МЕЖДИСЦИПЛИНАРНЫЕ ИССЛЕДОВАНИЯ

А.В. Каравай
к. соц. н., старший научный сотрудник,
Институт социальной политики НИУ ВШЭ (Москва)

МЕЖГРУППОВЫЕ И ВНУТРИГРУППОВЫЕ КОМПОНЕНТЫ ЗАРПЛАТНОГО НЕРАВЕНСТВА В РОССИИ: ОПЫТ ЭМПИРИЧЕСКОГО АНАЛИЗА[1]

Аннотация. В статье анализируется структура зарплатного неравенства в России через соотношение межгрупповых и внутригрупповых компонент. Агрегированные показатели дифференциации оплаты труда не позволяют понять, какая часть неравенства связана с наблюдаемыми различиями между социально-демографическими, профессиональными, отраслевыми и территориальными группами работников, а какая сохраняется внутри этих групп. Образование и стаж также позволяют описать лишь часть различий в заработках между работниками. При этом остающаяся внутригрупповая дифференциация может быть связана как с ненаблюдаемыми индивидуальными различиями, так и со спецификой конкретных рабочих мест, предприятий и локальных рынков труда. В качестве основного аналитического инструмента исследования выступила декомпозиция индекса Тейла, обладающего свойством аддитивной разложимости на межгрупповую и внутригрупповую компоненты. Эмпирическую базу составляют данные ФСГС РФ и Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ разных лет. Рассматривались восемь факторов, связанных с зарплатным неравенством. Кроме того, была сделана вложенная декомпозиция по сочетаниям этих факторов. Результаты показывают, что в разные периоды устойчивый каркас межгрупповой дифференциации формируют различия средних заработков между типами поселений, отраслями и профессиональными группами, тогда как вклад других факторов в 2024 г. был заметно ниже или даже минимальным. Вместе с тем даже совокупный вклад этих трёх ведущих факторов, по нашим данным, объясняет около половины общего зарплатного неравенства, а значит, его заметная часть формируется внутри достаточно детализированных групп работников и не обусловлена только межрегиональными, межотраслевыми и межпрофессиональными различиями.

Ключевые слова: *зарплатное неравенство, рынок труда, индекс Тейла, структура неравенства, декомпозиция неравенства, остаточное неравенство.*
JEL: D31, J21, J31, J24, J41
УДК: 001.3, 316.6
DOI: 10.52342/2587-7666VTE_2026_4_140_158
© А.В. Каравай, 2026
© ФГБУН Институт экономики РАН «Вопросы теоретической экономики», 2026
ДЛЯ ЦИТИРОВАНИЯ: *Каравай А.В.* Межгрупповые и внутригрупповые компоненты зарплатного неравенства в России: опыт эмпирического анализа // Вопросы теоретической экономики. 2026. №4. С. 140–158. DOI: 10.52342/2587-7666VTE_2026_4_140_158.
FOR CITATION: *Karavay A.* Between-Group and Within-Group Components of Wage Inequality in Russia: an Empirical Analysis // Voprosy teoreticheskoy ekonomiki. 2026. No. 4. Pp. 140–158. DOI: 10.52342/2587-7666VTE_2026_4_140_158.

[1] Исследование осуществлено в рамках Программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ (HSE-BR-2025-012).

Введение

Неравенство в оплате труда — сложное и внутренне неоднородное явление, включающее как различия средних заработков между социально-демографическими, профессиональными, отраслевыми и территориальными группами работников, так и дифференциацию внутри этих групп. Такое разграничение имеет не только описательное, но и аналитическое значение, поскольку межгрупповая компонента в большей степени связана с действием наблюдаемых структурных факторов, тогда как внутригрупповая отражает влияние неявных механизмов формирования заработной платы, включая межфирменную неоднородность, локальные различия спроса на труд и практики его неформальной оплаты. В выпущенном в середине 2026 г. отчёте Международной организации труда[1] также подчёркивается, что даже при общем снижении неравенства заработков во многих странах сохраняется значительная внутренняя неоднородность его источников, а вклад отдельных факторов в общую дифференциацию существенно различается по национальным рынкам труда и сегментам занятости. Соответственно, снижение агрегированных показателей неравенства не снимает вопроса о его внутренней структуре и о соотношении межгрупповых и внутригрупповых компонент.

Россия отличается от других стран сочетанием специфического институционального устройства рынка труда и особой динамики зарплатного неравенства. Для постсоветского периода изначально было характерно сочетание слабых формальных институтов регулирования рынка труда, высокой доли неформальной и полуформальной занятости, а также значительной межрегиональной и межотраслевой дифференциации. При этом адаптация к макроэкономическим шокам происходила преимущественно за счёт гибкости заработной платы и объёма рабочего времени, а не традиционного для многих других экономик изменения уровня безработицы. Траектория динамики зарплатного неравенства, сочетающая высокий исходный его уровень в 1990-е гг., длительный период его снижения с постепенным замедлением темпов этого снижения в последние годы на фоне сохраняющейся институциональной неоднородности рынка труда и частых внешних шоков, делает российский случай методологически показательным для анализа структуры неравенства и соотношения его межгрупповых и внутригрупповых компонент.

Целью настоящего исследования стала попытка оценить структуру неравенства заработков в России в середине 2020-х гг. через выделение его межгрупповой и внутригрупповой компонент и их динамики в течение предшествующего десятилетия. Соответственно, в работе анализируется вклад социально-демографических, профессиональных, отраслевых и территориальных различий в общую дифференциацию заработков, а также определяется та её часть, которая не объясняется наблюдаемыми характеристиками работников и потому может рассматриваться как остаточная. Такой подход позволяет включиться в продолжающуюся дискуссию о пределах объяснительной силы стандартных характеристик человеческого капитала, о роли структурных особенностей рынка труда и о содержательной интерпретации остаточного неравенства как индикатора ненаблюдаемых механизмов формирования заработной платы.

[1] «Inequalities in the world of work». 23 июня 2026. Официальный сайт Международной организации труда. URL: https://www.ilo.org/publications/inequalities-world-work (дата обращения: 28.06.2026).

Теоретическая основа исследования[2]

Традиция анализа неравенства заработков восходит к минцеровской модели, связывающей уровень оплаты труда с образованием и профессиональным опытом работника [*Mincer*, 1958]. Длительное время именно «объяснённая» часть дисперсии заработков рассматривалась как основная исследовательская цель. Однако с 1990-х гг. всё большее внимание стало привлекать так называемое «остаточное» неравенство, т.е. разброс заработков внутри групп работников с одинаковыми наблюдаемыми характеристиками. Так, было показано, что значительная часть роста внутригрупповой дисперсии заработков в США в 1973–2003 гг. была обусловлена не ростом вознаграждения за ненаблюдаемые навыки, а изменением состава рабочей силы [*Lemieux,* 2006]. Это разграничение принципиально для анализа динамики неравенства, поскольку она может быть результатом как композиционных сдвигов, т.е. изменений в составе занятых по наблюдаемым характеристикам, так и изменения рыночной отдачи от различных характеристик работников.

Если говорить о роли институтов рынка труда, то можно выделить несколько направлений исследований. Прежде всего снижением реальной минимальной заработной платы после ослабления профсоюзов объяснялась существенная часть роста неравенства заработков в США [*DiNardo, Fortin, Lemieux*, 1996]. Кроме того, в сравнительной перспективе широкий охват коллективными переговорами и координация переговорного процесса систематически связывались с меньшим размахом распределения заработков [*Jaumotte, Osorio Buitron,* 2015; *Bosch,* 2009; *Thewissen, van Vliet, Wang,* 2018]. При этом влияние институтов редко бывает равномерным. В случае, когда коллективные договоры и трудовые гарантии защищают преимущественно постоянно занятых, а неформально занятые и работники с нестандартными контрактами остаются вне их действия, институты в первую очередь сокращают неравенство внутри формального сектора, но не устраняют разрыв между ним и неформальным сектором рынка труда [*Arranz, Fernández-Macías, García-Serrano,* 2021]. Это значит, что формальность трудоустройства может быть связана с сегментом, обладающим более сжатым распределением заработков, но при этом оставаться статистически малозначимой, если основные каналы дифференциации оплаты труда действуют через специфику предприятий, отрасль, профессию или территориальную принадлежность.

