https://doi.org/10.31279/REFP-2026-4-329 Исследовательская статья

Влияние отдельных элементов транспортного налога на неравенство доходов населения в регионах Северо-Западного федерального округа: проверка гипотез перераспределительного эффекта

Гончарук Данила Сергеевич
Вологодский научный центр РАН, Вологда, Россия
SPIN-код: 4602-1126
danila_gon4aruk@mail.ru

Печенская-Полищук Мария Александровна
Вологодский научный центр РАН, Вологда, Россия
SPIN-код: 9365-2320
marileen@bk.ru

ДЛЯ ЦИТИРОВАНИЯ:
Гончарук Д.С., Печенская-Полищук М.А. Влияние отдельных элементов транспортного налога на неравенство доходов населения в регионах Северо-Западного федерального округа: проверка гипотез перераспределительного эффекта. *Исследование проблем экономики и финансов*. 2026;4:329. https://doi.org/10.31279/REFP-2026-4-329

КОНФЛИКТ ИНТЕРЕСОВ:
авторы декларируют отсутствие явных и потенциальных конфликтов интересов, связанных с публикацией настоящей статьи.

БЛАГОДАРНОСТИ/ФИНАНСИРОВАНИЕ
Статья подготовлена в соответствии с государственным заданием для ФГБУН ВолНЦ РАН по теме НИР № FMGZ-2025-0011 «Обеспечение устойчивости экономики регионов в контексте укрепления технологического суверенитета и национальной безопасности».

ПОСТУПИЛА: 14.07.2026
ДОРАБОТАНА: 01.09.2026
ПРИНЯТА: 28.09.2026
ОПУБЛИКОВАНА ОНЛАЙН: 11.11.2026

COPYRIGHT: © 2026 Гончарук Д.С., Печенская-Полищук М.А.

АННОТАЦИЯ

В статье рассматривается потенциал транспортного налога физических лиц как инструмента снижения бедности и неравенства доходов населения в регионах Северо-Западного федерального (СЗФО) округа России. Цель статьи – оценить влияние налоговых льгот и прогрессивности ставок транспортного налога на уровень бедности и индекс Джини в регионах СЗФО. Методологическую базу исследования составляют концепция справедливости налогообложения, эконометрический аппарат анализа панельных данных. Информационную базу исследования составили данные формы статистической отчетности 5-ТН ФНС России, региональные законодательные акты о транспортном налоге и данные Росстата за 2014–2024 гг. Развивая исследования социальной роли налогообложения, выполненная работа вносит вклад как в теорию налоговой политики в части расширения представлений о каналах перераспределения относительно транспортного налога, так и в эмпирические исследования неравенства и бедности в северо-западных регионах России. В ходе исследования на основе панельных данных по 11 регионам построены регрессионные модели со случайными и фиксированными эффектами, проверено четыре гипотезы о связи налоговых льгот и прогрессивности ставок с уровнем бедности и индексом Джини. Авторами установлено, что расширение охвата льготами и средний размер льготы не оказывают ожидаемого снижающего эффекта на бедность и неравенство, тогда как рост прогрессивности шкалы ставок значимо связан со снижением дифференциации доходов. Сделан вывод о том, что льготный механизм транспортного налога в его текущем виде выполняет преимущественно компенсаторную, а не адресную перераспределительную функцию, тогда как ставочная прогрессия обладает более выраженным потенциалом сглаживания неравенства.

КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА: транспортный налог, налоговые льготы, налоговые ставки, уровень бедности, неравенство доходов населения

REFP

https://doi.org/10.31279/REFP-2026-4-329 Research article

The impact of individual elements of the transport tax on income inequality in the regions of the Northwestern Federal District: Testing hypotheses of the redistributive effect

Danila S. Goncharuk
Vologda Research Center of the Russian Academy of Sciences, Vologda, Russia
danila_gon4aruk@mail.ru

Maria A. Pechenskaya-Polishchuk
Vologda Research Center of the Russian Academy of Sciences, Vologda, Russia
marileen@bk.ru

TO CITE:
Goncharuk D.S., Pechenskaya-Polishchuk M.A. The impact of individual elements of the transport tax on income inequality in the regions of the Northwestern Federal District: Testing hypotheses of the redistributive effect. *Research in Economic and Financial Problems*. 2026;4:329. (In Russ.) https://doi.org/10.31279/REFP-2026-4-329

DECLARATION OF COMPETING INTEREST: none declared.

ACKNOWLEDGEMENTS/FUNDING
The article was prepared in accordance with the state assignment for the Federal State Budgetary Institution of Science Vologda Scientific Center of the Russian Academy of Sciences under the research project No. FMGZ-2025-0011 "Ensuring the Sustainability of Regional Economies in the Context of Strengthening Technological Sovereignty and National Security."

RECEIVED: 14.07.2026
REVISED: 01.09.2026
ACCEPTED: 28.09.2026
PUBLISHED ONLINE: 11.11.2026

COPYRIGHT: © 2026 Goncharuk D.S., Pechenskaya-Polishchuk M.A.

ABSTRACT

This article examines the potential of the personal transport tax as an instrument for reducing poverty and income inequality in the regions of the Northwestern Federal District of Russian Federation. The aim of the study is to assess the impact of tax benefits and the progressivity of transport tax rates on the poverty level and the Gini index across the regions of the Northwestern Federal District. The methodological basis of the study comprises the concept of tax fairness and econometric methods for panel data analysis. The study draws on data from Form 5-TN of the statistical reporting of the Federal Tax Service of Russia, regional legislative acts on the transport tax, and Rosstat data for the period 2014–2024. By extending research on the social role of taxation, this study contributes both to the theory of tax policy, by broadening the understanding of redistributive channels associated with the transport tax, and to the empirical literature on inequality and poverty in the northwestern regions of Russia. Using panel data for 11 regions, random-effects and fixed-effects regression models were constructed, and four hypotheses concerning the relationship between tax benefits and rate progressivity, on the one hand, and poverty levels and the Gini index, on the other, were tested. The authors find that a broader coverage of tax benefits and a higher average benefit amount do not produce the expected poverty- and inequality-reducing effect, whereas an increase in the progressivity of the rate schedule is significantly associated with a reduction in income differentiation. It is concluded that, in its current form, the transport tax benefit mechanism performs primarily a compensatory rather than a targeted redistributive function, whereas rate progressivity exhibits a more pronounced potential for smoothing income inequality.

KEYWORDS: transport tax, tax incentives, tax rates, poverty level, income inequality

ВВЕДЕНИЕ

В настоящее время ключевые цели налоговой политики направлены на три аспекта – на усиление стимулирующей функции налоговой системы, на улучшение качества администрирования и на повышение справедливости налогообложения [1]. С исследовательской точки зрения особый интерес вызывает повышение справедливости налогообложения. Вызвано это тем, что в сравнении со стимулирующей функцией налоговой системы или ее эффективностью данный вопрос содержит множество дискуссионных моментов. Например, вопрос справедливости обложения упирается в субъективные представления исследователей и самих плательщиков о самой сущности справедливости. Так, богатый и бедный поймут справедливость совершенно по-разному, а четкие критерии или «эталон справедливости» сложно выделить [1]. Более того, определение справедливости связано и с историческим этапом развития общества [2]. На сегодняшний день доминирующим мнением является такое, которое связывает справедливость налогообложения с выравниванием доходов граждан. Данную позицию поддерживает множество как отечественных [3, 4], так и зарубежных [5, 6] ученых.

Обратим внимание, что неравенство доходов населения является не менее дискутируемой в литературе темой. Так, Р. И. Капелюшников отмечал, что неравенство является неотъемлемой чертой российской действительности, детерминируемой в том числе ее географическим масштабом [7]. Н. М. Римашевская, Э. Аткинсон и многие другие связывают высокий уровень неравенства с недостаточностью перераспределительного эффекта со стороны государства и хозяйствующих субъектов [8, 9]. Находят популярность работы, в которых проводится анализ коэффициентов дифференциации в России и на отдельных ее территориях. К примеру, Г. В. Белехова ставит акцент на регионах Северо-Запада и приходит к выводу о высоких уровнях дифференциации в них [10].

В многочисленных исследованиях, посвященных справедливости налогообложения, основной фокус ставится на НДФЛ (налог на доходы физических лиц). Так, затрагивается эффективность перераспределения через каналы налоговых ставок [11], различных видов вычетов [12] на современном этапе развития, а также в исторической ретроспективе [13]. С другой стороны, существует ряд работ, в которых фокус смещается на налоги на имущество. Например, анализируется соотношение между расходами бюджетов на налоговые льготы и поступлениями от владельцев объектов роскоши по транспортному налогу [14]. Однако потенциал имущественных налогов в части их социальной роли, по мнению множества исследователей, все еще остается не до конца реализован [4, 15]. Несмотря на это, значение индекса Джини и уровня бедности в российских регионах, в частности северо-западных, остается высоким относительно других территорий страны [16].

В рамках настоящего исследования мы делаем акцент на транспортном налоге физических лиц, находящемся в управлении региональных органов власти и являющемся единственным фискальным инструментом, с помощью которого непосредственно власти субъектов страны могут влиять на эффективность и справедливость налогообложения. Одной из ключевых мер воздействия властей этого уровня на население в аспекте перераспределения доходов является предоставление налоговых льгот – регион самостоятельно определяет получателей и размеры преференций. В общегосударственной рамке таким образом реализуется программа финансовой поддержки доходов наиболее уязвимых граждан в рамках налоговой политики Минфина на текущий год, что встречается и в зарубежных налоговых системах [17, 18]. Помимо льгот власти регионов устанавливают налоговые ставки к транспорту различной мощности [19], позволяющей косвенно говорить о доходе плательщика исходя как из стоимости автомобиля, так и осуществления затрат на повышенный расход топлива [20]. Следовательно, у властей региона существует несколько каналов регулирования налоговой нагрузки на владельцев транспорта [14].

