

Двусторонняя каузальность имущественного неравенства и экономического развития*

М. Л. Дорофеев

*Финансовый университет при Правительстве РФ
(Москва, Россия)*

Проблема выявления причинно-следственных связей между имущественным неравенством и экономическим развитием приобретает особую актуальность в условиях глобальной экономической нестабильности и реализации национальных целей устойчивого развития. Настоящее исследование обусловлено необходимостью уточнить характер двунаправленной каузальности между имущественным неравенством и показателями экономического роста для разработки эффективной стратегии государственного финансового регулирования. Цель исследования — эмпирическая оценка двунаправленной каузальности между имущественным неравенством и экономическим ростом с учетом гетерогенности эффектов по уровню среднедушевых доходов. Результаты показывают принципиальную асимметрию в анализе влияния имущественного неравенства на экономические показатели. В моделях темпов экономического роста прямая связь с имущественным неравенством не подтверждается. Напротив, в моделях уровня благосостояния (логарифм ВВП на душу населения по ППС) выявлена статистически значимая нелинейная зависимость, указывающая на то, что рост имущественного неравенства ассоциируется со снижением уровня благосостояния вплоть до порогового значения 0,84 по коэффициенту Джини. Впервые на репрезентативной глобальной выборке продемонстрировано, что агрегированные модели, не разделяющие влияние имущественного неравенства на уровень благосостояния (размеры подушевого ВВП) и на темпы экономического роста, могут приводить к искаженным выводам и смешению противоположно направленных эффектов. Выявлена

Дорофеев Михаил Львович (dorofeevml@yandex.ru), к. э. н., доцент кафедры общественных финансов Финуниверситета.

* Статья подготовлена по результатам исследований, выполненных за счет бюджетных средств по государственному заданию Финуниверситета. Автор выражает благодарность анонимным рецензентам за конструктивные замечания, которые способствовали существенному улучшению качества статьи.

асимметрия механизмов формирования имущественного неравенства между странами с низким и высоким уровнем дохода, опровергающая универсальную применимость гипотезы Кузнеця к распределению богатства и указывающая на необходимость отказаться от поиска единой кривой в пользу контекстно зависимого анализа. В исследовании при оценке и регулировании имущественного неравенства предлагается методологический переход от агрегированных к структурно-дифференцированным подходам, в рамках которого диагностика строится не на уровне индекса Джини, а на декомпозиции богатства по функциональному назначению активов и институциональному контексту. На основании полученных результатов для Российской Федерации рекомендуется как минимум сохранить текущий уровень имущественного неравенства посредством применения дифференцированного налогообложения активов с учетом их функционального назначения. Целесообразно создать условия для умеренного ускорения темпов экономического роста при осторожной трансформации системы имущественного налогообложения, механизмов наследования, усиления прозрачности владения активами, поскольку краткосрочные фискальные меры на определенной стадии не способны преодолеть структурную долгосрочную устойчивость имущественного неравенства.

Ключевые слова: имущественное неравенство, экономический рост, фискальная политика, качество институтов, гипотеза Кузнеця, прогрессивное налогообложение, налог на богатство, налог на наследство.

JEL: C23, D31, H23, H50, I38, O40.

Введение

Теоретические представления о связи между экономическим неравенством и ростом берут начало в гипотезе Кузнеця (Kuznets, 1955), предполагающей нелинейную (перевернутую. U-образную) зависимость между уровнем развития и доходным неравенством. В дальнейшем исследовательский фокус сместился в сторону анализа имущественного неравенства. Одной из ключевых научных гипотез в этой области является гипотеза Т. Пикетти о том, что устойчивое превышение доходности капитала над темпами экономического роста (условие $z > \delta$) выступает фундаментальной силой, ведущей к росту концентрации богатства. В современных исследованиях эмпирические проверки подтверждают гипотезу Пикетти о наличии значимой положительной связи между фактором «г—g» и долей богатства у топ-1% самых обеспеченных домохозяйств (Jakurti, 2025). Вместе с тем, несмотря на значительный объем накопленных эмпирических данных, остаются недостаточно изученными не только направление и сила связи, но и условия, при которых экономический рост может способствовать снижению имущественного неравенства, не препятствуя при этом устойчивому развитию.