Отдельная исследовательская традиция связывает формирование заработков с экономическим положением предприятий. Модели с фиксированными эффектами позволяют разложить дисперсию заработков на компоненты, связанные с предприятиями, работниками и их распределением по предприятиям разного типа [*Card, Heining, Kline,* 2013; *Bonhomme, Lamadon, Manresa,* 2026]. Исследования фиксируют существенные различия в оплате труда между предприятиями даже среди работников с идентичными социально-демографическими характеристиками в узко определённых отраслях и профессиях [*Dosi et al.*, 2021]. Поэтому внутригрупповая, или остаточная, компонента неравенства после учёта наблюдаемых социально-демографических и структурных признаков может отражать в том числе межфирменную гетерогенность оплаты труда и институциональные различия, не измеряемые непосредственно в большинстве социологических и статистических данных.

Описанные преимущественно западными исследователями механизмы формирования зарплатного неравенства особо актуальны для российских условий. С 1990-х гг. формируется то, что принято называть «российской моделью» адаптации рынка труда

[2] При поиске и систематизации академических источников для теоретического и методологического разделов статьи использовались ИИ-инструменты Perplexity, Claude, Google Scholar Laboratory и Asta Ai2. Все используемые в статье научные источники, а также релевантность их содержания теме статьи были верифицированы автором.

к новым условиям, когда предприятия компенсируют негативное влияние макроэкономических шоков преимущественно через снижение реальных заработков и сокращение рабочего времени, а не через увольнения. Такая гибкость помогает избегать резкого роста безработицы, с постепенным ростом зарплат по мере улучшения экономического климата. Однако издержки этой модели — низкий охват работников коллективными переговорами и высокая зависимость оплаты труда от финансового положения конкретного предприятия, а не от отраслевых или региональных тарифных соглашений [*Капелюшников,* 2001; *Gimpelson, Kapeliushnikov,* 2011]. В таких условиях межфирменные различия оплаты труда могут быть существенным источником внутригруппового неравенства, не поддающегося прямой оценке при отсутствии показателей, связанных с описанием специфики политики работодателя и предоставляемых им рабочих мест.

Российский рынок труда на протяжении постсоветского периода пережил неоднозначные изменения в распределении трудовых доходов. Пик неравенства пришёлся на начало 2000-х гг., когда индекс Джини для заработных плат превысил 0,5, а затем, с началом экономического роста и институциональных преобразований, началась фаза устойчивого снижения неравенства — до 0,35 к 2016 г. В целом в период 2005–2019 гг. индекс Джини для заработных плат снизился почти на 40%, с 0,48 до 0,30, хотя в конце рассматриваемого периода темпы снижения неравенства замедлились [*Лукьянова*, 2024]. Несмотря на эту динамику, Россия сохраняет высокий по международным меркам уровень дифференциации заработков. Снижение неравенства заработков в 2000-х гг. в значительной степени определялось изменениями в оценке рынком труда различных характеристик работников, а не изменениями в составе рабочей силы. Среди наиболее значимых факторов сжатия распределения зарплат выделяются рост МРОТ, сокращение отраслевых премий, повышение образовательного уровня занятых при одновременном снижении премии за образование, сокращение межрегиональных разрывов, а также разницы в заработках в городе и в сельской местности [*Calvo, López-Calva, Posadas*, 2015; *Лукьянова*, 2024]. Эмпирические исследования по России показывают, что региональная принадлежность стабильно выступает одним из ведущих источников межгруппового неравенства заработков [*Овчарова, Попова, Рудберг,* 2016; *Гагарина, Болотов*, 2021]. Отраслевая принадлежность и профессиональный статус играют существенную, но вторичную роль, тогда как прямой эффект пола, рассматриваемый отдельно от профессионального и отраслевого деления, объясняет сравнительно небольшую долю общего неравенства [*Malkina,* 2019; *Овчинников, Малкина,* 2019]. Следовательно, замедление сокращения неравенства после 2018–2019 гг. следует связывать прежде всего с изменениями в отдаче от наблюдаемых характеристик работников, включая образование, отраслевую принадлежность и тип поселения, а не только с изменением структуры занятости.

Вклад формальной занятости в объяснённую часть российского неравенства, согласно имеющимся оценкам, пренебрежимо мал по сравнению с региональными и отраслевыми факторами [*Малкина*, *Овчинников*, 2022]. Этот результат не означает отсутствия различий между формальной и неформальной занятостью, но указывает, что на уровне совокупного распределения заработков основные наблюдаемые каналы дифференциации связаны прежде всего с территориальной, отраслевой и профессиональной структурой занятости. Региональные различия значимы и в контексте неравенства возможностей. По оценкам, основанным на данных выборочного наблюдения Росстата, неравенство возможностей, связанное с полом, возрастом, размером населённого пункта и отсутствием высшего образования, объясняет не менее одной пятой совокупной дифференциации заработков. При этом межрегиональная неоднородность по неравенству возможностей выше, чем по общей дифференциации трудовых доходов [*Гвоздева, Баринова,* 2024].

В результате в рассмотренных нами исследованиях различают два взаимосвязанных уровня зарплатного неравенства, первый из которых связан с межгрупповыми различиями,

обусловленными наблюдаемыми социально-демографическими и структурными характеристиками работников, а второй — с внутригрупповой дисперсией, сохраняющейся после учёта факторов из первой категории. Для российского рынка труда особенно важно не сводить последнюю компоненту зарплатного неравенства исключительно к индивидуальным ненаблюдаемым качествам работников, так как она также может отражать различия в экономическом положении и политике формирования зарплат на отдельных предприятиях, а также неравномерное действие институтов трудового регулирования. Формальность занятости в этой логике выступает не универсальным самостоятельным предиктором уровня заработков, а индикатором включённости работника в определённый сегмент рынка труда, и её вклад следует оценивать наряду с регионом, отраслью, профессией, типом поселения и другими структурными характеристиками. Поэтому эмпирический анализ должен устанавливать не только, какая доля общего неравенства связана с наблюдаемой неоднородностью состава занятых, но и насколько велика остаточная компонента и как меняется соотношение этих составляющих во времени. Существующие оценки достаточно подробно описывают структуру и динамику зарплатного неравенства преимущественно до 2019 г. Однако последующее пятилетие включало несколько масштабных макроэкономических шоков и структурных сдвигов в экономике. Пандемия COVID-19, перестройка хозяйственных и внешнеэкономических связей в условиях геополитической конфронтации, а также усиливающийся дефицит рабочей силы могли изменить как состав занятых, так и рыночную отдачу от их характеристик, а следовательно — соотношение межгрупповой и остаточной компонент неравенства.

Методология и эмпирическая база исследования

Для описания динамики неравенства заработков в данной работе используется набор взаимодополняющих показателей, фиксирующих различные свойства зарплатного распределения как по отдельным работникам (социологические данные), так и усреднённого по отраслям, регионам и профессиональным группам. В первую очередь мы использовали описательные метрики, отражающие специфику самого распределения. Так, децильные коэффициенты дифференциации (например, D9/D1, D9/D5), определяемые как соотношение пороговых значений заработков в соответствующих процентилях распределения, позволяют зафиксировать разрывы на разных участках шкалы и определить, где концентрируется основная часть неравенства. Индекс Джини характеризует степень концентрации заработков во всём распределении и позволяет сопоставлять общий уровень дифференциации с результатами предшествующих исследований. Наконец, соотношение максимального и минимального показателей фиксирует амплитуду их разрыва в статистических данных [*Cowell,* 2011; *Trapeznikova,* 2019].

Ни один из перечисленных описательных показателей не позволяет непосредственно выделить вклад наблюдаемых социально-демографических и структурных различий в совокупное неравенство заработков. Для этой цели в работе используется индекс Тейла. Его принципиальное преимущество состоит в аддитивной декомпозируемости, когда совокупное неравенство может быть представлено как сумма межгрупповой компоненты, связанной с различиями средних заработков между выделенными группами, и внутригрупповой компоненты, отражающей разброс заработков внутри этих групп [*Theil,* 1967; *Shorrocks*, 1984]. Тем самым декомпозиция индекса Тейла позволяет оценить, какая часть неравенства статистически связана с различиями по полу, возрасту, образованию, типу поселения, отрасли, профессии и форме занятости, а какая сохраняется внутри соответствующих категорий работников (см. Приложение 1).

Анализ масштабов, динамики и структуры зарплатного неравенства проводился на данных ФСГС РФ и Российского мониторинга экономического положения и здоровья

населения НИУ ВШЭ[3] (РМЭЗ НИУ ВШЭ) разных лет, с упором на данные 2024 г., для сопоставимости статистических и социологических показателей (см. Приложение 2). Поскольку данные РМЭЗ НИУ ВШЭ не репрезентативны на уровне отдельных регионов, в настоящей работе в качестве прокси территориальной дифференциации используется типология поселений [*Овчарова, Попова*, *Рудберг*, 2016].