В существующей научной литературе эффекты перераспределения налогов, за исключением НДФЛ и нескольких других крупных фискальных инструментов, остаются в большинстве случаев вне исследовательской рамки. В частности, транспортный налог физических лиц, отличающийся мезоуровневым характером регулирования, в данной плоскости не рассматривается, что поднимает вопрос не только о характере названных эффектов перераспределения, но и их наличии так таковых. В то же время проецирование результатов, полученных зарубежными учеными, на отечественные реалии осложняется существенными различиями конфигураций налога на транспорт. Таким образом, целью настоящей работы выступает проверка перераспределительных эффектов в обложении транспорта физических лиц.

Поскольку в сегодняшнем виде налог обладает двумя каналами перераспределения – ставками и льготами, – мы сосредоточились исключительно на этих аспектах.

[1] Основные направления бюджетной, налоговой и таможенно-тарифной политики на 2026 год и на плановый период 2027 и 2028 годов». URL: https://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_515953/a02abf7a7d25639fe4d62b22374ae7acbd947967/

При этом, учитывая то, что фактическое перераспределение доходов измерить крайне сложно, мы делаем акцент на двух его производных – на сглаживании связанных между собой явлений неравенства и бедности [21]. Так, индекс Джини позволяет говорить о том, насколько равномерно распределены доходы между гражданами, а уровень бедности отражает ту часть населения, которой перераспределение необходимо с точки зрения реализации социальной функции государства.

Для достижения цели работы было поставлено четыре гипотезы. Первые две отталкиваются от предположения об использовании льготного механизма как инструмента снижения уровня бедности посредством сокращения налоговой нагрузки на уязвимых граждан. Третья гипотеза проверяет качество перераспределительного эффекта через призму интенсивности поддержки. На наш взгляд, простое увеличение числа получателей льгот не гарантирует снижения неравенства, если предоставляемые суммы незначительны. В то же время значительный средний размер льготы указывает на то, что государство предоставляет существенную финансовую помощь, способную реально повысить располагаемый доход получателей. Учитывая, что многие льготы носят категориальный характер [22], именно объем средней поддержки становится ключевым фактором, определяющим, насколько успешно налоговая система компенсирует диспропорции в доходах различных социальных групп. При постановке четвертой гипотезы мы исходили из того, что прогрессивная шкала усиливает фискальное давление на владельцев мощных автомобилей, тем самым сокращая неравенство.

*H*1. Рост доли льготных налогоплательщиков отрицательно связан с уровнем бедности в регионе.

*H*2. Рост среднего размера предоставленной налоговой льготы отрицательно связан с уровнем бедности.

*H*3. Средний размер предоставленной налоговой льготы имеет отрицательную связь с индексом Джини.

*H*4. Рост отношения ставки на авто >250 л. с. к ставке на авто <100 л. с., отражающий прогрессивность налоговой шкалы транспортного налога, отрицательно связан с индексом Джини.

Научная новизна исследования состоит в том, что на основе эконометрической оценки по 11 регионам Северо-Западного федерального округа (СЗФО) за 2014–2024 гг. выявлены перераспределительные эффекты от влияния транспортного налогообложения на неравенство доходов населения. Выявлено, что льготный механизм не связан со снижением бедности и неравенства, тогда как ставочная прогрессия значимо связана со снижением индекса Джини.

МАТЕРИАЛЫ И МЕТОДЫ

Основным методом исследования выступает регрессионный анализ панельных данных. Расчеты проводились в программе Gretl (версия 2026b). Источником данных для налоговых предикторов выступила форма статистической отчетности 5-ТН ФНС РФ и региональные законодательные акты за 2014–2024 гг., данные социально-экономических предикторов взяты из Росстата. Итоговый набор из 110 наблюдений представляет собой панель по 11 регионам СЗФО. Регионы СЗФО рассматриваются в качестве модельных, поскольку уровень неравенства и бедности в них близок или превышает среднероссийский [10].

Исследуемый набор переменных представлен в таблице 1. Их перечень во многом ограничен полнотой информации, содержащейся в форме 5-ТН. Более того, все индикаторы нами рассчитывались самостоятельно. Так, доля льготных плательщиков представляет собой численность плательщиков, получавших налоговые льготы, в общей численности плательщиков транспортного налога. Средний размер предоставленной льготы представляет собой сумму налога, не поступившую в бюджет в связи с предоставлением налоговых льгот, относительно 1 плательщика, получавшего налоговые льготы. В качестве зависимых переменных использовались уровень бедности (Y1) и индекс Джини (Y2). Контрольными переменными выступили объем валового регионального продукта (ВРП) на душу населения, уровень безработицы и среднедушевые денежные доходы населения.

Денежные показатели (X2, X4) приводились в сопоставимый вид с помощью индекса потребительских цен (ИПЦ), после чего для них рассчитывался натуральный логарифм. Поскольку данные были собраны по 11 панелям, включение всех временных эффектов в качестве дамми «съедало» бы большую часть степеней свободы, поэтому мы использовали фиктивные переменные для ключевых шоков 2015, 2020 и 2022 гг. Лагирование налоговых переменных связано со спецификой транспортного налога, который согласно 363 ст. Налогового Кодекса РФ уплачивается не позднее 1 декабря года, следующего за истекшим налоговым периодом (год). Дополнительное центрирование контрольных переменных связано с интерпретацией свободного члена. Так, изначально свободный член (интерцепт, константа) показывает значение Y при всех X = 0. Тем не менее ВРП в регионе не может быть равным 0, поскольку существование такой социально-экономической системы с нулевым выпуском невозможно. Безработица аналогично не может быть равна 0, так как существует ее естественный уровень, вызываемый структурными или фрикционными факторами. К примеру, в середине 90-х уровень естественной безработицы в РФ держался в пределах 12–13 % [23].

Таблица 1
Переменные, используемые в исследовании

Table 1
Variables used in the study

Обозначение	Расшифровка предиктора	Предварительная обработка данных
Зависимые (эндогенные) переменные		
Poverty	Доля населения с доходами ниже прожиточного минимума, %	Не применялась
Gini	Индекс Джини в регионе	
Независимые (экзогенные) налоговые переменные		
ShPP	Доля льготных налогоплательщиков, %	Лаг (1)
AvgPR	Средний размер предоставленной льготы, тыс. рублей	Приведение в сопоставимые цены, логарифмирование, лаг (1)
TRR	Отношение налоговой ставки на авто свыше 250 л. с. к ставке на авто менее 100 л. с.	Лаг (1)
Контрольные (экзогенные) переменные		
c_GRP	ВРП на душу населения, млн рублей	Приведение в сопоставимые цены, логарифмирование, центрирование
c_UnempR	Уровень безработицы, %	Центрирование
Фиктивные переменные		
D2015	Переменная для учета шока 2015 г.	
D2020	Переменная для учета шока 2020 г.	
D2022	Переменная для учета шока 2022 г.	

Источник: составлено авторами.
Source: compiled by the authors.

Описательная статистика используемых переменных (таблица 2) свидетельствует о сильной асимметрии распределения валового регионального продукта (*c_GRP*): при среднем значении около 0 медиана составляет –0,226. Стоит отметить, что в среднем размер ставки на автомобили высокой мощности в 15 раз выше ставки на авто малой мощности, а максимальный разрыв между ставками в отдельных регионах составлял более 50 раз.

Отрицательный размер налоговой льготы (*AvgPR*) связан с логарифмированием ($\ln(X) < 0$ при $X < 1$) и сопоставимостью цен, в которой базовым является первый, а не последний год. Так, если размер льготы в сопоставимом виде был менее 1 тыс. рублей, то он становился отрицательным по знаку в натуральном логарифме. В контексте моделирования данное наблюдение не является ошибкой, поскольку оцениваются дисперсии.

Таблица 2
Описательная статистика переменных после обработки

Table 2
Descriptive statistics of variables after processing

Переменная	Среднее	Медиана	Стандартное отклонение	Минимум	Максимум
Poverty	11,3	11,4	3,21	3,50	18,8
Gini	0,374	0,365	0,0263	0,336	0,445
ShPP	14,7	14,8	10,7	0,751	37,3
AvgPR	–0,431	–0,499	0,624	–1,79	1,40
TRR	14,7	9,09	15,4	5,00	58,8
c_GRP	–2,10e-015	–0,226	0,815	–1,10	2,55
c_UnempR	2,50e-015	0,0405	2,05	–3,96	3,94

Источник: рассчитано авторами.
Source: calculated by the authors.

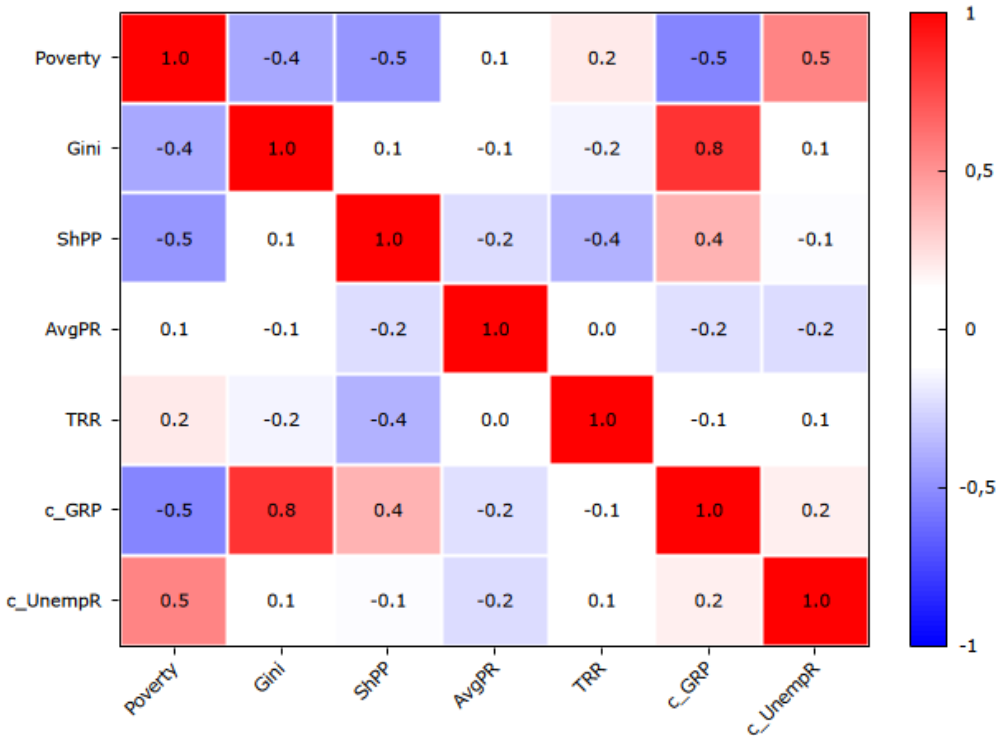


Рисунок 1
Корреляционная матрица
Источник: рассчитано авторами.