Особую сложность для исследователей представляет идентификация причинно-следственных эффектов. Хотя в научной литературе теоретически допускается двусторонняя каузальность, большинство предшествующих исследований, включая нашу работу (Дорофеев, Ковалев, 2026), опираются на статические панельные модели с фиксированными эффектами (OLS-FE). Однако, как показано в: Islam,

McGillivray, 2020; Brueckner, Lederman, 2018, подобный подход игнорирует эндогенность, динамическую зависимость и обратную причинность, поэтому результаты моделирования приводят к получению смещенных оценок. В связи с этим данная работа развивает ранее полученные результаты, применяя более строгий динамический подход.

Актуальность настоящего исследования обусловлена глобальным ростом имущественного неравенства (см.: Chancel et al., 2022) и его потенциально негативным влиянием на устойчивость экономического развития, особенно в условиях постпандемийного восстановления и геополитической нестабильности. Несмотря на относительную стабилизацию доходного коэффициента Джини и его прогнозируемое сокращение в связи с глобальными налоговыми реформами в 2024 г., а также стремлением правительства России снизить уровень доходного неравенства до 0,37 по доходному индексу Джини вместе с сокращением уровня абсолютной бедности до 7%⁴, имущественное неравенство в России остается высоким по международным меркам и до сих пор не охвачено системной регуляторной стратегией на уровне национального целеполагания. Это создает риски для долгосрочной социальной устойчивости и может девальвировать достигнутые успехи в борьбе с бедностью и доходным неравенством. Цель настоящей работы заключается в эмпирической оценке двусторонней каузальности между имущественным неравенством и экономическим ростом.

Обзор литературы

Современная экономическая литература содержит обширный массив эмпирических работ, посвященных связи между имущественным неравенством и экономическим ростом, при этом теоретическое обоснование этих взаимосвязей остается достаточно фрагментарным. Анализ научной литературы позволяет выделить три ключевых канала влияния экономического неравенства на темпы роста экономики и на уровень жизни.

Во-первых, в неоклассической научной школе (см.: Piketty, Saez, 2014) концентрация богатства может стимулировать накопление капитала за счет более высокой склонности состоятельных агентов к сбережению. Однако в моделях эндогенного роста (см.: Aghion, Howitt, 1992; Galor, Zeira, 1993) экономическое неравенство, особенно при кредитных ограничениях для большинства домохозяйств, ведет к неэффективному распределению доходов в экономике и снижению долгосрочных темпов экономического роста. Этот эффект проявляется через канал неравенства стартовых возможностей: малоимущие домохозяйства не могут инвестировать в качественное образование, вследствие чего их потенциальные пожизненные доходы существенно ограничены (см.: Криворучко, Ризванова, 2025).

Во-вторых, политико-институциональный канал (см.: Acemoglu, Robinson, 2006; Stiglitz, 2012) исходит из того, что имущественное

¹ В соответствии с Единым планом по достижению национальных целей развития России до 2030 г. <http://static.government.ru/media/files/ZsnFICpxWknEXeTfQdmcFHNei2FhcR0A.pdf>

неравенство трансформируется в неравенство политического влияния и ведет к формированию эксклюзивных (социально исключаящих) институтов, тем самым снижая уровень совокупной экономической эффективности и производительности труда, усиливая макроэкономическую нестабильность и подрывая экономическую мобильность. Очевидно, что следствием перечисленного с высокой вероятностью станут отклонение фактических темпов роста от их оптимальных значений и устойчивое отставание в развитии.

В-третьих, в межпоколенческом аспекте влияния имущественного неравенства на рост подчеркнута роль наследования имущества как механизма передачи привилегий, что в условиях структурной трансформации глобальной экономики и роста уровня неопределенности дополнительно, ограничивает инновационный потенциал и усугубляет региональную дифференциацию (см.: Bowles, Gintis, 2002).

Ниже представлен обзор эмпирических работ с акцентом на каузальные связи между экономическим неравенством и ростом, а также на роль фискальной политики, человеческого капитала и уровня институционального развития экономики.

Фискальная политика, человеческий капитал и институты как регуляторы экономического неравенства

Бюджетная политика, включающая прогрессивное налогообложение и целевые социальные трансферты, является ключевым инструментом финансового перераспределения. Систематический обзор литературы (см.: Granger et al., 2022) показывает, что фискальные меры в среднем снижают внутристрановое экономическое неравенство на 40%, причем эффект наиболее выражен в странах с высоким уровнем подушевых доходов. В: Bucheli et al., 2020; Rossignolo, 2017, оценено сокращение коэффициента Джини за счет прямых налогов и трансфертов в диапазоне 0,07—0,51, а регрессивные косвенные налоги без компенсации в форме налоговых вычетов, необлагаемой базы или целевых трансфертов низкодоходным группам населения усугубляют проблему бедности (см.: Чеглакова и др., 2023; Лосева и др., 2024). В: Musibau et al., 2024; Anjarwi, 2025, подтверждено, что перераспределительный эффект фискальной политики усиливается при высоком качестве экономических институтов. В: Bachas et al., 2023, показано, что в $\frac{2}{3}$ проанализированных стран с низким и средним уровнем подушевых доходов бедные домохозяйства выступают неттоплательщиками в бюджетную систему, что по расчетам авторов увеличивает уровень бедности на 3—5 п. п., требуя более существенного объема бюджетных расходов на финансирование системы социальной защиты, а также применения адресных инструментов ее реализации.