Таким образом, теоретико-методологическая рамка исследования исходит из того, что, во-первых, стандартные переменные человеческого капитала объясняют лишь часть дисперсии заработков, а их вклад в межгрупповую компоненту неравенства структурно ограничен и не обязательно совпадает по динамике с рыночной отдачей от образования. Во-вторых, согласно опубликованным исследованиям, структурные факторы (тип поселения, отраслевая принадлежность и профессиональный статус) исторически выступают в России ведущими наблюдаемыми детерминантами различий в заработках, тогда как формальность занятости, судя по имеющимся оценкам, вносит в объяснённую часть неравенства минимальный вклад. В-третьих, значительная часть неравенства связана с внутригрупповой, или остаточной, компонентой, а её содержательная интерпретация, согласно выводам ряда авторов, должна быть связана с межфирменной гетерогенностью оплаты труда, включающей в том числе разницу в соблюдении трудового законодательства между работодателями, которая не может быть проанализирована напрямую и потому рассматривается в данной работе как ограничение исследования.

Межгрупповая и внутригрупповая дифференциация зарплатного неравенства

Анализ зарплатного неравенства в современной России целесообразно начать с оценки общей динамики оплаты труда. По данным официальной статистики ФСГС РФ, в 2018–2024 гг. среднемесячная начисленная заработная плата в России выросла более чем вдвое в номинальном и примерно в 1,3 раза в реальном выражении. Примечательно, что темпы прироста реальных заработков в этот период заметно опережали официальную инфляцию, составив 6,7% в 2023 г. и 8,6% в 2024 г. Более того, заработные платы не просто в среднем росли темпами, опережающими инфляцию, но и на фоне этого роста продолжался начавшийся ещё в начале 2000-х гг. процесс сжатия шкалы распределения заработков. Об этом свидетельствует долгосрочная динамика распределения фонда начисленной заработной платы, по данным ФСГС РФ[4], доля верхнего дециля сократилась с 36% в 2000 г. до 32% в 2025 г., а доля нижнего дециля выросла с 1 до 3%. Однако верхняя часть распределения по-прежнему аккумулировала несоразмерно большую долю фонда оплаты труда, что по-прежнему говорило о заметной величине неравенства заработных плат.

Данные РМЭЗ НИУ ВШЭ за 2024 г. (N=4389) уточняют эту картину на уровне заработков, которые работники получали непосредственно «на руки» (рис. 1). Средний показатель в этот момент составлял 48,1 тыс. руб., а медиана — 40 тыс. руб. при высоком коэффициенте вариации (0,6587). Индекс Джини по выборке составил 0,32, коэффициент фондов — 6,43, а децильный коэффициент D9/D1 — 4, при этом около 8% работников получали заработную плату ниже уровня МРОТ 2024 г. Почти четверть всего зарплатного фонда аккумулировалась в 10-м дециле, свидетельствуя о концентрации неравенства именно в верхней части распределения, при том, что дифференциация в нижней части

[3] «Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (RLMS HSE)», проводимый Национальным исследовательским университетом Высшая школа экономики и ООО «Демоскоп» при участии Института социологии Федерального научно-исследовательского социологического центра РАН. (Сайт обследования: http://www.hse.ru/rlms)

[4] «Распределение общей суммы начисленной заработной платы по 10-процентным группам работников». Официальный сайт ФСГС РФ. URL: https://rosstat.gov.ru/labour_costs (дата обращения: 28.07.2026 г.)

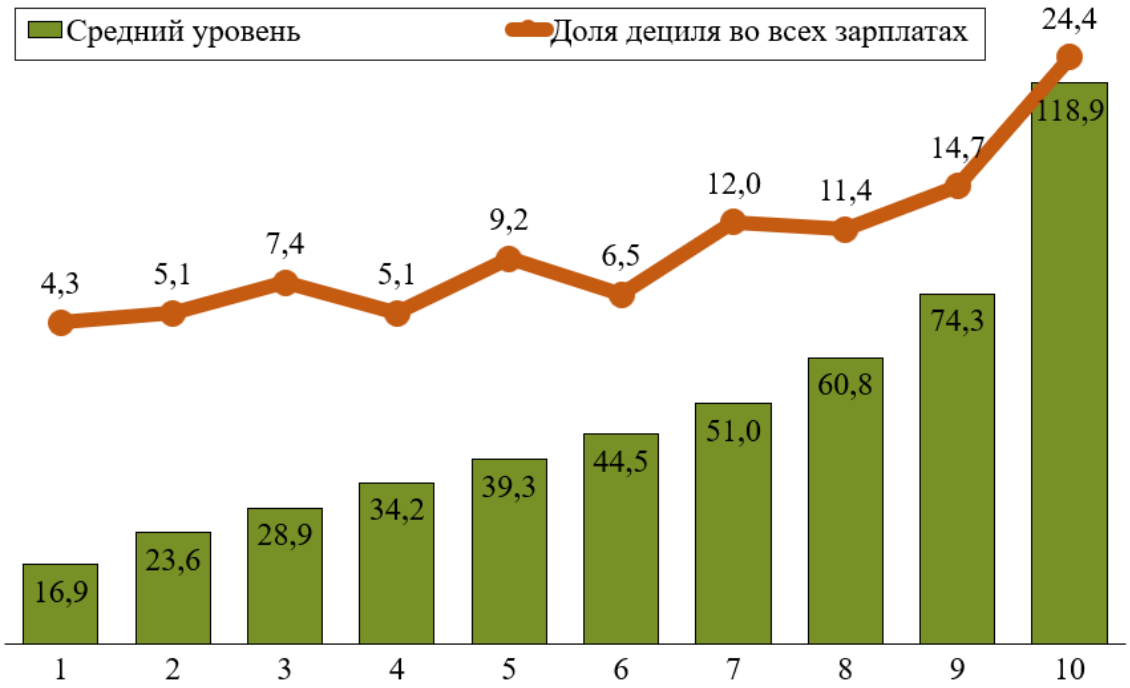


Рис. 1. Распределение среднемесячных заработных плат по децильным группам, РМЭЗ НИУ ВШЭ, 2024 г.
Источник: расчеты автора по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ.

выражена в гораздо меньшей степени, а в средней — даже в минимальной, если сравнивать соотношение средних среднемесячных зарплат между соседними децилями.

Ключевой особенностью российского рынка труда традиционно выступает высокая значимость межрегиональных и межотраслевых разрывов. По данным ФСГС РФ[5] верхнюю часть региональной зарплатной иерархии в 2018–2024 гг. устойчиво образовывали Чукотский и Ямало-Ненецкий автономные округа, Москва, Магаданская и Сахалинская области, другие северные ресурсодобывающие регионы, а также Санкт-Петербург. Наиболее высокий средний уровень начисленной заработной платы был зафиксирован в 2024 г. на Чукотке — 188,6 тыс. руб.; далее следовали ЯНАО — 163,9 тыс. руб. и Москва — 162,6 тыс. руб. В нижней части регионального распределения стабильно находились республики Северного Кавказа, Калмыкия, а также Ивановская, Тамбовская и Псковская области. Минимальный показатель в 2024 г. наблюдался в Ингушетии — 40,6 тыс. руб.; в Чеченской Республике и Дагестане он составлял, соответственно, 41,8 и 44,6 тыс. руб. Разрыв между максимальной и минимальной средней региональной заработной платой в номинальном выражении увеличился с 3,93 раза в 2018 г. до 4,65 раза в 2024 г., а в реальном выражении он достиг 5,87 раза (в ценах 2018 г.). В отличие от отношения максимального и минимального значений, межрегиональный коэффициент соотношения средних зарплат верхнего и нижнего децилей D10/D1 сокращался. Так, с 2,45 в 2018 г. он уменьшился до 2,19 в 2024 г. для номинальных зарплат, а для реальных — до 2,32 (в ценах 2018 г.). Тем самым в номинальном выражении разрыв между наиболее и наименее высокооплачиваемыми регионами оставался кратным, а устойчивость состава обеих групп указывает на структурную, а не конъюнктурную природу межрегиональных различий. В том числе свой вклад здесь вносит неодинаковая региональная инфляция, что стоит учитывать при сравнении номинальных показателей.