Figure 1
Correlation matrix
Source: calculated by the authors.

Перед определением спецификации модели мы проверили показатели на наличие явной мультиколлинеарности. Одну из пары экзогенных переменных, коэффициент корреляции между которыми выше 0,7 по модулю, следует исключать из анализа [24]. В нашем наборе переменных таких коэффициентов между экзогенными переменными не наблюдается (рисунок 1), поэтому в модель допущены все из них. Отметим, что после расчета моделей мы также оценивали тест на коллинеарность Белсли-Ку-Велша.

Тест Хаусмана (таблица 3): *p-value* в моделях без робастных ошибок превышает конвенциональный порог значимости в 0,05, нулевая гипотеза о состоятельности модели со случайными эффектами (далее RE) не отвергается. Тем не менее панельные данные малой размерности, в том числе это касается и нашего случая (N = 11), подвержены гетероскедастичности, автокорреляции остатков и кросс-секционной зависимости между регионами, что при использовании обычных МНК-ошибок может привести к ложным выводам о статистической значимости коэффициентов. При выявлении этих проблем применялись робастные ошибки Бека – Каца (PCSE), дающие состоятельные оценки в условиях гетероскедастичности и кросс-секционной зависимости у малых выборок [25]. Тест Бреуша – Пагана показал статистически значимый результат для обеих моделей, позволив отвергнуть нулевую гипотезу об отсутствии межрегиональной вариации. Следовательно, RE-модель с панельной структурой в целом покажет более состоятельные оценки в сравнении со сквозной регрессией (*pooled OLS*). Тем не менее модель с зависимой *Gini* с робастными стандартными ошибками находится на пограничном уровне значимости теста Хаусмана, что не позволяет полностью отвергнуть нулевую гипотезу о состоятельности ОМНК и RE оценок. Более того, исследовательский интерес, в том числе исходящий из желания верификации знаков коэффициентов между различными спецификациями моделей, а также пограничные результаты теста Хаусмана для второй модели заставляют нас рассчитать дополнительные спецификации моделей с фиксированным эффектом (далее *FE*). Исходя из сказанного нами было рассчитано четыре модели. В разделе «Результаты» *RE* с зависимой *Poverty* будем называть Модель 1, *RE* с зависимой *Gini* – Модель 2, *FE* с зависимой *Poverty* – Модель 3, *FE* с зависимой *Gini* – Модель 4. Случайные эффекты рассчитывались методом Nerlove [26].

Таблица 3
Тесты на определение спецификации модели

Table 3
Tests to determine the model specification

Тест		Суть теста	Модель 1	Модель 2
			Зависимая – *Poverty*	Зависимая – *Gini*
Без робастных ошибок PCSE	Тест Хаусмана	Если оценки доступного ОМНК состоятельны, то стоит выбрать FE	Хи-квадрат (5) = 1,13, *p-value* = 0,95	Хи-квадрат (5) = 7,96, *p-value* = 0,15
	Тест Бреуша – Пагана	Есть ли значимая вариация между регионами, обосновывающая уход от сквозной регрессии (pooled OLS)	Хи-квадрат (1) = 253,94, *p-value* = 3,59e-57	Хи-квадрат (1) = 32,34, *p-value* = 1,29e-08
С робастными ошибками PCSE	Тест Хаусмана	Если оценки доступного ОМНК состоятельны, то стоит выбрать FE	Хи-квадрат (5) = 3,90, *p-value* = 0,56	Хи-квадрат (5) = 10,97, *p-value* = 0,051
	Тест Бреуша – Пагана	Есть ли значимая вариация между регионами, обосновывающая уход от сквозной регрессии (pooled OLS)	Хи-квадрат (1) = 253,94, *p-value* = 3,59e-57	Хи-квадрат (1) = 32,34, *p-value* = 1,29e-08

Источник: рассчитано авторами.
Source: calculated by the authors.

Отметим ключевые ограничения, связанные с проведением данного исследования.

Во-первых, модели строятся на данных регионов Северо-Запада России, поэтому проекция результатов на другие федеральные округа невозможна ввиду не только неоднородности социально-экономического пространства страны, но и проводимой регионами налоговой политики.

Во-вторых, относительно небольшое число пространственных единиц (N = 11) при 10 временных периодах ограничивает мощность асимптотических тестов (в частности, теста Хаусмана), результаты которых при малых N могут быть менее устойчивыми, чем в панелях с большим числом объектов.

В-третьих, лагирование налоговых переменных на один период предполагает, что эффект налоговых элементов на бедность и неравенство проявляется именно с лагом в один год. Возможные более долгосрочные (2–3 года) или, наоборот, немедленные эффекты остаются за рамками текущей спецификации.

В-четвертых, интерпретация коэффициентов модели корректна только в рамках соответствующей спецификации и проведенной обработки данных.

В-пятых, диагностические тесты выявили в моделях автокорреляцию 1-го порядка, которую PCSE не корректирует. Это означает, что стандартные ошибки могут быть занижены, а *p-value* слишком оптимистичны. Поэтому пограничные значения *p-value*, особенно на 5 % уровне значимости, не следует интерпретировать как устойчивую (окончательно подтвержденную) связь.

Учитывая обозначенные ограничения, настоящее исследование мы рассматриваем как пилотное для модельного макрорегиона, закладывающее основу для последующей верификации выявленных закономерностей на расширенной выборке регионов. Малый объем выборки повышает риск как ложноположительных, так и ложноотрицательных результатов, поэтому полученные коэффициенты мы интерпретируем, скорее, как индикативные оценки направления связи, чем как точные количественные характеристики.

РЕЗУЛЬТАТЫ

Состояние транспортного налога в 2010–2024 гг.

Численность налогоплательщиков транспортного налога по итогам 2024 г. составила более 3,5 млн плательщиков. При этом с 2010 г. значение показателя выросло более чем на четверть (26,4 %) (таблица 4). Значительный опережающий тренд в разрезе регионов СЗФО фиксируется в Ненецком автономном округе (61,7 %), Ленинградской области (42,7 %) и Калининградской области (38,2 %).

Обращаясь к данным по среднему уплаченному размеру налога, видно, что в 2024 г. он составил 1,2 тыс. рублей в СЗФО в ценах 2010 г. Значительно выше его размер в Санкт-Петербурге (1,9 тыс. рублей) и Ленинградской области (1,5 тыс. рублей). В свою очередь, сравнительно низкий размер платежа в Ненецком автономном округе – лишь 1,0 тыс. рублей. В целом по макрорегиону размер среднего чека сократился на 36,6 % (таблица 5).

Таблица 4

Численность налогоплательщиков (физических лиц), которым исчислен транспортный налог в регионах СЗФО в 2010–2024 гг., тыс. человек

Table 4

The number of taxpayers (individuals) to whom the transport tax was calculated in the regions of the Northwestern Federal District in 2010–2024, thousand people

Территория	Год						Относительное отклонение 2024 к 2010
	2010	2011	2016	2022	2023	2024	
Санкт-Петербург	1139,9	1225,1	1264,8	1378,5	1417,9	1414,8	24,1
Ленинградская область	363,1	442,6	445,8	508,6	514,4	518,2	42,7
Вологодская область	258,4	281	307,7	324,8	325,5	328,0	26,9
Калининградская область	219,1	229,9	268,7	297,9	301,1	302,8	38,2
Архангельская область	221,2	234	264,8	279,7	281,2	269,2	21,7
Республика Коми	173,3	201	205,9	199,8	199,1	198,0	14,3
Мурманская область	168,6	181,5	194,6	191,8	191,1	190,4	13,3
Республика Карелия	153,1	Н. д.	173,1	183,0	180,5	180,2	12,9
Псковская область	127,8	138,9	161,7	169,1	168,9	169,5	32,7
Новгородская область	128,1	140,4	153,9	157,9	158,7	159,5	24,5
Ненецкий авт. округ	7,5	9,8	10,9	12,6	12,7	12,1	61,7
Всего в СЗФО	2934,5	3084,2	3451,9	3703,7	3751,1	3743,3	26,4

Источник: составлено авторами по данным статистической формы 5-ТН.

Source: compiled by the authors according to the statistical form 5-TN.

Таблица 5

Средний размер исчисленного транспортного налога физических лиц в сопоставимых ценах 2010 г., тыс. рублей

Table 5

Average personal transport tax bill at comparable prices in 2010, thousand rubles

Территория	Год						Относительное отклонение 2024 к 2010
	2010	2011	2016	2022	2023	2024	
Санкт-Петербург	3,3	3,2	2,7	2,2	2,0	1,9	–42,1
Ленинградская область	2,4	2,2	2,1	1,7	1,6	1,5	–35,9
Псковская область	1,7	1,8	1,5	1,4	1,3	1,3	–23,2
Республика Коми	1,3	1,3	1,7	1,4	1,4	1,3	–5,4
Республика Карелия	1,3	Н. д.	1,4	1,4	1,3	1,3	–5,7
Калининградская область	2,3	2,1	1,6	1,3	1,2	1,1	–52,0
Мурманская область	1,6	0,9	0,9	1,3	1,2	1,1	–30,4
Новгородская область	2,1	2,0	1,8	1,2	1,2	1,1	–47,2
Архангельская область	2,1	1,6	1,5	1,2	1,1	1,1	–47,3
Вологодская область	2,0	2,0	1,6	1,2	1,2	1,1	–47,3
Ненецкий авт. округ	1,5	0,6	1,2	1,0	0,9	1,0	–35,0
В среднем по СЗФО	2,0	1,8	1,6	1,4	1,3	1,2	–36,6

Источник: составлено авторами по данным статистической формы 5-ТН.

