая	0,200	0,025	0,000
ρ -коэффициент	0,896	0,076	-0,043

Умеренный уровень неоднородности внутри кластеров. В столбце «Б» самый высокий уровень неоднородности отмечаем в кластерах № 2 и № 3 (наибольшие значения доли: 11/24 и 13/24). Уровень неоднородности в кластерах № 1 и № 4 также одинаковый и немного меньше. В следующих по порядку кластерах, начиная с № 5, можно сказать, что уровень однородности плавно увеличивается. Однако на основе данных, приведенных в столбце «Б» таблицы, сделать однозначный вывод об общем уровне однородности распределения домашних хозяйств внутри кластеров трудно.

Выборочный коэффициент внутрикластерной корреляции в данном случае равен 0,076. Это говорит о неоднородности в кластерах в данном случае. Такое значение коэффициента незначительно превышает «0». В последнем случае распределения домашних хозяйств в кластерах по варьирующей переменной были бы одинаковыми.

Неоднородность внутри кластеров. В столбце «В» таблицы во всех кластерах наблюдается по 16 из 24 домашних хозяйств, которые удовлетворяют заданному условию. То есть распределения домашних хозяйств по значениям альтернативной переменной идентичны в каждом из кластеров и наблюдается заметная внутренняя неоднородность. Также очевидно, что межгрупповая дисперсия равна «0», так как во всех кластерах средние равны (16/24).

Выборочный коэффициент внутрикластерной корреляции в данном случае будет равен (-0,043), т.е. будет отрицательным и, более того, это минимальная его величина. Причем его значение не изменится, сколько бы домашних хозяйств ни удовлетворяло заданному условию в каждом кластере (например, по 1, 2, 3, ..., 12, 13 и т.д.). Это справедливо из-за того, что межгрупповая дисперсия в любом из этих случаев будет равна «0» и коэффициент внутрикластерной корреляции равен: $\rho = -1 / (24 - 1)$, что следует из (5). При этом будет меняться только внутригрупповая дисперсия, которая в данном случае равна общей дисперсии.

* *
*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Кендалл М., Стюарт А. Статистические выводы и связи: в 3 т. Т. 2. / Пер. с англ. М.: Наука, 1973.
- Суринов А.Е., Луппов А.Б. Неравенство в России: регионы, стоимость жизни и эквивалентный доход // Экономическая политика. 2021. № 3. С. 82–111. (<https://doi.org/10.18288/1994-5124-2021-3-82-111>)
- Суринов А.Е., Пономаренко А.Н. Статистическая оценка влияния различий в ценах на стоимостные показатели развития регионов // Вопросы статистики. 2019. Т. 26. № 11. С. 5–17. (<https://doi.org/10.34023/2313-6383-2019-26-11-5-17>)
- Фролова Е.Б. Об основных вопросах проведения и подведения итогов выборочного наблюдения доходов населения и участия в социальных программах в 2017 году // Вопросы статистики. 2017. № 3. С. 3–18.
- Aten B.H. Regional Price Parities and Real Regional Income for the United States // Social Indicators Research. March 2017. 13(1).
- Atkinson A., Bourguignon F. (eds.) Handbook of Income Distribution. Vol. 2A–2B. 1st ed. NorthHolland, Elsevier, 2014.
- Balli F., Tiezzi S. Equivalence Scales, the Cost of Children and Household Consumption Patterns in Italy // Review of Economics of the Household. 2010. Vol. 8. № 4. P. 551–552.
- Bannor R.K., Oppong-Kyeremeh H. Extent of Poverty and Inequality among Households in the Techiman Municipality of Brong Ahafo Region, Ghana // Journal of Energy and Natural Resource Management. 2018. 1(1). P. 26–36. (<https://jenrm.uenr.edu.gh/index.php/uenrjournal/article/view/122/72>)
- Betti G. The Effect of Equivalence Scales on Poverty at Oblast Level in Ukraine // Ekonomika Regiona. 2014. Vol. 1. № 2. P. 78–88.