Экстремально высокие средние заработки сосредоточены преимущественно в малонаселённых северных субъектах. В 2024 г. на десять регионов с наибольшими средними

[5] *Источники:* Показатель «Среднемесячная номинальная начисленная заработная плата работающих в экономике с 2017 г.», ЕМИСС URL: https://www.fedstat.ru/indicator/57824# (дата обращения: 28.07.2026 г.).

зарплатами приходилось 13% всех занятых (а если исключить Москву, то около 4%), тогда как на десять регионов с наиболее низкой оплатой труда — 7%. Поэтому экстремальные региональные показатели не определяют полностью структуру распределения заработков для большинства работников. Учёт показателей количества работников в субъектах РФ обусловливает тот факт, что зафиксированное нами выше снижение уровня зарплатного неравенства проявилось ещё контрастнее. Так, индекс Джини по региональным средним среднемесячным заработкам за период 2018–2024 гг. колебался в пределах примерно 0,19–0,22. Его максимум (около 0,2) пришёлся на 2020–2021 гг., после чего его значение снижалось, и в 2024 г. оно составило около 0,19 для номинальных и 0,20 для реальных заработков. Анализ межрегионального распределения показывает, что при существенных экстремальных разрывах в уровне оплаты в регионах на концах распределения, в его середине разброс не такой существенный. Таким образом, в региональном разрезе высокооплачиваемые рабочие места по-прежнему остаются редкостью, а большинство регионов не отличаются такими экстремальными разрывами.

Похожая ситуация наблюдается и в отраслевом разрезе. Несмотря на неравномерную динамику средних отраслевых заработков в 2018–2024 гг., межотраслевое неравенство всё же оставалось довольно устойчивым. Наиболее быстрый номинальный рост отмечался в сфере информации и связи (на 141%), а также в сельском хозяйстве (на 126%). Наиболее медленно оплата труда росла в культуре и спорте (на 77%), здравоохранении (на 78%) и образовании (на 83%). В 2024 г. наиболее высокие средние заработки фиксировались в финансовой и страховой деятельности (206,3 тыс. руб.), а наиболее низкие — в гостинично-ресторанном секторе (51,5 тыс. руб.). Естественно, что неравномерный рост заработков не сопровождался их выравниванием. Так, коэффициент вариации средних отраслевых зарплат к концу периода 2018–2024 гг. увеличился до 0,51 с 0,48. Соотношение между максимальной и минимальной номинальной средней заработной платой по отраслям увеличилось с 3,52 раза в 2018 г. до 4,00 раз в 2024 г. В то же время высокооплачиваемые отрасли только завышают средние показатели, слабо отражая реальную картину распределения заработков, потому что в них работает меньшинство занятого населения. Так, в 2024 г. на пять самых высокооплачиваемых отраслей приходилось 10% работающего населения, при этом меньше средней номинальной зарплаты в 87,95 тыс. руб. зарабатывали в месяц 80% россиян. Как следствие, после взвешивания отраслевых средних заработков по численности занятых межотраслевое неравенство выглядит существенно слабее, например, с учётом этого индекс Джини в 2024 г. составил 0,144. Следовательно, как и в случае с территориальным делением, высокая дифференциация средних заплат в отдельных отраслях сочетается с относительно умеренным вкладом отраслевой принадлежности в неравенство заработков работников в целом.

В профессиональной иерархии разброс между максимальными и минимальными номинальными среднемесячными зарплатами также был почти четырёхкратным (по данным ФСГС РФ[6], в 2025 г. средняя начисленная заработная плата руководителей составляла 178,0 тыс. руб., тогда как у неквалифицированных рабочих — 52,1 тыс. руб.). И такой разброс практически не изменился по сравнению с 2019 г. За тот же период номинальные зарплаты в среднем выросли на 117%, т.е. более, чем в 2 раза в большинстве профессиональных групп, за исключением специалистов среднего уровня квалификации (для которых этот рост составил 1,9 раза). Анализ статистических данных показывает, что по отдельности межрегиональные, межотраслевые и межпрофессиональные различия сопоставимы по масштабу, если исходить из рассчитанных для соответствующих групп взвешенных индексов Джини, которые находятся в диапазоне примерно 0,14-0,20. Иными словами,

[6] «Средняя начисленная заработная плата работников по профессиональным группам» Официальный сайт ФСГС РФ. URL: https://rosstat.gov.ru/labour_costs (дата обращения: 28.07.2026 г.).

средние уровни оплаты действительно различаются в зависимости от территории, отрасли и профессионального статуса, однако каждая из этих осей по отдельности создаёт лишь умеренную дифференциацию заработков.

Другая картина возникает при переходе от групповых средних к индивидуальным наблюдениям. На данных РМЭЗ НИУ ВШЭ общий индекс Джини, рассчитанный по заработкам всех работающих респондентов, а значит, включающий все срезы зарплатного неравенства, в 2024 г. составил 0,32 — почти вдвое больше, чем межпрофессиональный показатель (0,17). Он был и заметно выше межрегионального и межотраслевого индексов, рассчитанных по данным статистики. Следовательно, кратные различия между экстремальными показателями средних зарплат по регионам, отраслям и профессиям не объясняют устройство неравенства в оплате труда. Значительная его часть формируется среди работников, одновременно принадлежащих к одной и той же профессиональной группе, занятых в одной отрасли или проживающих в однотипных поселениях. Этот вывод обусловливает необходимость последующего анализа, позволяющего оценить, какая доля общего неравенства приходится на различия между наблюдаемыми группами, а какая сохраняется в качестве внутригрупповой компоненты.

Для точной оценки вклада различных факторов в формирование зарплатного неравенства было проведено разложение аддитивно декомпозируемого индекса Тейла первого порядка, который в 2024 г. на данных РМЭЗ НИУ ВШЭ составил 0,1732. Однофакторная декомпозиция по каждому из 8 параметров, представленных на рис. 2, показала, что наибольший вклад в межгрупповое неравенство вносит тип поселения, объясняющий 12,7% общего неравенства (средняя зарплата варьируется от 77,8 тыс. руб. в Москве до 37,2 тыс. руб. в сёлах). Второе и третье места делят профессиональный статус и отраслевая принадлежность (по 11,9% межгруппового вклада). Влияние переменных, связанных с индивидуальными характеристиками, оказалось существенно ниже. Так, гендерный фактор объясняет 7,7%, уровень образования — 6,4% (соотношение средних заработков работников с высшим образованием с теми, у кого отсутствует профессиональное образование, составляло лишь 1,37 раза), а возрастные когорты — 3,3%. Кроме того, формальность трудоустройства (0,3%) и наличие государственного участия в предприятии (0,8%) практически не влияют на общий уровень неравенства.

Динамика восьми однофакторных декомпозиций с 2013 по 2024 гг. показывает, что и на наших данных в рассматриваемые годы относительно наибольший вклад в зарплатное неравенство вносили тип поселения, отраслевая принадлежность и профессиональный статус. Как показано на рис. 2, их значения оставались в диапазоне примерно 8-14% общего индекса Тейла. При этом внутри данной тройки произошла смена относительного веса факторов: вклад профессионального статуса, достигавший 13,9% в 2016 г., снизился до 11,9% в 2024 г., тогда как отраслевая компонента после минимума 8,3% в 2021 г. также выросла до 11,9%. Одновременно вклад образования сократился с 9,1 до 6,4%, а гендерный немного увеличился с 6,1 до 7,7%, превысив показатель образовательного фактора в последней наблюдаемой волне. Возрастной фактор был практически стабилен, а различия по наличию государственного участия и формальности занятости к 2024 г. стали минимальны.

Таким образом, однофакторный анализ фиксирует устойчивую роль поселенческой, отраслевой и профессиональной дифференциации в формировании межгрупповой компоненты зарплатного неравенства. Каждый показатель отражает различия средних заработков между группами, выделенными по одному признаку, и потому потенциально частично включает и эффекты их пересечения, например концентрацию определённых профессий и отраслей в разных типах поселений. Следовательно, выявленная иерархия факторов показывает относительную значимость отдельных измерений неравенства, но не отвечает на вопрос о роли их комбинации, и для этого необходима вложенная декомпозиция по пересечениям признаков.