Source: compiled by the authors according to the statistical form 5-TN.

Сокращение среднего чека связано, в первую очередь, с проводимой льготной политикой. В Мурманской, Вологодской областях и Ненецком автономном округе более 35 % граждан получают льготы, тогда как в Псковской, Калининградской областях и Республике Коми значения показателя не превышают 5,5 % (таблица 6). Среднее значение показателя по макрорегиону составило 18,7 %. Иными словами, практически каждый пятый налогоплательщик получил налоговую льготу в 2024 г.

Средний размер получаемой льготы в Северо-Западе в 2024 г. в сопоставимом выражении составил 2,1 тыс. рублей (таблица 7). Самый высокий размер преференции фиксируется в Санкт-Петербурге (0,9 тыс. рублей), а самый низкий – в Новгородской области (0,2 тыс. рублей). Весомое значение показателя в Калининградской и Мурманской областях связано с тем, что в этот год проводилась широкая льготная региональная политика. Так, размер бюджетных ресурсов, направленных на предоставление льгот в этих регионах, в 2010 г. более чем в три раза превышает значения 2009 и 2011 гг.

Исходя из вышесказанного можно заключить, что в последние годы льготная политика по транспортному налогу вела себя двунаправленно. С одной стороны, произошло увеличение численности льготных плательщиков (и их доли в общем числе плательщиков), а с другой стороны – обесценивание льготного механизма. Тем не менее в настоящих реалиях уровень бедности и доходной дифференциации относительно среднероссийских значений в СЗФО остается высоким. Поэтому, на наш взгляд, целесообразно оценить то, являются ли эти инструменты эффективными в аспекте снижения налоговой нагрузки граждан. В дополнение отметим, что данный налог остается значимым в рамках денежных доходов наименее обеспеченных слоев населения. Так, отношение среднего размера исчисленного транспортного налога с годовым прожиточным минимумом показывает, что в среднем данный налог может отнимать до 2,35 % дохода гражданина в год (таблица 8).

Таблица 6

Доля физических лиц, которым предоставлены льготы по транспортному налогу в общем количестве налогоплательщиков регионов СЗФО в 2010–2024 гг., %

Table 6

Share of individuals who received transport tax benefits in the total number of taxpayers in the Northwestern Federal District in 2010–2024, %

Территория	Год						Абсолютное отклонение 2024 к 2010*
	2010	2011	2016	2022	2023	2024	
Мурманская область	3,4	24,5	27,4	35,7	37,3	39,2	35,8
Вологодская область	Н. д.	18,7	24,5	34,3	34,7	36,7	18,0
Ненецкий авт. округ	7,8	58,0	13,3	31,8	31,8	35,7	27,9
Новгородская область	7,7	15,1	10,9	26,8	26,9	27,5	19,8
Республика Карелия	Н. д.	Н. д.	14,3	22,1	23,7	24,0	9,7
Ленинградская область	2,4	7,7	11,0	20,2	20,3	21,6	19,2
Санкт-Петербург	18,3	19,0	16,1	15,8	17,5	18,0	–0,3
Архангельская область	1,4	4,2	3,6	8,4	8,8	8,8	7,4
Псковская область	Н. д.	2,1	0,8	5,4	5,7	5,2	3,1
Республика Коми	2,1	2,1	1,4	2,3	2,7	3,3	1,2
Калининградская область	1,4	44,3	0,8	2,1	2,0	2,1	0,7
В среднем по СЗФО	5,6	19,6	11,3	18,6	19,2	18,7	13,1

* К первому, статистически известному, году.

Источник: составлено авторами по данным статистической формы 5-ТН.

Source: compiled by the authors according to the statistical form 5-TN.

Таблица 7

Средний размер предоставленной льготы одному плательщику по транспортному налогу физических лиц в сопоставимых ценах 2010 г., тыс. рублей

Table 7

Average receipt for the benefit granted to a single payer of the transport tax of individuals at comparable prices in 2010, thousand rubles

Территория	Год						Относительное отклонение 2024 к 2010	Относительное отклонение 2024 к 2022
	2010	2011	2016	2022	2023	2024		
Санкт-Петербург	1,1	1,1	1,0	1,0	0,9	0,9	–21,1	–12,0
Мурманская область	15,2	0,6	0,5	0,8	0,8	0,7	–95,1	–4,8
Вологодская область	Н. д.	1,5	1,2	0,8	0,8	0,7	–52,3	–12,3
Ленинградская область	2,1	0,5	0,6	0,7	0,7	0,7	–68,1	–1,2
Архангельская область	1,9	0,6	0,8	0,6	0,6	0,6	–66,1	0,9
Республика Коми	0,6	0,5	1,3	0,6	0,6	0,6	–2,6	–3,0
Калининградская область	18,1	0,2	1,7	0,6	0,5	0,5	–97,4	–13,6
Ненецкий авт. округ	0,2	0,0	0,4	0,4	0,4	0,4	114,6	–6,6
Псковская область	Н. д.	0,3	4,1	0,5	0,5	0,3	8,7	–34,0
Республика Карелия	Н. д.	Н. д.	0,3	0,3	0,3	0,2	–19,0	–11,7
Новгородская область	1,2	0,6	0,7	0,3	0,2	0,2	–81,0	–14,1
В среднем по СЗФО	5,0	0,6	1,1	0,6	0,6	0,5	–89,5	–9,6

Источник: составлено авторами по данным статистической формы 5-ТН.

Source: compiled by the authors according to the statistical form 5-TN.

Таблица 8

Отношение среднего чека по транспортному налогу к прожиточному минимуму, умноженному на 12 месяцев, %

Table 8

The ratio of the average transportation tax bill to the cost of living multiplied by 12 months, %

Территория	Год						Абсолютное отклонение 2024 к 2010
	2010	2011	2016	2022	2023	2024	
Санкт-Петербург	7,69	7,28	5,49	4,36	4,10	3,91	–3,78
Ленинградская область	6,20	5,59	5,04	3,50	3,35	3,16	–3,04
Псковская область	4,23	4,06	2,94	2,87	2,81	2,72	–1,50
Калининградская область	5,22	4,56	3,19	2,55	2,50	2,43	–2,79
Новгородская область	4,89	4,43	3,67	2,42	2,39	2,31	–2,58
Вологодская область	4,60	3,90	3,15	2,46	2,41	2,30	–2,30
Республика Коми	2,34	2,06	2,84	2,38	2,33	2,27	–0,08
Республика Карелия	2,78	Н. д.	2,32	2,31	2,25	2,24	–0,54
Архангельская область	3,87	2,71	2,20	2,06	2,03	2,02	–1,84
Мурманская область	2,55	1,40	1,40	1,66	1,57	1,53	–1,02
Ненецкий авт. округ	1,74	0,68	1,14	0,93	0,91	0,98	–0,77
В среднем по СЗФО	4,19	3,67	3,03	2,50	2,42	2,35	–1,84

Источник: составлено авторами по данным статистической формы 5-ТН и Росстата.

Source: compiled by the authors according to the statistical form 5-TN and Rosstat data.

Основные характеристики моделей

Рассчитанные модели демонстрируют разную объяснительную мощность (таблица 9). Так, спецификации с зависимой *Poverty* объясняют 76–85 % вариации (*Pseudo-R*² = 0,76 в *RE*, *R*²*-within* = 0,85 в *FE*), а модели с зависимой *Gini* существенно меньше, 21–24 %. Предполагаем, что такой разрыв объяснения дисперсии вызван более широким кругом структурных факторов, определяющих степень и динамику неравенства доходов граждан. Все четыре модели статистически значимы в целом (*Wald*- и *F*-тесты, $p \leq 0{,}01$). Сравнение *AIC*/*BIC* указывает на предпочтительность *FE*-спецификаций. Вместе с тем диагностика выявляет положительную автокорреляцию остатков первого порядка (тест Вулдриджа, $p = 0{,}00$; Дарбин – Уотсон = 1,06 и 0,68), гетероскедастичность в *FE*-моделях (тест Вальда, $p = 0{,}00$) и умеренную межрегиональную неоднородность (*rho* = 0,31–0,52), что в совокупности обусловливает использование робастных ошибок *PCSE*.

Проблем существенной мультиколлинеарности не выявлено (таблица 10), поскольку все условные индексы состояния Белсли-Ку-Велша ниже критического порога (30). Как показывает опыт других исследований [27], данный метод показывает аналогичные показателю инфляции дисперсии (*VIF*) характеристики коллинеарности.

Таблица 9
Характеристики моделей с учетом робастных ошибок PCSE

Table 9
Characteristics of models based on robust PCSE errors

Переменная	Спецификации модели			
	Модель 1 *RE* **с зависимой** *Poverty*	**Модель 2** *RE* **с зависимой** *Gini*	**Модель 3** *FE* **с зависимой** *Poverty*	**Модель 4** *FE* **с зависимой** *Gini*
Сводка для моделей				
*Pseudo-R*²	0,76	0,21		
Wald χ^2	560,37	32,03		
Prob > χ^2	0,00	0,00		
*R*²*-within*			0,85	0,24
F			66,7	4,88
p-value(*F*)			0,00	0,01
Станд. ошибка	1,66	0,02	0,84	0,008
rho	0,31	0,52	0,31	0,52
Дарбин – Уотсон	1,06	0,68	1,06	0,68
AIC	434,46	–495,32	291,11	–744,33
BIC	458,77	–471,01	342,42	–693,02
Диагностические тесты				
Тест Вулдриджа на автокорреляцию	0,00	0,00	0,00	0,00
Тест Песарана на кросс-секционную зависимость	0,07	0,45	0,08	0,91
Тест на нормальное распределение ошибок	0,01	0,00	0,00	0,45
Тест Вальда на гетероскедастичность			0,00	0,00

Источник: рассчитано авторами в программе Gretl.
Source: calculated by the authors in the Gretl program.