- Betti G., Karadag M.A., Sarica O., Ucar B. Regional Differences in Equivalence Scales in Turkey // *Ekonomika Regiona*. 2017. Vol. 13. № 1. P. 63–69.
- Boulant J., Brezzi M., Veneri P. Income Lives and Inequality in Metropolitan Areas: A Comparative Approach in OECD Countries, Regional Development Policy Division, GOV OECD, 2016. (https://www.oecd.org/content/dam/oecd/en/publications/reports/2016/07/income-levels-and-inequality-in-metropolitan-areas_g17a282e/5jlwj02zz4mr-en.pdf)
- Dijkstra L., Garcilazo E., McCann P. The Effects of the Global Financial Crisis on European Regions and Cities // *Journal of Economic Geography*. 2015. 15. P. 935–949. DOI:10.1093/jeg/lbv032
- Geloso V., Msaid Y. Adjusting Inequalities for Regional Price Parities: Importance and Implications // SSRN. 2017. DOI:10.2139/ssrn.2928422
- Glaeser E.L., Resseger M., Tobio K. Urban Inequality // Harvard University and NBER. WP-2008-10. (glaeser_08_inequality.pdf www.hks.harvard.edu)
- Heeringa S.G., West B.T., Berglund P.A. *Applied Survey Data Analysis*. 2nd ed. Boca Raton: CRC Press, 2020.
- Holmes N., Berube A. City and Metropolitan Inequality on the Rise, Driven by Declining Incomes. Report, Brookings Thursday, January 14, 2016. (<https://www.brookings.edu/research/city-and-metropolitaninequality-on-the-rise-driven-by-declining-incomes/>)
- Iammarino S., Rodríguez-Pose A., Storper M. Regional Inequality in Europe: Evidence, Theory and Policy Implications // *Journal of Economic Geography*. 2018. Oxford University Press.
- Janský P., Kolcunová D. Regional Differences in Price Levels Across the European Union and their Implications for its Regional Policy // *The Annals of Regional Science*, Springer; Western Regional Science Association. 2017. Vol. 58(3). P. 641–660. DOI: 10.1007/s00168-017-0813-x
- Janky P., Šedivý M. How Do Regional Price Levels Affect Income Inequality? Household-level Evidence from 21 Countries Corpus // IES Working Paper. № 24/2018. Provided in Cooperation with: Charles University, Institute of Economic Studies (IES), ID: 158058363
- Jolliffe D. Poverty, Prices, and Place: How Sensitive Is the Spatial Distribution of Poverty to Cost of Living Adjustments? // *Economic Inquiry*. 2006. Vol. 44. Iss. 2. P. 296–310. DOI: 10.1093/EI/CBJ016 Corpus ID: 12953737
- Kish L. *Survey Sampling*. New York: John Wiley & Sons, 1995.
- Königs S., Vindics A., Ramirez M.D., Veneri P. The Geography of Income Inequalities in OECD Countries. Evidence from national register data December 2022. (<https://www.ecineq.org/wp-content/uploads/2023/06/EcineqAMSE-159.pdf>)
- Manduca R.A. The Contribution of National Income Inequality to Regional Economic Divergence // *Social Forces*. 2019. Vol. 98. № 2. P. 622–648. DOI:10.1093/sf/soz013
- Moreno R., Paci R., Usai S. Geographical and Sectoral Clusters of Innovation in Europe // *Annals of Regional Science*. 2005. 39. P. 715–739.
- Moreno-Monroya A.I., Schiavina M., Veneri P. Metropolitan Areas in the World. Delineation and Population Trends // *Journal of Urban Economics*. September 2021. Vol. 125. 103242 (<https://doi.org/10.1016/j.jue.2020.103242>)
- Rojas M. Household Equivalence Scale // *Encyclopedia of Quality of Life and Well-Being Research* / A.C. Michalos (ed.). Luxemburg: Springer, 2014. P. 2947–2950.
- Silveira R.D.M., Azzoni C.R. Non-Spatial Government Policies and Regional Income Inequality in Brazil // *Regional Studies*, Taylor & Francis Journals. 2011. Vol. 45(4). P. 453–461. DOI: 10.1080/00343400903241485
- Storper M. Separate Worlds? Explaining the Current Wave of Regional Economic Polarization // *Journal of Economic Geography*. 2018. Vol. 18. Iss. 2. P. 247–270.
- Tillé Y. *Sampling and Estimation from Finite Populations*. Hoboken, NJ: Wiley, 2020.