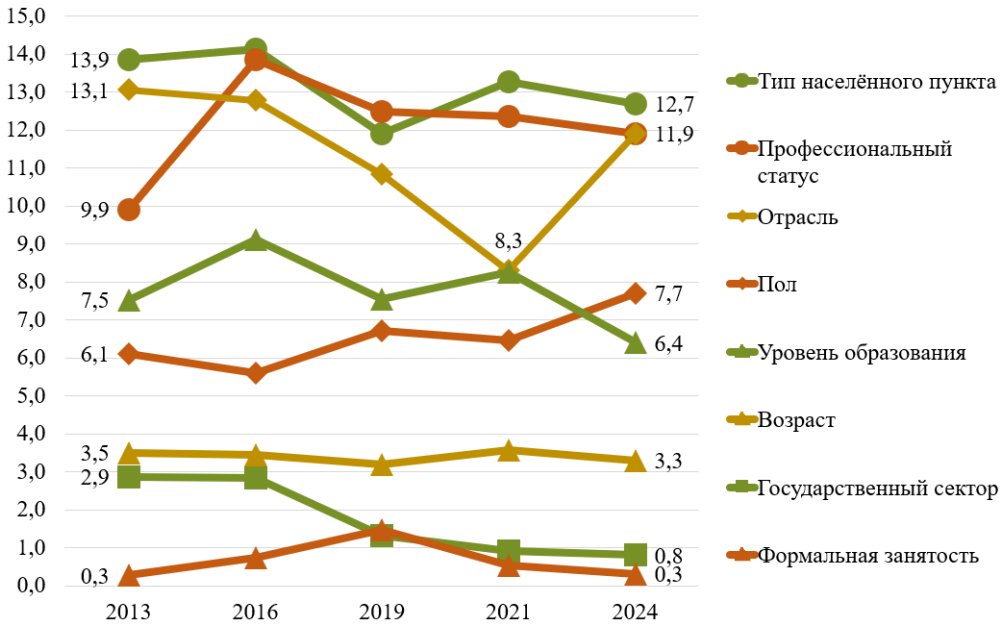


Рис. 2. Динамика вклада факторов в однофакторных декомпозициях индекса Тейла для неравенства в уровне оплаты труда (каждый из представленных вкладов признака *X* в однофакторных индексах определяется как $T_{\text{между}}(X)/T^{*}100\%$. Все эти показатели рассчитаны отдельно по рассматриваемым признакам, которые создают восемь отдельных пересекающихся разбиений одной выборки. Поэтому однофакторные доли характеризуют относительную значимость разных оснований разбиения, но не являются взаимоисключающими частями общего индекса, и их сумма закономерно не составляет 100%), РМЭЗ НИУ ВШЭ, 2013–2024 гг., %

Источник: расчеты автора по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ.

Результаты анализа попарного совокупного вклада рассматриваемых факторов в общее неравенство (с помощью вложенной декомпозиции Тейла) показали, что совокупное влияние профессионального статуса и отраслевой принадлежности в 2024 г. объясняло порядка 28,1% зарплатного неравенства, пересечение поселенческого и отраслевого признаков — 26,6%, поселенческого и профессионального — 24,6%. В целом, вложенная декомпозиция позволяет рассмотреть совокупное влияние и большего числа факторов, но на данных РМЭЗ НИУ ВШЭ этот анализ ограничен объёмом выборки, что не позволяет многократно «дробить» данные пересечением признаков[7]. Тем не менее осторожно предположим, что учёт большего числа признаков позволит лучше понять многомерную структуру зарплатного неравенства в России. Так, трехфакторная вложенная декомпозиция показала, что сочетание поселенческого, профессионального и отраслевого факторов[8] может объяснять около 45% зарплатного неравенства. При этом стоит уточнить, что полученные значения только иллюстрируют значимость вклада в зарплатное неравенство внутригрупповой компоненты, но не раскрывают её структуру, так как специфика массива не позволяет отделить предполагаемые межфирменные различия от ненаблюдаемых характеристик работников, особенностей рабочих мест, локальных рынков труда и неизбежных погрешностей измерения.

Несмотря на то, что получение более валидных показателей вклада композиции факторов требует проверки на выборках большего размера, чем у РМЭЗ НИУ ВШЭ, наши результаты подтверждают сложный и многомерный характер неравенства в оплате труда.

---

[7] Малая численность некоторых групп, возникающих при пересечении признаков, не препятствует процедуре разложения индекса Тейла для анализируемой выборки, но повышает неопределённость оценок групповых средних и рассчитанной на их основе межгрупповой компоненты. Поэтому её доля интерпретируется как описательная оценка для данной выборки и категорий внутри неё, без претензии на точную оценку для всех работников России.

[8] Порядок включения признаков не влияет на итоговую величину межгрупповой компоненты, так как она зависит только от характеристик итоговых подгрупп на пересечении рассматриваемых признаков.

Межрегиональные, межотраслевые и межпрофессиональные различия в средних заработках сохраняются и образуют устойчивый каркас стратификации рабочих мест. Тем не менее значительная часть разброса заработков сохраняется внутри даже наиболее детализированных групп, поэтому его нельзя сводить ни к территориальной, ни к отраслевой, ни к профессиональной структуре.

Выявленная структура неравенства указывает на дифференцированность не только текущих заработков, но и в целом жизненных возможностей различных групп работников. При устойчивой роли типа поселения, отрасли и профессии их человеческий капитал конвертируется в доход и устойчивую социальную позицию не автоматически, а через доступ к конкретным сегментам рынка труда и даже к отдельным типам рабочих мест. Поэтому выбор образовательной и профессиональной траектории для разных групп населения осуществляется в неодинаковом пространстве возможностей. Очевидно, жители одних территорий располагают более широким выбором профессий и работодателей, обеспечивающих предсказуемую отдачу от квалификации, тогда как для проживающих в других местах доступные варианты занятости изначально связаны с меньшими доходами и в значительной степени ограниченными перспективами накопления ресурсов. Значимая внутригрупповая компонента дополнительно показывает, что даже сходные территориально-отраслевые позиции не гарантируют равной результативности отдач от образования и квалификации, поскольку их определяют характеристики конкретных предприятий и возможности работников получить к ним доступ.

Заключение

Проведённый анализ позволяет уточнить структуру зарплатного неравенства в России на актуальных данных, отражающих его состояние к середине 2020-х гг., и соотнести полученные результаты с траекторией, зафиксированной в предшествующих исследованиях. Сопоставление взвешенных индексов Джини по регионам, отраслям и профессиям (0,14–0,20) с общим индексом Джини по индивидуальным заработкам (0,32) показывает, что кратные различия между средними заработками в отдельных территориальных, отраслевых и профессиональных группах не воспроизводят масштаб неравенства, наблюдаемого между отдельными работниками. Декомпозиция индекса Тейла согласуется с этим выводом, потому что даже совокупный вклад трёх ведущих структурных факторов (типа поселения, отраслевой принадлежности и профессионального статуса) в рассматриваемых данных не превышает половины общего зарплатного неравенства. Значительная часть дифференциации заработков сохраняется внутри детализированных социально-демографических и профессионально-территориальных групп.

Однофакторная декомпозиция воспроизводит иерархию источников неравенства, устойчиво фиксировавшуюся в российской литературе и раньше. Наибольший вклад вносит территориальный фактор, за ним следуют отраслевая принадлежность и профессиональный статус, тогда как переменные, непосредственно связанные с индивидуальными характеристиками работника (пол, образование, возраст) вносят заметно меньший вклад. Показательно, что эта иерархия прослеживается на всём протяжении 2013–2024 гг., и несмотря на колебания относительного веса отдельных факторов внутри тройки лидеров, сама тройка ни разу не уступает первенство переменным, связанным с человеческим капиталом. И несмотря на ограничения используемых данных, полученный результат согласуется с выводами более ранних работ о роли пространственных различий в оплате труда [*Малкина*, *Овчинников*, 2022].

Полученные результаты позволяют уточнить и причины замедления сокращения зарплатного неравенства, зафиксированного в предыдущих работах применительно к периоду после 2018–2019 гг. [*Лукьянова*, 2024]. Если раньше снижение неравенства

определялось прежде всего изменением рыночной отдачи от наблюдаемых характеристик, связанных с сокращением образовательной и региональной премий, то динамика вкладов одиночных факторов за 2013–2024 гг. показывает, что это снижение было неоднозначным: вклад образования в межгрупповую компоненту действительно снижался (с 9,1 до 6,4%), тогда как вклад типа поселения, отрасли и профессии оставался в относительно стабильном диапазоне, а вклад гендерного фактора, напротив, вырос и к концу периода превысил вклад образования. Это всё говорит о том, что замедление сокращения неравенства после 2018–2019 гг. сопровождалось разнонаправленной динамикой вклада всех рассматриваемых источников межгрупповой дифференциации. Все эти изменения межгрупповых и внутригрупповых компонент происходили на фоне повышения МРОТ и роста напряжённости на рынке труда, сопровождавшейся дефицитом работников в ряде отраслей. Эти процессы могли по-разному затрагивать разные части распределения, оплату в отдельных отраслях и различия внутри них, и определение причин выявленной динамики представляется отдельной исследовательской задачей.