Таблица 10
Диагностика коллинеарности Белсли-Ку-Велша, условные индексы состояния

Table 10
Diagnosis of Belsley-Koo-Welsh collinearity, conditional condition indices

Модель 1 *RE* **с зависимой** *Poverty*	**Модель 2** *RE* **с зависимой** *Gini*	**Модель 3** *FE* **с зависимой** *Poverty*	**Модель 4** *FE* **с зависимой** *Gini*
1,000	1,000	1,000	1,000
1,091	1,320	1,400	1,407
1,366	1,407	1,784	1,943
1,575	1,551	2,134	2,225
1,607	1,703	2,509	2,346
1,875	1,914	2,568	2,724
2,153	2,285	3,283	4,418
2,516	3,035	5,686	6,571
3,253	3,132	11,657	17,297

Источник: рассчитано авторами в программе Gretl.
Source: calculated by the authors in the Gretl program.

Визуальный анализ качества моделей

Сопоставление графиков наблюдаемых и расчетных значений для Модели 1 (*RE*, рисунок 2) и Модели 3 (*FE*, рисунок 3) показывает, что обе модели схожим образом воспроизводят общую понижательную динамику уровня бедности. Вместе с тем Модель 3 (*FE*) заметно точнее улавливает локальные экстремумы отдельных панелей, в частности это касается панелей 7 (Мурманская область), 9 (Псковская область), 10 (Санкт-Петербург) и 11 (Ненецкий автономный округ).

Более равномерное распределение остатков также наблюдается в Модели 3. Если в *RE*-модели остатки образуют *S*-образную кривую относительно нормального распределения (рисунок 4), то остатки *FE*-модели в целом более плотно прижимаются к середине нормальной прямой (рисунок 5). Тем не менее выбросы в остатках модели с фиксированным эффектом проявляются с большим отклонением.

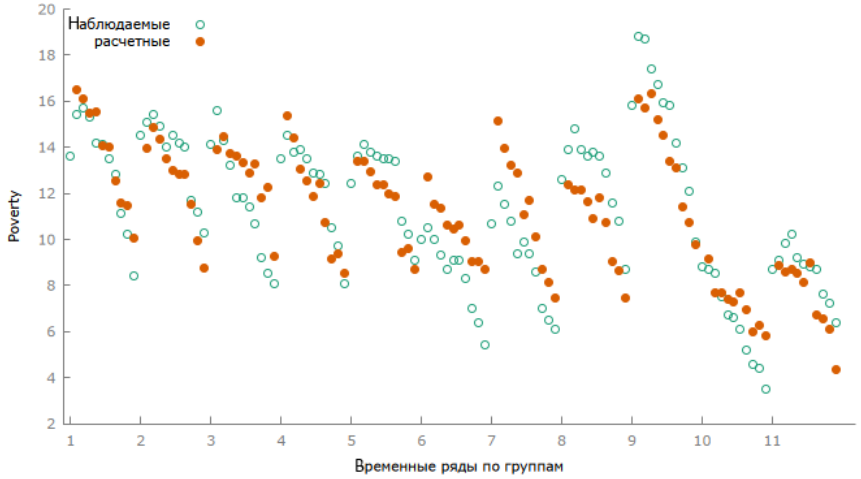


Рисунок 2

Наблюдаемые vs расчетные значения Модели 1

Источник: рассчитано авторами в программе Gretl.

Figure 2

Observed vs calculated values of Model 1

Source: calculated by the authors in the Gretl program.

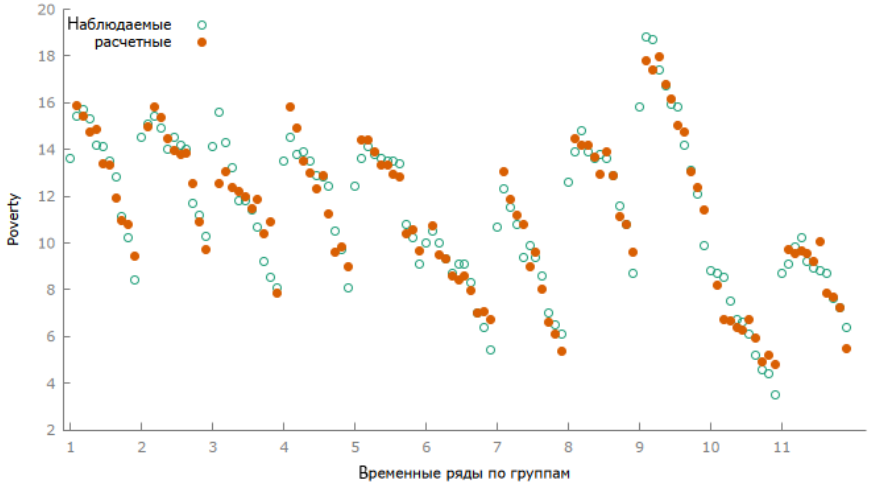


Рисунок 3

Наблюдаемые vs расчетные значения Модели 3

Источник: рассчитано авторами в программе Gretl.

Figure 3

Observed vs calculated values of Model 3

Source: calculated by the authors in the Gretl program.

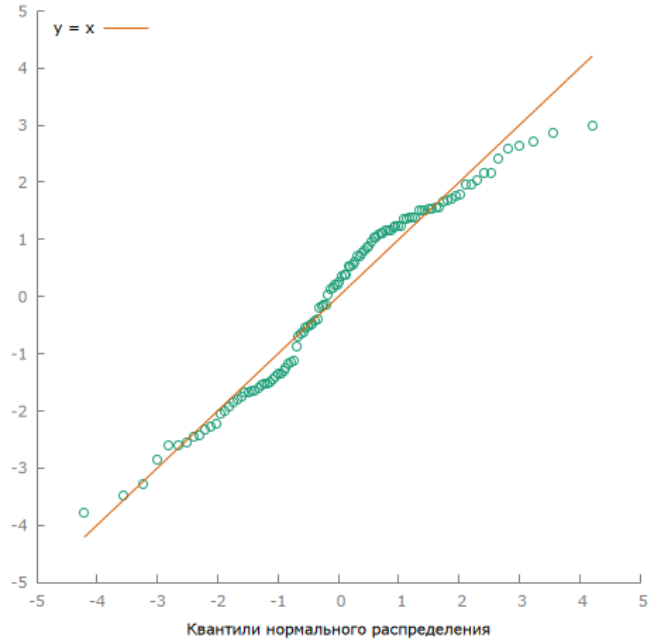


Рисунок 4
Q-Q (квантиль-квантиль) график остатков Модели 1
Источник: рассчитано авторами в программе Gretl.

Figure 4
Q-Q (quantile-quantile) plot of Model 1 residuals
Source: calculated by the authors in the Gretl program.

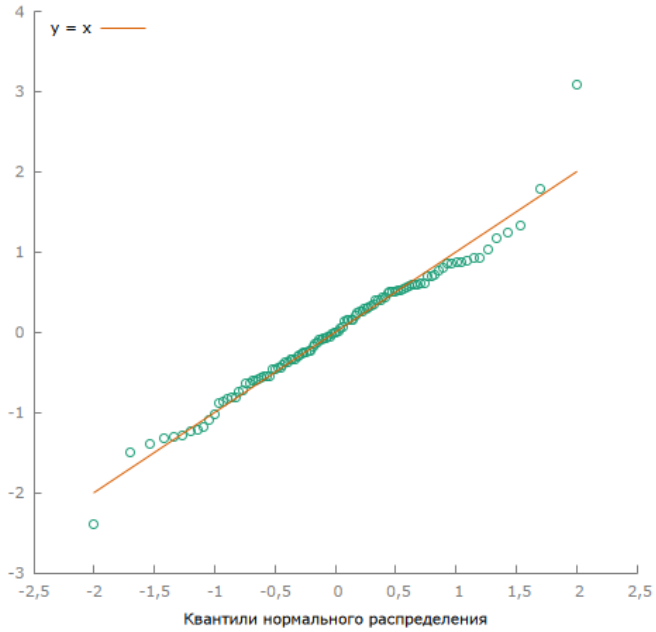


Рисунок 5
Q-Q (квантиль-квантиль) график остатков Модели 3
Источник: рассчитано авторами в программе Gretl.

Figure 5
Q-Q (quantile-quantile) plot of Model 3 residuals
Source: calculated by the authors in the Gretl program.

Графики наблюдаемых и расчетных значений для Модели 2 (*RE*, рисунок 6) и Модели 4 (*FE*, рисунок 7) наглядно иллюстрируют низкую объясняющую способность обеих спецификаций. Так, *Pseudo-*R^2 и R^2*-within* равняется 0,21 и 0,24 соответственно. В обеих моделях расчетные значения заметно сглажены относительно наблюдаемых и слабо воспроизводят колебания индекса Джини. Особенно явно это заметно в панели 7 (Мурманская область) и 8 (Новгородская область). Более того, *RE*-модель в панелях 10 (Санкт-Петербург) и 11 (Ненецкий автономный округ) не улавливает даже общий уровень индекса Джини.