The Household Residence Factor in the Analysis of Income Inequality in Russia

Artur Luppov¹, Alexander Surinov²

¹ National Research University Higher School of Economics,
20, Myasnitskaya st., Moscow, 101000, Russian Federation.
E-mail: aluppov@hse.ru

² National Research University Higher School of Economics,
20, Myasnitskaya st., Moscow, 101000, Russian Federation.
E-mail: surinov@hse.ru

Research aimed at studying the influence of the place of residence of the population on income differentiation in society is essential for Russia due to the vast territory of the country. Along with the diversity of natural and climatic conditions, the uneven spatial development and resource capabilities of regions and municipalities, there are high gaps in the density and settlement of the territory and the development of infrastructure that provides basic human needs. All this determines the isolation of local populations and their dependence on the general characteristics of the locality of which they are residents.

The purpose of this article is to develop approaches to the extended measurement and analysis of income inequality of the Russian population taking into account their place of residence and available information on income at the municipal level. The main indicators for measuring income inequality at the national level were the Gini coefficient and the Palm ratio, which complement each other quite harmoniously, characterizing the overall level of inequality and the income gap between the rich and poor. These coefficients are very popular among researchers and their interpretation requires no effort.

Measuring inequality at the local level requires special tools that could make it possible to characterize this phenomenon based on sample data. The publication uses the intra-cluster correlation coefficient (ICC) as such a tool, thanks to which it is possible to assess the degree of

Artur Luppov – PhD in economics, Senior Research Fellow of Laboratory for Wealth Measurement, Faculty of Economic Sciences.

Alexander Surinov – doctor of economics, professor, Head of Department of Statistics and Data Analysis, Director of Economic Statistics Centre of Excellence and Head of Laboratory for Wealth Measurement, Faculty of Economic Sciences.

uniformity of income of the population within clusters and, accordingly, income differentiation between clusters.

The ICC made it possible to link the level of per capita income of the population with the municipality as the place of permanent residence of the household. It was used to assess the ongoing changes in income inequality, taking into account the differences between and within territorial entities, both from the perspective of income inequality within population groups and through the difference in average incomes among local populations.

As an empirical basis for the calculations were used files of anonymized microdata available on the website of Rosstat for Sample survey of household incomes and participation in social programs for the period from 2013 to 2022, as well as information on the volume of social benefits to the population and taxable monetary incomes of the population by municipalities.

Key words: sample survey of household income and program participation; household income inequality; Gini coefficient; Palma ratio; intra-cluster correlation coefficient (ICC).

JEL Classification: C43, E25, E31, E64, I31, P22.

* *

*

References

- Aten B.H. (2017) Regional Price Parities and Real Regional Income for the United States. *Social Indicators Research*, March, 13, 1.
- Atkinson A., Bourguignon F. (eds.) (2014) *Handbook of Income Distribution*. Vol. 2A–2B. 1st ed. NorthHolland: Elsevier.
- Balli F., Tiezzi S. (2010) Equivalence Scales, the Cost of Children and Household Consumption Patterns in Italy. *Review of Economics of the Household*, 8, 4, pp. 551–552.
- Bannor R.K., Oppong-Kyeremeh H. (2018) Extent of Poverty and Inequality among Households in the Techiman Municipality of Brong Ahafo Region, Gana. *Journal of Energy and Natural Resource Management*, 1, 1, pp. 26–36. Available at: <https://jenrm.uenr.edu.gh/index.php/uenrjournal/article/view/122/72>
- Betti G. (2014) The Effect of Equivalence Scales on Poverty at Oblast Level in Ukraine. *Economy of Region*, 1, 2, pp. 78–88.
- Betti G., Karadag M.A., Sarica O., Ucar B. (2017) Regional Differences in Equivalence Scales in Turkey. *Economy of Region*, 13, 1, pp. 63–69.
- Boulant J., Brezzi M., Veneri P. (2016) *Income Lives and Inequality in Metropolitan Areas: A Comparative Approach in OECD Countries*. Regional Development Policy Division, GOV OECD. Available at: https://www.oecd.org/content/dam/oecd/en/publications/reports/2016/07/income-levels-and-inequality-in-metropolitan-areas_g17a282e/5j1wj02zz4mr-en.pdf
- Dijkstra L., Garcilazo E., McCann P. (2015) The Effects of the Global Financial Crisis on European Regions and Cities. *Journal of Economic Geography*, 15, pp. 935–949. DOI:10.1093/jeg/lbv032
- Geloso V., Msaid Y. (2017) Adjusting Inequalities for Regional Price Parities: Importance and Implications. *SSRN*. DOI:10.2139/ssrn.2928422
- Glaeser E.L., Resseger M., Tobio K. (2008) *Urban Inequality*. Harvard University and NBER. WP-14419. Available at: https://scholar.harvard.edu/files/glaeser/files/urban_inequality.pdf
- Frolova E.B. (2017) On the Main Issues Related to Conducting and Reviewing the Results of the 2017 Sample Survey of Population Income and Participation in Social Programs. *Voprosy Statistiki*, 3, pp. 3–18. (In Russ.)