В более длинной исторической ретроспективе, очерченной работами о постсоветской динамике зарплатного неравенства [*Вишневская и др.*, 2021], нынешнее состояние можно охарактеризовать как результат длительного снижения общего неравенства при сохранении заметных структурных различий, сложившихся ещё в 1990-е — начале 2000-х гг. Индекс Джини для заработков сократился с пикового значения выше 0,5 в начале 2000-х гг. до 0,30–0,32 к середине 2020-х. Сохранение иерархии ведущих межгрупповых детерминант неравенства в 2020–2024 гг. совместимо с гипотезой о действии привычных для российского рынка труда адаптационных механизмов (сокращение зарплат и количества рабочего времени вместо увольнений) и в условиях новых макроэкономических вызовов. Однако установление конкретных каналов такой адаптации, в частности роли различий между предприятиями, изменений в оплате внутри групп занятых и специфики распределения их особенностей по определённым типам предприятий, требует данных, позволяющих непосредственно связать характеристики работников с характеристиками работодателей при наличии более полной, чем в данном анализе, информации о структурных факторах.

В практической плоскости наши результаты свидетельствуют, что, вероятно, одних только универсальных инструментов социальной политики по регулированию зарплатного неравенства (повышение МРОТ, стимулирование доступности образования и др.) становится сейчас уже недостаточно. Значительный резерв снижения неравенства сосредоточен во внутригрупповой компоненте, содержательно связанной с механизмами формирования оплаты труда на уровне предприятий и локальных рынков труда. Соответственно, без перехода к данным, связывающим работника и предприятие, значительная часть механизма формирования зарплатного неравенства в России останется статистически неразличимой, сколь бы детальной ни была декомпозиция по структурным факторам и наблюдаемым характеристикам работников.

ПРИЛОЖЕНИЯ

Приложение 1

1. Расчёт индекса Тейла

Для каждой волны по работникам с положительной заработной платой y_i рассчитывался невзвешенный индекс Тейла первого порядка:

$$T = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\frac{y_i}{\mu}\ln\left(\frac{y_i}{\mu}\right),$$

где n — число включённых работников, μ — их средняя заработная плата. Как и другие меры семейства обобщённой энтропии, индекс Тейла первого порядка допускает точное разложение неравенства по группам, а в отличие от $T(0)$, внутригрупповые компоненты в этом разложении взвешиваются долями групп в общей сумме заработков, и показатель относительно более чувствителен к различиям в верхней части распределения [*Theil*, 1967].

2. Разложение по одному признаку

Пусть признак X разбивает работников на непересекающиеся группы $g = 1, \ldots, G$, N_g и μ_g – численность и средняя зарплата группы g. Обозначим долю группы в общей сумме заработков как $s_g = \frac{N_g \mu_g}{N\mu}$ и внутригрупповой индекс Тейла как T_g. Тогда точное аддитивное разложение имеет вид:

$$T = \underbrace{\sum_{g=1}^{G} s_g\, T_g}_{T_{\text{внутри}}(X)} + \underbrace{\sum_{g=1}^{G} s_g \ln\left(\frac{\mu_g}{\mu}\right)}_{T_{\text{между}}(X)},$$

где первое слагаемое отражает неравенство внутри групп признака X, а второе — различия средних заработков между этими группами [*Theil*, 1967; *Shorrocks*, 1984].

3. Вложенная декомпозиция

Для оценки совместного вклада нескольких признаков строится разбиение работников по пересечению их категорий (например, пол × возраст × тип поселения). Обозначим такие образованные пересечениями признаков группы $h = 1, \ldots, H$, и для них используется формула разложения из п. 2 в виде:

$$T = \sum_{h=1}^{H} s_h\, T_h + \sum_{h=1}^{H} s_h \ln\left(\frac{\mu_h}{\mu}\right).$$

Приложение 2

Описание используемых в анализе выборок и переменных

Эмпирической основой анализа послужили данные репрезентативной части индивидуального опроса РМЭЗ НИУ ВШЭ за 2013, 2016, 2019, 2021 и 2024 гг. (соответственно, 22-й, 25-й, 28-й, 30-й и 33-й волн), которые были выбраны в качестве контрольных точек, исключая острые фазы различных социально-экономических кризисов того периода (2014–2015 гг., 2020 г., 2022 г.). В каждом году анализ ограничивался лицами в возрасте 18 лет

и старше, имевшими основную работу и предоставившими допустимый ответ на вопрос о среднемесячной оплате труда на ней в оценке за последние 12 месяцев. Численность работающих респондентов до ограничения по наличию ответа о зарплате, численность ответивших, характеристики распределения зарплат и состав полученных подвыборок приведены в таблице П2. Все представленные оценки являются невзвешенными (индивидуальные постстратификационные веса обследования в расчётах не применялись и авторские веса не конструировались). Отсутствующий ответ о заработной плате исключал наблюдение из анализа её распределения, выбросы специально не обрабатывались. При разложении индекса Тейла по отдельному признаку использовались наблюдения с допустимыми значениями зарплаты и соответствующего признака; при анализе пересечений — с допустимыми значениями всех признаков рассматриваемого пересечения, поэтому численность наблюдений, использованных для конкретного разложения, может быть меньше приведённого в таблице П2 числа ответивших о зарплате. Таким образом, результаты относятся к сформированным аналитическим подвыборкам работников, сообщивших заработную плату, что ограничивает возможность переноса полученных оценок на всех работников. Кроме того, различия между группами зависят от принятой детализации отраслевой и профессиональной классификаций, так как в их совместных пересечениях встречаются малочисленные группы, что влияет на устойчивость внутригрупповых средних показателей. В связи с этим межгрупповые компоненты интерпретируются как описательные характеристики наблюдаемого распределения, а не как причинные эффекты соответствующих признаков.

Таблица П2

Описание используемых переменных для каждой волны[9], РМЭЗ НИУ ВШЭ

Показатели	Номер волны (год)				
	22-я (2013)	**25-я (2016)**	**28-я (2019)**	**30-я (2021)**	**33-я (2024)**
Размер подвыборки работающих от 18 лет и старше, *N*	7290	5350	5105	5051	5380
Среднемесячная заработная плата за последние 12 месяцев по основному месту работы (*j13.2)					
Ответившие на вопрос о среднемесячной оплате труда, *N*	5996	4420	4357	4268	4389
Средняя, руб.	20064,4	24223,2	29179,6	32915,7	48057,2
Медиана, руб.	16000,0	20000,0	25000,0	28000,0	40000,0
Минимум, руб.	50,0	50,0	57,0	112,0	2900,0
Максимум, руб.	300000,0	240000,0	200000,0	250000,0	350000,0
Пол (*h5), %					
Мужской	54,2	53,9	53,5	53,1	54,3
Женский	45,8	46,1	46,5	46,9	45,7
Возраст (*_age), %					
Младше 25 лет	7,8	6,6	5,1	5,6	5,4
25-34 года	24,9	25,5	23,2	20,3	17,0

[9] В скобках приведены наименования используемых переменных. Каждая волна опросов РМЭЗ НИУ ВШЭ имеет своё обозначение латинскими буквами, а каждая переменная в массиве – соответствующий буквенный префикс, т.е. вместо указанного в таблице символа «*» в 22 волне должен быть символ «r», в 25 волне – «u», в 28 волне – «x», в 30 волне – «z», в 33 волне – «cc».