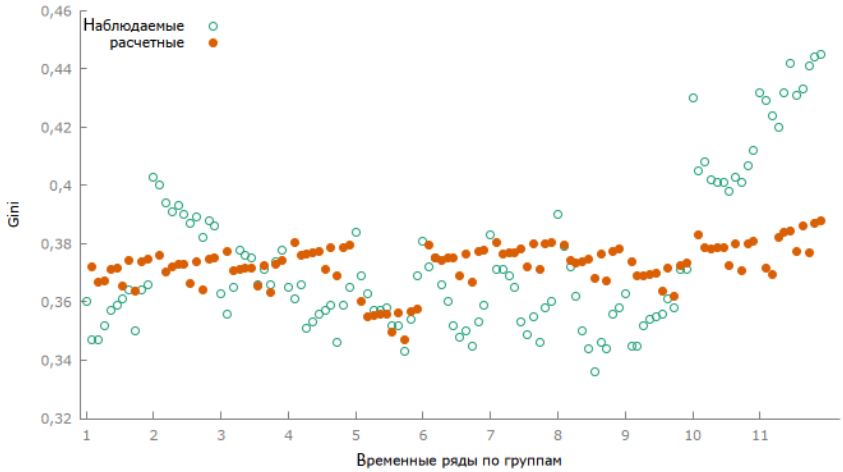


Рисунок 6
Наблюдаемые vs расчетные значения Модели 2
Источник: рассчитано авторами в программе Gretl.

Figure 6
Observed vs calculated values of Model 2
Source: calculated by the authors in the Gretl program.

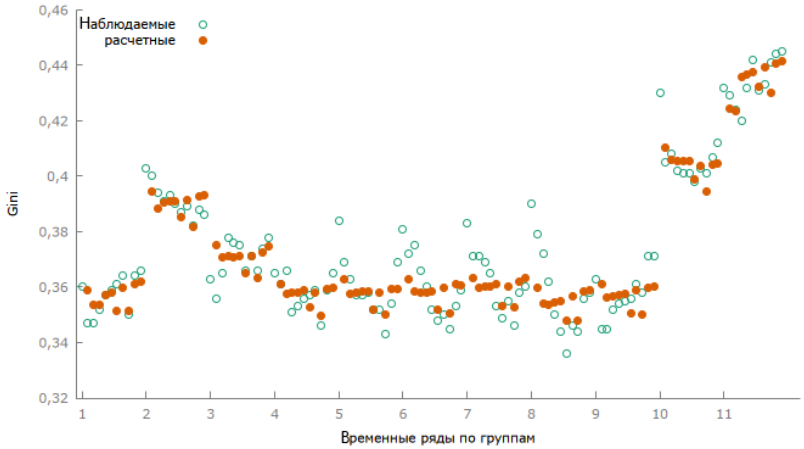


Рисунок 7
Наблюдаемые vs расчетные значения Модели 4
Источник: рассчитано авторами в программе Gretl.

Figure 7
Observed vs calculated values of Model 4
Source: calculated by the authors in the Gretl program.

Q-Q графики остатков для моделей с зависимой *Gini* демонстрируют принципиально разную картину. В Модели 2 (*RE*, рисунок 8) остатки заметно отклоняются от линии $y = x$ в обоих хвостах. Это согласуется с отклонением нулевой гипотезы о нормальности для данной модели (p = 0,00). Модель 4 (*FE*, рисунок 9), напротив, демонстрирует значительно более плотное прилегание точек к линии $y = x$ практически на всем диапазоне распределения, с минимальными отклонениями лишь в крайних значениях обоих хвостов. Это визуально подтверждает единственный среди всех четырех моделей результат, при котором тест на нормальность остатков не отвергает нулевую гипотезу (p = 0,45). Таким образом, переход от *RE* к *FE*-спецификации может опираться не только на значения информационных критериев (AIC/BIC), но и на соответствие распределения остатков нормальному, что дополнительно повышает надежность статистических выводов.

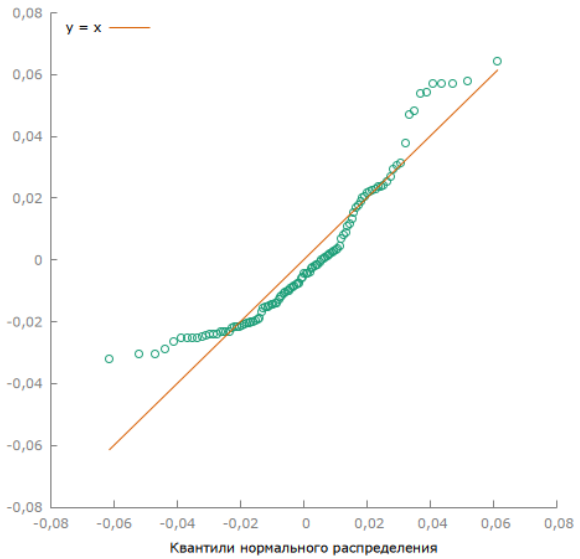


Рисунок 8
***Q-Q* (квантиль-квантиль) график остатков Модели 2**
Источник: рассчитано авторами в программе Gretl.

Figure 8
***Q-Q* (quantile-quantile) plot of Model 2 residuals**
Source: calculated by the authors in the Gretl program.

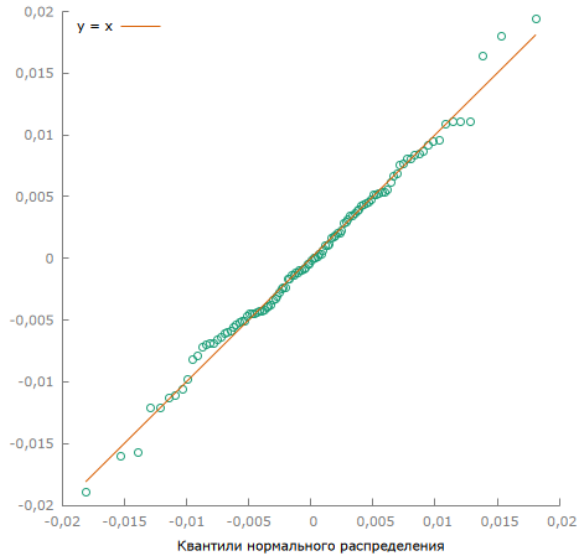


Рисунок 9
***Q-Q* (квантиль-квантиль) график остатков Модели 4**
Источник: рассчитано авторами в программе Gretl.

Figure 9
***Q-Q* (quantile-quantile) plot of Model 4 residuals**
Source: calculated by the authors in the Gretl program.

Тестирование гипотез

Визуальный анализ показал, что *FE*-модель в целом лучше описывает данные, несмотря на результаты теста Хаусмана. При этом спецификация моделей практически не оказывает влияния на значимость и знаки регрессоров. Исключение составляет дамми переменная для учета шока 2015 г. в Модели 2 и 4. Относительно других фиктивных переменных можно сделать вывод, что первый виток санкций 2015 г. увеличил уровень бедности, а в пандемийный период ввиду, как нам кажется, значительных социальных выплат [28] произошло не только снижение уровня бедности, но и дифференциация доходов. В свою очередь, снижение неравенства доходов в 2022 г. логично согласуется с индивидуальными санкциями, затронувшими, прежде всего, верхние децили доходных групп. Наложенные ограничения на их собственность, счета и ведение бизнеса могли сократить их доход, что и вызвало небольшое снижение неравенства [29].

Перед проверкой поставленных гипотез рассмотрим, подтверждаются ли в моделях ранее выявленные связи между зависимыми и контрольными переменными. Отрицательное влияние роста ВРП на уровень бедности согласовывается с результатами исследований как отечественных [30], так и зарубежных [31] ученых (таблица 11). Положительная связь между ростом безработицы и уровнем бедности также сходится с выводами других авторов [32]. В моделях по неравенству доходов контрольные предикторы незначимы, тем не менее положительная связь между ростом ВРП на душу населения и индексом Джини прослеживается [33], а безработица, опираясь на абсолютное значение коэффициента, в меньшей степени затрагивает вопрос перераспределения доходов [32].

Таблица 11

Регрессионные оценки с учетом робастных ошибок PCSE

Table 11

Regression estimates based on robust PCSE errors

Переменная	Спецификации модели			
	Модель 1 *RE* с зависимой *Poverty*	Модель 2 *RE* с зависимой *Gini*	Модель 3 *FE* с зависимой *Poverty*	Модель 4 *FE* с зависимой *Gini*
Регрессионные оценки				
const	11,719 (0,00)	0,37 (0,00)	11,625 (0,00)	0,37 (0,00)
ShPP	–0,006 (0,79)	0,0001 (0,49)	0,003 (0,90)	0,0002 (0,38)
AvgPR	0,524 (0,00)	6,60e-05 (0,96)	0,522 (0,01)	0,0001 (0,92)
TRR	–0,004 (0,73)	–0,0003 (0,02)	–0,007 (0,56)	–0,0003 (0,02)
c_GRP	–2,498 (0,00)	0,003 (0,40)	–2,550 (0,00)	–0,001 (0,60)
c_UnempR	1,036 (0,00)	–0,0004 (0,54)	1,047 (0,00)	–0,0007 (0,26)
D2015	0,864 (0,01)	0,005 (0,09)	0,891 (0,03)	0,004 (0,11)
D2020	–1,183 (0,00)	–0,005 (0,03)	–1,191 (0,00)	–0,005 (0,04)
D2022	–0,378 (0,20)	–0,009 (0,00)	–0,385 (0,24)	–0,009 (0,00)

Источник: рассчитано авторами в программе Gretl.

Source: calculated by the authors in the Gretl program.

Перейдем к тестированию поставленных гипотез.

Гипотеза 1 (*H*1), касающаяся негативного знака доли льготных плательщиков (*ShPP*) относительно уровня бедности, не подтверждается. В RE-модели *p-value* равняется 0,79 с отрицательным знаком у коэффициента, а в *FE* – 0,90, но уже с положительным знаком. Более того, в спецификациях с зависимой переменной *Gini* данный предиктор также незначим. Следовательно, в рамках представленных моделей само по себе расширение охвата льготами не связано со снижением уровня бедности, гипотеза отвергается.