- Heeringa S.G., West B.T., Berglund P.A. (2020) *Applied Survey Data Analysis*. 2nd ed. Boca Raton: CRC Press.
- Holmes N., Berube A. (2016) *City and Metropolitan Inequality on the Rise, Driven by Declining Incomes*. Report, Brookings Thursday, January 14. Available at: <https://www.brookings.edu/research/city-and-metropolitaninequality-on-the-rise-driven-by-declining-incomes/>
- Iammarino S., Rodríguez-Pose A., Storper M. (2018) Regional Inequality in Europe: Evidence, Theory and Policy Implications. *Journal of Economic Geography*, Oxford University Press.
- Janský P., Kolcunová D. (2017) Regional Differences in Price Levels Across the European Union and their Implications for its Regional Policy. *The Annals of Regional Science*. Springer; Western Regional Science Association, 58(3), pp. 641–660. DOI: 10.1007/s00168-017-0813-x
- Janky P., Šedivý M. (2018) *How Do Regional Price Levels Affect Income Inequality? Household-level Evidence from 21 Countries Corpus*. IES Working Paper, no 24/2018. Provided in Cooperation with: Charles University, Institute of Economic Studies (IES), ID: 158058363
- Jolliffe D. (2006) Poverty, Prices, and Place: How Sensitive Is the Spatial Distribution of Poverty to Cost of Living Adjustments? *Economic Inquiry*, 44, iss. 2, pp. 296–310. DOI: 10.1093/EI/CBJ016 Corpus ID: 12953737
- Kendall M., Stuart A. (1973) *The Advanced Theory of Statistics*. Vol. 2, Nauka. (In Russ.)
- Kish L. (1995) *Survey Sampling*. New York: John Wiley & Sons.
- Königs S., Vindics A., Ramirez M.D., Veneri P. (2022) *The Geography of Income Inequalities in OECD Countries*. Evidence from national register data December 2022. Available at: <https://www.ecineq.org/wp-content/uploads/2023/06/EcineqAMSE-159.pdf>
- Manduca R.A. (2019) The Contribution of National Income Inequality to Regional Economic Divergence. *Social Forces*, 98, 2, pp. 622–648. DOI:10.1093/sf/soz013
- Moreno R., Paci R., Usai S. (2005) Geographical and Sectoral Clusters of Innovation in Europe. *Annals of Regional Science*, 39, pp. 715–739.
- Moreno-Monroy A.I., Schiavina M., Veneri P. (2021) Metropolitan Areas in the World. Delineation and Population Trends. *Journal of Urban Economics*, September, 125, 103242 <https://doi.org/10.1016/j.jue.2020.103242>
- Rojas M. (2014) Household Equivalence Scale. *Encyclopedia of Quality of Life and Well-Being Research* (A.C. Michalos ed.). Luxemburg: Springer, pp. 2947–2950.
- Silveira R.D.M., Azzoni C.R. (2011) Non-Spatial Government Policies and Regional Income Inequality in Brazil. *Regional Studies, Taylor & Francis Journals*, 45(4), pp. 453–461. DOI: 10.1080/00343400903241485
- Storper M. (2018) Separate Worlds? Explaining the Current Wave of Regional Economic Polarization. *Journal of Economic Geography*, 18, iss. 2, pp. 247–270.
- Surinov A.Ye., Luppov A.B. (2021) Inequality in Russia: Regions, Cost of Living, and Equivalent Income. *Economic Policy*, 16(3), pp. 82–111. (In Russ.) <https://doi.org/10.18288/1994-5124-2021-3-82-111>
- Surinov A.Ye., Ponomarenko A.N. (2019) Statistical Assessment of the Impact of Price Differences on the Value Indicators of Regional Development. *Voprosy Statistiki*, 26(11), pp. 5–17. (In Russ.) <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2019-26-11-5-17>
- Tillé Y. (2020) *Sampling and Estimation from Finite Populations*. Hoboken, N.J.: Wiley.