Продолжение табл. П2

Показатели	Номер волны (год)				
	22-я (2013)	**25-я (2016)**	**28-я (2019)**	**30-я (2021)**	**33-я (2024)**
35-44 года	24,9	25,4	27,2	27,9	29,4
45-54 года	23,8	22,6	23,9	25,4	26,6
55-64 года	15,4	17,0	16,5	17,0	16,7
65 лет и старше	3,2	3,0	4,0	3,9	4,9
Тип поселения (status, region), %					
Москва	7,9	7,4	7,8	7,9	8,7
Центры субъектов	35,5	36,1	36,0	36,9	36,9
Остальные города	28,0	28,9	28,9	28,2	27,2
Сёла и ПГТ	28,7	27,6	27,4	27,0	27,2
Уровень образования (*_diplom), %					
Нет профессионального образования	40,4	37,1	36,7	35,9	35,3
Среднее специальное	27,3	27,1	27,4	27,5	28,5
Высшее законченное	32,1	35,6	35,9	36,4	35,8
Отрасль (*j4.1), %					
Лёгкая, пищевая промышленность	5,7	6,4	6,1	5,2	5,7
Гражданское машиностроение	2,4	2,7	2,2	2,2	2,2
Военно-промышленный комплекс	2,3	2,9	2,4	2,6	3,4
Нефтегазовая промышленность	3,0	3,1	3,0	2,2	1,6
Другая отрасль тяжёлой промышленности	3,6	3,1	3,8	3,7	3,8
Строительство	7,2	6,9	6,1	6,1	5,4
Транспорт, связь	9,0	8,7	9,0	8,7	8,8
Сельское хозяйство	4,7	3,6	3,4	3,1	3,3
Органы управления	3,3	2,5	2,7	2,9	2,7
Образование	10,9	11,1	11,5	11,5	10,8
Наука, культура	3,6	3,3	3,1	2,9	2,7
Здравоохранение	8,7	8,6	8,0	8,3	9,6
Армия, МВД, органы безопасности	5,2	5,3	5,3	5,6	4,8
Торговля, бытовое обслуживание	16,9	18,7	19,2	20,6	20,4
Финансы	2,3	2,7	2,8	2,3	2,0
Энергетическая промышленность	2,3	1,9	2,1	1,9	2,1
Жилищно-коммунальное хозяйство	4,0	3,7	4,1	4,6	4,5
Операции с недвижимостью	0,4	0,4	0,6	0,5	0,4
Социальное обслуживание	0,8	0,6	0,6	0,8	0,9
Юриспруденция	0,3	0,5	0,5	0,3	0,3

Окончание табл. П2

Показатели	Номер волны (год)				
	22-я (2013)	**25-я (2016)**	**28-я (2019)**	**30-я (2021)**	**33-я (2024)**
Химическая промышленность	0,3	0,4	0,3	0,3	0,5
Деревообрабатывающая промышленность, лесное хозяйство	0,2	0,5	0,3	0,3	0,6
Спорт, туризм, развлечения	0,3	0,4	0,6	0,5	0,6
Услуги населению	0,9	0,4	0,5	0,6	0,3
IT, информационные технологии	0,3	0,4	0,5	0,6	1,5
СМИ, издательство, печать, телекоммуникации	0,0	0,5	0,5	0,4	0,3
Реклама, маркетинг	0,0	0,3	0,3	0,3	0,1
Прочие	0,3	0,2	0,3	0,3	0,3
Профессиональный статус (*_occup08), %					
руководители высш. и сред. звена	5,5	5,8	5,7	6,0	5,0
специалисты высшего уровня квалификации	19,8	19,8	19,0	18,7	19,6
специалисты среднего уровня квалификации; чиновники	17,2	19,7	20,3	20,8	21,0
служащие офисные и по обслуживанию клиентов	5,0	5,9	5,6	5,9	6,0
работники сферы торговли и услуг	18,7	16,0	16,8	16,1	17,1
квалифицированные рабочие, занятые ручным трудом	12,4	12,6	12,5	12,5	11,7
квалифицированные рабочие, использующие машины и механизмы	14,0	12,6	12,5	12,2	11,5
неквалифицированные рабочие всех отраслей	7,4	7,4	7,3	7,6	7,9
Официальное оформление (*j11.1), %					
Нет	6,3	7,6	7,7	7,0	6,0
Да	93,7	92,4	92,3	93,0	94,0
Есть государственное участие (*j23), %					
Нет	53,2	54,4	56,7	56,2	56,8
Да	46,8	45,6	43,3	43,8	43,2

ЛИТЕРАТУРА

Вишневская Н.Т., Зудина А.А., Капелюшников Р.И., Лукьянова А.Л., Ощепков А.Ю., Шарунина А.В. (2021). *Неравенство в оплате труда: динамика, основные факторы, региональные различия, влияние институтов рынка труда.* — М.: НИУ ВШЭ. DOI: 10.17323/978-5-7598-2632-3

Гагарина Г.Ю., Болотов Р.О. (2021). Оценка межрегионального неравенства в Российской Федерации и его декомпозиция с применением индекса Тейла // *Федерализм.* Т. 26. № 4. С. 20–34. DOI: 10.21686/2073-1051-2021-4-20-34.

Гвоздева М.А., Баринова В.А. (2024). Дифференциация заработной платы, обусловленная неравенством возможностей, в российских регионах // *Государственное управление.* Электронный вестник. № 102. С. 192–206. DOI: 10.55959/MSU2070-1381-102-2024-192-206.

Капелюшников Р.И. (2001). Российский рынок труда: адаптация без реструктуризации // *Экономическая социология.* Т. 2. № 2. С. 5–22.

Лукьянова А.Л. (2024). Снижение неравенства в оплате труда в России: динамика и ключевые факторы (2005–2023 гг.) // *Журнал Новой экономической ассоциации.* № 4. С. 267–275. DOI: 10.31737/22212264_2024_4_267-275.

Малкина М.Ю., Овчинников В.Н. (2022). Роль факторов обстоятельств в дифференциации оплаты труда россиян // *Journal of Institutional Studies (Журнал институциональных исследований)*. Т. 14. № 2. С. 81–95. DOI: 10.17835/2076-6297.2022.14.2.081-095.

Овчарова Л.Н., Попова Д.О., Рудберг А.М. (2016). Декомпозиция факторов неравенства доходов в современной России // *Журнал Новой экономической ассоциации.* № 3. С. 170–186. DOI: 10.31737/2221-2264-2016-31-3-8.

Овчинников В.Н., Малкина М.Ю. (2019). Детерминанты неравенства в оплате труда в современной России // *Terra Economicus.* Т. 17. № 3. С. 30–47. DOI: 10.23683/2073-6606-2019-17-3-30-47.

Arranz J.M., Fernández-Macías E., García-Serrano C. (2021). Wage differentials and segmentation: The impact of institutions and changing economic conditions // *European Journal of Industrial Relations.* Vol. 27. No. 2. Pp. 203–227. DOI: 10.1177/0959680120959008.

Bonhomme S., Lamadon T., Manresa E. (2026). A Users' Guide to Uncovering Worker and Firm Effects: The ABC of AKM // *Journal of Economic Perspectives.* Vol. 40. No. 2. Pp. 195–214. DOI: 10.1257/jep.20231372.

Bosch G. (2009). Low-wage work in five European countries and the United States // *International Labor Review.* Vol. 148. No. 4. Pp. 337–356. DOI: 10.1111/j.1564-913X.2009.00067.x.

Calvo P., López-Calva L. F., Posadas J. (2015). A decade of declining earnings inequality in the Russian Federation // *World Bank Policy Research*. Working Paper No. 7392. DOI: 10.1596/1813-9450-7392.

Card D., Heining J., Kline P. (2013). Workplace heterogeneity and the rise of West German wage inequality // *The Quarterly Journal of Economics.* Vol. 128. No. 3. Pp. 967–1015. DOI: 10.1093/qje/qjt006.

Cowell F. (2011). *Measuring Inequality.* — Oxford: Oxford University Press.

DiNardo J., Fortin N., Lemieux T. (1996). Labor market institutions and the distribution of wages, 1973–1992: A semiparametric approach // *Econometrica.* Vol. 64. No. 5. Pp. 1001–1044. DOI: 10.2307/2171954.

Dosi G., Freeman R. B., Pereira M. C., Roventini A., Virgillito M. E. (2021). The impact of deunionization on the growth and dispersion of productivity and pay // *Industrial and Corporate Change.* Vol. 30. No. 2. Pp. 377–408. DOI: 10.1093/icc/dtaa025.

Gimpelson V., Kapeliushnikov R. (2011). Labor market adjustment: is Russia different?// *IZA Discussion Papers.* No. 5588.

Jaumotte F., Osorio Buitron C. (2015). *Inequality and labor market institutions.* — Washington, DC: International Monetary Fund. DOI: 10.5089/9781513577258.006.

Lemieux T. (2006). Increasing residual wage inequality: composition effects, noisy data, or rising demand for skill? // *American Economic Review.* Vol. 96. No. 3. Pp. 461–498. DOI: 10.1257/aer.96.3.461.

Malkina M. (2019). Spatial wage inequality and its sectoral determinants: the case of modern Russia // *Oeconomia Copernicana.* Vol. 10. No. 1. Pp. 69–87. DOI: 10.24136/oc.2019.004.

Mincer J. (1958). Investment in human capital and personal income distribution // *Journal of political economy.* Т. 66. №. 4. С. 281–302. DOI: 10.1086/258055.