Гипотеза 2 (*H*2) предполагала наличие отрицательной связи между средним размером предоставленной льготы (*AvgPR*) и уровнем бедности. Предиктор оказался значимым в соответствующих моделях, однако с положительным знаком (Модель 1 – 0,524 при $p < 0,00$, Модель 3 – 0,522 при $p = 0,01$). Данный результат видится крайне контринтуитивным, поэтому возможные причины положительного знака рассмотрим в разделе «Обсуждение».

Гипотеза 3 (*H*3) предполагала отрицательную связь между средним размером предоставленной льготы (*AvgPR*) с индексом Джини. В моделях с зависимой *Gini* коэффициент при *AvgPR* статистически незначим как в RE- ($p = 0,96$), так и в *FE*-спецификации ($p = 0,92$). Таким образом, *H*3 не подтверждается: средний размер льготы не оказывает значимого влияния на дифференциацию доходов населения, что контрастирует с его значимой (хотя и разнонаправленной) связью с уровнем бедности.

Гипотеза *H*4 предполагала отрицательную связь между отношением ставок транспортного налога для мощных и маломощных автомобилей (*TRR*), отражающим прогрессивность шкалы, и индексом Джини. Коэффициент при *TRR* оказался статистически значимым и отрицательным как в Модели 2 (–0,0003; $p = 0,02$), так и в Модели 4 (–0,0003; $p = 0,02$). *H*4 подтверждается: усиление прогрессивности шкалы транспортного налога сопровождается статистически значимым, хотя и небольшим по величине снижением неравенства доходов в регионе.

ОБСУЖДЕНИЕ

Обозначенная во введении дискуссия о нереализованном потенциале имущественных налогов в части их социальной роли [4, 15] находит эмпирическое подтверждение в настоящем исследовании. Из четырех поставленных гипотез подтвердилась лишь одна, касающаяся перераспределения доходов через канал ставок. К сожалению, сопоставить результаты с зарубежными работами в полной мере нельзя, так как там налог имеет, скорее, экологическую направленность, в частности из-за включения выбросов CO^2 в его расчет [14] или факта уплаты «углеродного налога» (carbon tax) для автомобилей [34]. Тем не менее отсутствие значимости у доли льготных плательщиков в рамках гипотезы *H*1 позволяет говорить о том, что льготный механизм в его нынешнем виде выполняет, скорее, компенсаторную, чем перераспределительную функцию – налоговая нагрузка на отдельных плательщиков действительно снижается, однако адресность поддержки слоев с низкими доходами отсутствует. Это также согласуется с категориальным характером большинства льгот [22], при котором право на освобождение или снижение ставки определяется формальным статусом плательщика (инвалидность, многодетность, статус ветерана и т. д.), а не фактическим уровнем его благосостояния. В результате льгота может доставаться как малообеспеченному, так и относительно обеспеченному владельцу транспортного средства, что размывает ее потенциальный перераспределительный эффект и объясняет статистическую незначимость коэффициента при *ShPP*.

Отдельного объяснения требует положительная и статистически значимая связь между средним размером предоставленной льготы и уровнем бедности (*H*2), которая, на первый взгляд, противоречит здравому смыслу, поскольку логично было бы ожидать, что более крупная льгота снижает нагрузку на плательщика и тем самым сокращает бедность, а не увеличивает ее. Полагаем, что данный результат может объясняться сразу несколькими механизмами, которые в рамках имеющихся данных невозможно разделить между собой. Во-первых, нельзя исключать обратную каузальность, при которой не более высокая льгота говорит о увеличении бедности, а наоборот – изначально более высокий уровень бедности в регионе способствует увеличению налоговых льгот. Во-вторых, средний размер льготы, рассчитываемый как отношение выпадающих доходов бюджета к числу льготников, чувствителен не только к щедрости самой меры поддержки, но и к структуре парка транспортных средств, на которые она распространяется. Так, рост *AvgPR* может отражать не усиление помощи бедным, а увеличение выпадающих доходов бюджета за счет относительно обеспеченных категорий плательщиков. В-третьих, возможен композиционный эффект, при котором рост среднего размера может сопровождаться повышением концентрации поддержки на конкретной группе плательщиков. В этом случае влияние на бедность вполне может оказаться нейтральным или даже отрицательным, поскольку основная часть

бедного населения остается вне поля зрения регулятора. Эти и другие причины могут не способствовать отбрасыванию гипотезы *H*2, а также *H*3, ожидаемый знак в которой напрямую связан с влиянием на нижние доходные групп.

На этом фоне подтверждение гипотезы *H*4 приобретает особое значение. В отличие от льготного механизма ставочная прогрессия распространяется на всех плательщиков соответствующей категории транспортных средств без исключений и не зависит от формального статуса владельца, что, по всей видимости, и обеспечивает ее более выраженный перераспределительный эффект.

Для моделирования практически любого социально-экономического процесса или явления становится актуальным и дискуссионным отбор контрольных переменных. В рамках нашего исследования мы ограничились лишь двумя – ВРП на душу населения и уровнем безработицы в регионе. Тем не менее в дальнейшей перспективе для улучшения объяснительной способности моделей целесообразно учесть, например, долю социальных выплат в структуре доходов граждан и реальную производительности труда [35]. В настоящем исследовании этого сделать не удалось ввиду ограниченности выборки и, как следует, степеней свободы. Что касается моделей, в дальнейшем также можно рассмотреть и другие спецификации, включающие как нелинейные эффекты влияния налоговых льгот, так и учет больших лагов. Попробовать эти варианты можно было и в рамках настоящего исследования, однако проверка нелинейности в условиях малой выборки была бы, на наш взгляд, крайне спорным решением, а лагирование с большими шагами еще больше сократило ее размер.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Проведенное исследование было направлено на оценку перераспределительного потенциала транспортного налога физических лиц в отношении бедности и неравенства доходов в регионах СЗФО за 2014–2024 гг. Из четырех проверенных гипотез подтвердилась лишь одна – рост отношения ставок налога на мощные и маломощные автомобили (*TRR*) значимо связан со снижением индекса Джини (*H*4), тогда как доля льготных плательщиков (*H*1) и средний размер льготы (*H*2, *H*3) не продемонстрировали ожидаемого эффекта. Более того, средний размер предоставленной льготы оказался значимо и положительно связан с уровнем бедности, что вероятно объясняется деятельностью региональных властей по снижению уже наблюдаемого высокого уровня бедности. Нами сделан вывод о том, что льготный механизм по данному фискальному инструменту в настоящем виде не направлен на поддержку граждан с низким уровнем дохода, тогда как прогрессия ставок оказывает влияние на снижение дифференциации по доходам.

Полученные выводы стоит интерпретировать с учетом ограничений, прописанных в разделе «Материалы и методы». Перспективным направлением дальнейших исследований представляется расширение выборки на другие федеральные округа, включение дополнительных контрольных переменных, проверка нелинейных эффектов налоговых предикторов и альтернативных лаговых структур на данных большей размерности.

Вклад авторов

Д. С. Гончарук: проведение исследования, разработка методологии, визуализация, написание черновика рукописи.

М. А. Печенская-Полищук: разработка концепции, научное руководство, написание рукописи – рецензирование и редактирование.

Contributions

D. S. Gocnharuk: investigation, methodology, visualization, writing – original draft.

M. A. Pechenskaya-Polishchuk: conceptualization, supervision, writing – review & editing.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ / REFERENCES

1. Панскoв В.Г. Принцип справедливости и его отражение при налогообложении физических лиц в российской налоговой системе. *ЭТАП: экономическая теория, анализ, практика.* 2016;(3):58-72.

   Panskov V.G. The principle of justice and its reflection in the taxation of individuals in the Russian tax system. *ETAP: Economic Theory, Analysis, Practice.* 2016;(3):58-72. (In Russ.)

2. Пинская М.Р. Подходы к пониманию налоговой справедливости. *Journal of Tax Reform.* 2015;1(1):90-99. https://doi.org/10.15826/jtr.2015.1.1.006

Pinskaya M.R. Approaches to understanding the tax equity. *Journal of Tax Reform.* 2015;1(1):90-99. (In Russ.) https://doi.org/10.15826/jtr.2015.1.1.006

3. Шмелев Ю.Д. О критериях оценки эффективности и справедливости налоговой политики государства. *Экономика. Налоги. Право.* 2017;(2):113-120.

   Shemelev Yu.D. On criteria for assessing the effectiveness and fairness of the state tax policy. *Economics, Taxes & Law.* 2017;(2):113-120. (In Russ.)

4. Пугачев А.А. Потенциал налогового воздействия на экономическое неравенство граждан в России. *Экономические и социальные перемены: факты, тенденции, прогноз.* 2024;17(1):142-158. https://doi.org/10.15838/esc.2024.1.91.8

   Pugachev A.A. The potential of tax impact on the economic inequality of citizens in Russia. *Economic and Social Changes: Facts, Trends, Forecast.* 2024;17(1):142-158. (In Russ.) https://doi.org/10.15838/esc.2024.1.91.8

5. Wilkinson B.R., Hageman A.M. The role of political elites in income tax system design and tax fairness. *The British Accounting Review.* 2023;55(3):101172. https://doi.org/10.1016/j.bar.2022.101172

6. Tjan, J.S. The role of tax systems in reducing income inequality: A literature review. *Advances in Taxation Research.* 2024;2(1):50-64. https://doi.org/10.60079/atr.v2i1.290

7. Капелюшников Р.И. Экономическое неравенство – вселенское зло? *Вопросы экономики.* 2019;(4):91-106. https://doi.org/10.32609/0042-8736-2019-4-91-106

   Kapelyushnikov R.I. Is economic inequality a universal evil? *Voprosy Ekonomiki.* 2019;(4):91-106. (In Russ.) https://doi.org/10.32609/0042-8736-2019-4-91-106

8. Римашевская Н.М., Мигранова Л.А. Социально-экономическое неравенство в России. *Народонаселение.* 2016;3(73):17-33.

   Rimashevskaya N.M., Migranova L.A. Socio-economic differentiation in Russia. *Population.* 2016;3(73):17-33. (In Russ.)

9. Atkinson A.B. On the measurement of inequality. *Journal of Economic Theory.* 1970;2(3):244-263. https://doi.org/10.1016/0022-0531(70)90039-6

10. Белехова Г.В. Масштабы неравенства и особенности его восприятия в современной России. *Экономические и социальные перемены: факты, тенденции, прогноз.* 2023;16(1):164-185. https://doi.org/10.15838/esc.2023.1.85.9

    Belekhova G.V. The scale of inequality and the specifics of its perception in modern Russia. *Economic and Social Changes: Facts, Trends, Forecast.* 2023;16(1):164-185. (In Russ.) https://doi.org/10.15838/esc.2023.1.85.9

11. Eydam U., Qualo H. Income inequality and taxes–an empirical assessment. *Applied Economics Letters*. 2024;31(18):1828-1835. https://doi.org/10.1080/13504851.2023.2208328

12. Вылкова Е.С. НДФЛ: реформирование в России и влияние на неравенство доходов населения. *Journal of New Economy.* 2021;(2):5-22. https://doi.org/10.29141/2658-5081-2021-22-2-1

    Vylkova E.S. Personal income tax: reforms in Russia and their impact on the income inequality. *Journal of New Economy.* 2021;(2):5-22. (In Russ.) https://doi.org/10.29141/2658-5081-2021-22-2-1

13. Гончарук Д.С., Печенская-Полищук М.А. Сглаживание неравенства доходов россиян на основе регулирования налогообложения физических лиц. *Социальное пространство.* 2025;11(4):6. https://doi.org/10.15838/sa.2025.4.48.6

    Goncharuk D.S., Pechenskaya-Polishchuk M.A. Smoothing income inequality of Russians based on regulation of taxation of individuals. *Social Area.* 2025;11(4):6. (In Russ.) https://doi.org/10.15838/sa.2025.4.48.6

14. Гончарук Д.С. Оценка соотношения между расходами на налоговые льготы и доходами от повышающих коэффициентов по транспортному налогу. *Исследование проблем экономики и финансов.* 2025;(4):7. https://doi.org/10.31279/2782-6414-2025-4-7

    Goncharuk D.S. Assessment of the relationship between expenditures on tax benefits and revenues from surcharge coefficients under the transport tax. *Research in Economic and Financial Problems.* 2025;(4):7. (In Russ.) https://doi.org/10.31279/2782-6414-2025-4-7

15. Гончаренко Л.И., Савина О.Н. Проблемы налогового регулирования социальной поддержки населения в Российской Федерации: региональный аспект. *Экономика. Налоги. Право.* 2015;(6):118-127.

    Goncharenko L.I., Savina O.N. Tax tools to provide social support of the population in the Russian Federation: the regional aspect. *Economics, Taxes & Law.* 2015;(6):118-127. (In Russ.)

16. Леонидова Г.В., Басова Е.А., Рассадина М.Н. Кластерный анализ доходного неравенства населения Российских регионов. *Проблемы развития территории.* 2022;26(6):94-114. https://doi.org/10.15838/ptd.2022.6.122.6

    Leonidova G.V., Basova E.A., Rassadina M.N. Cluster analysis of income inequality of the Russian population. *Problems of Territory's Development.* 2022;26(6):94-114. (In Russ.) https://doi.org/10.15838/ptd.2022.6.122.6

17. McKay S. Tax, benefits and household income. *Taxation and Social Policy.* Policy Press. 2023:108-127. https://doi.org/10.51952/9781447364207.ch007

18. Baker M., Messacar D., Stabile M. Effects of child tax benefits on poverty and labor supply: Evidence from the Canada Child Benefit and Universal Child Care Benefit. *Journal of Labor Economics.* 2023;41(4):1129-1182. https://doi.org/10.1086/721379
19. Гончарук Д.С. Подходы к региональному налогообложению: отечественный и зарубежный опыт. *Вопросы территориального развития.* 2026;14(1):1. https://doi.org/10.15838/tdi.2026.1.69.1

    Goncharuk D.S. Approaches to regional taxation: Russian and foreign experience. *Territorial Development Issues.* 2026;14(1):1. (In Russ.) https://doi.org/10.15838/tdi.2026.1.69.1
20. Knittel C.R. Automobiles on steroids: Product attribute trade-offs and technological progress in the automobile sector. *American Economic Review.* 2009;101(7):3368-3399. https://doi.org/10.1257/aer.101.7.3368
21. Ehigiamusoe K.U., Majeed M.T., Dogan E. The nexus between poverty, inequality and environmental pollution: evidence across different income groups of countries. *Journal of Cleaner Production.* 2022;341(10):130863. https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2022.130863
22. Бородина А.С. Региональные особенности взимания транспортного налога с физических лиц. *Налоги и налогообложение.* 2017;(8):1-14. https://doi.org/10.7256/2454-065X.2017.8.23703

    Borodina A.S. Regional features of collecting transport tax from individuals. *Taxes and Taxation.* 2017;(8):1-14. (In Russ.) https://doi.org/10.7256/2454-065X.2017.8.23703
23. Брагин В., Осаковский В. Оценка естественного уровня безработицы в России в 1994–2003 гг.: эмпирический анализ. *Вопросы экономики.* 2004;(3):95-104. https://doi.org/10.32609/0042-8736-2004-3-95-104

    Bragin V., Osakovsky V. Estimation of the natural rate of unemployment in Russia in 1994–2003: empirical analysis. *Voprosy Ekonomiki.* 2004;(3):95-104. (In Russ.) https://doi.org/10.32609/0042-8736-2004-3-95-104
24. Патракова С.С. Влияние автотранспортной связности на экономический рост регионов: эконометрическое моделирование. *Экономические и социальные перемены: факты, тенденции, прогноз.* 2025;18(1):89-105. https://doi.org/10.15838/esc.2025.1.97.5

    Patrakova S.S. The impact of road transport connectivity on economic growth of regions: Econometric modeling. *Economic and Social Changes: Facts, Trends, Forecast.* 2025;18(1):89-105. (In Russ.) https://doi.org/10.15838/esc.2025.1.97.5
25. Beck N., Katz J.N. What to do (and not to do) with time-series cross-section data. *American Political Science Association.* 1995;89(3):634-647. https://doi.org/10.2307/2082979
26. Spanos A. On Panel Data Modeling and Inference: Fixed vs. Random Effects and the Dispute between Mundlak and Nerlove. *Available at SSRN.* 2025;5267480. https://doi.org/10.2139/ssrn.5267480
27. Chiang E.P., Assane D. Determinants of music copyright violations on the university campus. *Journal of Cultural Economics.* 2007;31(3):187-204. https://doi.org/10.1007/s10824-007-9042-y
28. Андреева Е.И., Бычков Д.Г., Феоктистова О.А. COVID–19 и антикризисная социальная поддержка. *Финансовый журнал.* 2021;13(1):28-38. https://doi.org/10.31107/2075-1990-2021-1-28-38

    Andreeva E.I., Bychkov D.G., Feoktistova O.A. COVID-19 and anti-crisis social support. *Financial Journal.* 2021;13(1):28-38. (In Russ.) https://doi.org/10.31107/2075-1990-2021-1-28-38
29. Смирнов Е.Н. Эволюция международной практики применения антироссийских экономических санкций. *Российский внешнеэкономический вестник.* 2022;(4):7-35. https://doi.org/10.24412/2072-8042-2022-4-7-35

    Smirnov E.N. The evolution of international sanctions against Russia. *Russian Foreign Economic Journal.* 2022;(4):7-35. (In Russ.) https://doi.org/10.24412/2072-8042-2022-4-7-35
30. Кормишкин Е.Д., Иванова И.А., Моисеева И.В. К вопросу о бедности в России: факты, парадоксы, особенности и перспективы сокращения. *Экономические и социальные перемены: факты, тенденции, прогноз.* 2023;16(4):218-235. https://doi.org/10.15838/esc.2023.4.88.12

    Kormishkin E.D., Ivanova I.A., Moiseeva I.V. On the issue of poverty in Russia: facts, paradoxes, specifics, and alleviation prospects. *Economic and Social Changes: Facts, Trends, Forecast.* 2023;16(4):218-235. (In Russ.) https://doi.org/10.15838/esc.2023.4.88.12
31. Škare M., Družeta, R.P. Poverty and economic growth: a review. *Technological and Economic Development of Economy.* 2016;22(1):156-175. https://doi.org/10.3846/20294913.2015.1125965
32. Martínez R., Ayala L., Ruiz-Huerta J. The impact of unemployment on inequality and poverty in OECD countries. *Economics of Transition.* 2003;9(2):417-447. https://doi.org/10.1111/1468-0351.00082
33. Глазырина И.П., Клевакина Е.А. Экономический рост и неравенство по доходам в регионах России. *ЭКО.* 2013;11(473),113-128.

    Glazyrina I.P., Klevakina E.A. Economic growth and income inequality in Russian regions. *ECO.* 2013;11(473):113-128. (In Russ.)

34. Sánchez-Serrano M., Arce G., Zafrilla J. et al. Unveiling households' vulnerabilities across regions and generations in Spain: a carbon tax and compensation approach. *Journal of Industrial Ecology.* 2026;30(1):269-281. https://doi.org/10.1007/s44498-026-00019-x
35. Малкина М.Ю. Оценка факторов внутрирегиональной дифференциации доходов населения РФ. *Пространственная экономика.* 2015;(3):97-119. https://doi.org/10.14530/se.2015.3.097-119

Malkina M.Yu. Evaluation of the factors of intra-regional income differentiation of the Russian population. *Spatial Economics.* 2015;(3):97-119. (In Russ.) https://doi.org/10.14530/se.2015.3.097-119