Shorrocks A.F. (1984). Inequality Decomposition by Population Subgroups // *Econometrica.* Vol. 52. No. 6. Pp. 1369–1386. DOI: 10.2307/1913511.

Theil H. (1967). *Economics and Information Theory.* — Amsterdam: North-Holland.

Thewissen S., van Vliet O., Wang C. (2018). Taking the sector seriously: data, developments, and drivers of intrasectoral earnings inequality // *Social Indicators Research.* Vol. 138. No. 3. Pp. 1023–1048. DOI: 10.1007/s11205-017-1677-2.

Trapeznikova I. (2019). Measuring income inequality // *IZA World of Labor.* No. 462. DOI: 10.15185/izawol.462.

REFERENCES

Arranz J.M., Fernández-Macías E., García-Serrano C. (2021). Wage Differentials and Segmentation: The Impact of Institutions and Changing Economic Conditions // *European Journal of Industrial Relations*. Vol. 27. No. 2. Pp. 203–227. DOI: 10.1177/0959680120959008.

Bonhomme S., Lamadon T., Manresa E. (2026). A Users' Guide to Uncovering Worker and Firm Effects: The ABC of AKM // *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 40. No. 2. Pp. 195–214. DOI: 10.1257/jep.20231372.

Bosch G. (2009). Low-Wage Work in Five European Countries and the United States // *International Labor Review.* Vol. 148. No. 4. Pp. 337–356. DOI: 10.1111/j.1564-913X.2009.00067.x.

Calvo P., López-Calva L.F., Posadas J. (2015). A Decade of Declining Earnings Inequality in the Russian Federation // *World Bank Policy Research*. Working Paper No. 7392. DOI: 10.1596/1813-9450-7392.

Card D., Heining J., Kline P. (2013). Workplace Heterogeneity and the Rise of West German Wage Inequality // *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 128. No. 3. Pp. 967–1015. DOI: 10.1093/qje/qjt006.

Cowell F. (2011). *Measuring Inequality*. — Oxford: Oxford University Press.

DiNardo J., Fortin N., Lemieux T. (1996). Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973–1992: A Semiparametric Approach // *Econometrica*. Vol. 64. No. 5. Pp. 1001–1044. DOI: 10.2307/2171954.

Dosi G., Freeman R.B., Pereira M.C., Roventini A., Virgillito M.E. (2021). The Impact of Deunionization on the Growth and Dispersion of Productivity and Pay // *Industrial and Corporate Change.* Vol. 30. No. 2. Pp. 377–408. DOI: 10.1093/icc/dtaa025.

Gagarina G.Yu., Bolotov R.O. (2021). Valuation of inequality in the Russian Federation and its decomposition using the Theil index // *Federalism.* Vol. 26. No. 4. Pp. 20–34. DOI: 10.21686/2073-1051-2021-4-20-34 (In Russ.).

Gimpelson V., Kapeliushnikov R. (2011). Labor Market Adjustment: Is Russia Different? // *IZA Discussion Papers No. 5588*.

Gvozdeva M.A., Barinova V.A. (2024). Differentiation of salaries due to inequality of opportunities in Russian regions. // *Public Administration. E-journal*. No. 102. Pp. 192–206. DOI: 10.55959/MSU2070-1381-102-2024-192-206 (In Russ.).

Jaumotte F., Osorio Buitron C. (2015). *Inequality and Labor Market Institutions*. — Washington, DC: International Monetary Fund. DOI: 10.5089/9781513577258.006.

Kapeliushnikov R.I. (2001). The Russian Labor Market: Adjustment without Restructuring. // *Journal of Economic Sociology.* Vol. 2. No. 2. Pp. 5–22. (In Russ.).

Lemieux T. (2006). Increasing Residual Wage Inequality: Composition Effects, Noisy Data, or Rising Demand for Skill? // *American Economic Review.* Vol. 96. No. 3. Pp. 461–498. DOI: 10.1257/aer.96.3.461.

Lukyanova A.L. (2024). Decreasing earnings inequality in Russia: Trends and drivers from 2005 to 2023 // *Journal of the New Economic Association*. No. 4. Pp. 267–275. DOI: 10.31737/22212264_2024_4_267-275 (In Russ.).

Malkina M.Yu. (2019). Spatial Wage Inequality and Its Sectoral Determinants: The Case of Modern Russia // *Oeconomia Copernicana*. Vol. 10. No. 1. Pp. 69–87. DOI: 10.24136/oc.2019.004.

Malkina M. Yu., Ovchinnikov V.N. (2022). The Role of Circumstances in The Differentiation of Russian Wages // *Journal of Institutional Studies*. Vol. 14. No. 2. Pp. 81–95. DOI: 10.17835/2076-6297.2022.14.2.081-095. (In Russ.).

Mincer J. (1958). Investment in human capital and personal income distribution // *Journal of Political Economy.* Vol. 66. No. 4. Pp. 281–302. DOI: 10.1086/258055.

Ovcharova L.N., Popova D.O., Rudberg A.M. (2016). Decomposition of income inequality in contemporary Russia // *Journal of the New Economic Association*. No. 3. Pp. 170–186. DOI: 10.31737/2221-2264-2016-31-3-8. (In Russ.).

Ovchinnikov V.N., Malkina M.Yu. (2019). Determinants of wage inequality in modern Russia // *Terra Economicus.* Vol. 17. No. 3. Pp. 30–47. DOI: 10.23683/2073-6606-2019-17-3-30-47. (In Russ.).

Shorrocks A.F. (1984). Inequality Decomposition by Population Subgroups // *Econometrica.* Vol. 52. No. 6. Pp. 1369–1386. DOI: 10.2307/1913511.

Theil H. (1967). *Economics and Information Theory.* — Amsterdam: North-Holland.

Thewissen S., van Vliet O., Wang C. (2018). Taking the Sector Seriously: Data, Developments, and Drivers of Intrasectoral Earnings Inequality // *Social Indicators Research.* Vol. 138. No. 3. Pp. 1023–1048. DOI: 10.1007/s11205-017-1677-2.

Trapeznikova I. (2019). Measuring Income Inequality // *IZA World of Labor.* No. 462. DOI: 10.15185/izawol.462.

Vishnevskaya N.T., Zudina A.A., Kapelyushnikov R.I., Lukyanova A.L., Oshchepkov A.Yu., Sharunina A.V. (2021). *Wage inequality: dynamics, main factors, regional differences, and the impact of labor market institutions*. — Moscow: HSE University. DOI: 10.17323/978-5-7598-2632-3. (In Russ.).

Каравай Анастасия Вадимовна
ORCID 0000-0003-3122-4819
karavayav@yandex.ru

Anastasia Karavay
Candidate of Sociology, Senior Researcher, Institute for Social Policy HSE University (Moscow)
ORCID 0000-0003-3122-4819
karavayav@yandex.ru

BETWEEN-GROUP AND WITHIN-GROUP COMPONENTS OF WAGE INEQUALITY IN RUSSIA: AN EMPIRICAL ANALYSIS[10]

Abstract. This paper analyzes the structure of wage inequality in Russia through the relationship between its between-group and within-group components. Aggregate measures of pay differentiation do not reveal what share of inequality stems from observable differences across socio-demographic, occupational, sectoral, and territorial groups of workers, and what share persists within these groups. Education and work experience likewise account for only part of the differences in earnings among workers. The remaining within-group differentiation may reflect both unobserved individual heterogeneity and the specificity of particular jobs, firms, and local labor markets. The main analytical tool employed is Theil index decomposition, which has the property of additive decomposability into between-group and within-group components. The empirical analysis draws on data from the Federal State Statistics Service (Rosstat) and several waves of the Russia Longitudinal Monitoring Survey–HSE (RLMS-HSE). Eight factors associated with wage inequality were examined. A nested decomposition was also performed for combinations of these factors. The results show that, across the periods studied, differences in average wages between settlement types, industries, and occupational groups consistently form the main structure of between-group inequality, while the contributions of the other factors in 2024 were considerably smaller or even minimal. Nevertheless, in our data, these three leading factors jointly account for only about half of overall wage inequality. A substantial share therefore remains within relatively detailed groups of workers and cannot be attributed solely to differences between regions, industries, and occupations.

Keywords: *wage inequality, labor market, Theil index, inequality structure, inequality decomposition, residual inequality.*
JEL: D31, J21, J31, J24, J41.

[10] This work/article is an output of a research project (HSE-BR-2025-012) implemented as part of the Basic Research Program at HSE University.