Государственные расходы на образование, здравоохранение и инфраструктуру снижают уровень экономического неравенства и стимулируют рост экономики (см.: Arjang et al., 2025; Agussalim et al., 2024). В: Adu, Odhiambo, 2022, показано, что расходы на образование сокращают имущественное неравенство на 1—2 и. п. ежегодно, превосходя по эффективности прямые социальные трансферты.

В: Ulu, 2018, оценено сокращение индекса Джини на 0,0015 при росте социальных расходов на 1% ВВП.

Многие авторы подчеркивают, что эффективность фискальной политики в части преодоления неравенства зависит от качества институтов. В: Musibau et al., 2024, показано, что при недостаточном контроле проблемы коррупции перераспределительный эффект фискальной политики для стимулирования экономического роста и сокращения экономического неравенства полностью нивелируется. В: Acemoglu, Robinson, 2012, утверждается, что сильные институты повышают эффективность фискальных мер на 15—25%. Парадокс Ламберта (см.: Lustig, 2018) — рост уровня бедности при снижении индекса Джини — также возникает из-за низкого качества институционального устройства экономики и часто обусловлен проблемами с фискальным администрированием доходов и расходов, недостаточной адресностью социальных трансфертов и неработающими механизмами проверки нуждаемости, в связи с чем социальные трансферты в целом расходуются недостаточно эффективно (см.: Криничанский и др., 2023; Криничанский, Понаморенко, 2024; Шедько и др., 2025).

*. Прямая и обратная каузальность
между экономическим неравенством и ростом*

В большей части эмпирических исследований отмечена отрицательная и прямая связь между неравенством (в первую очередь доходным) и экономическим ростом. Так, по оценкам в: Dabla-Norris et al., 2015, ВВП снижается на 0,5 — 1 и. п. при росте Джини на 0,1, особенно в развивающихся странах. Имущественное неравенство оказывает более устойчивое негативное воздействие на динамику экономического роста, чем доходное неравенство (см.: Alesina, Rodrik, 1994), однако «производительные» расходы на образование и инфраструктуру способны компенсировать этот эффект (см.: Arjang et al., 2025).

В: Jakurti, 2025, С использованием SVAR-модели подтверждено, что условие, характеризующее неравенством $r > g$ (доходность капитала превышает темпы экономического роста), приводит к систематическому и устойчивому увеличению уровня имущественного неравенства на 0,05 — 0,07 и. п. ежегодно. При этом данный эффект особенно выражен в условиях слабо развитых экономических институтов, поскольку финансовая система не способна нивелировать этот эффект в долгосрочной перспективе даже при формальных намерениях государства регулировать нарастающую проблему неравенства.

Обратная каузальность между неравенством и экономическим ростом проявляется неоднозначно. Устойчивый экономический рост (свыше 3% в год) в среднем позволяет сокращать индекс Джини в диапазоне 0,02 — 0,05 п. п. (см.: Танасова и др., 2023; IMF, 2024), но лишь при соответствующем уровне бюджетных расходов и инвестиций в социальную сферу. В ряде исследований гипотеза Кузнецца частично подтверждается, в результате чего в научной литературе поддерживается гипотеза о том, что на ранних этапах развития экономический рост может усиливать экономическое неравенство, но для более высокого уровня развития и зрелых экономик его необходимо сокращать.

*Эволюция методологии оценки связей между неравенством
и ростом и переход от статических моделей
к динамическому анализу каузальности*

Ранние эмпирические исследования опирались на статические модели OLS-FE, игнорируя динамику и цикличность экономического роста, а также эндогенность экономического неравенства и роста. С конца 2010-х годов в научной литературе доминируют динамические модели, особенно методы Difference и System GMM (см.: lyke, Но, 2017; Breunig, Majeed, 2020), позволяющие корректно учитывать инерцию экономического роста и двустороннюю причинность роста и экономического неравенства. В: Islam, McGillivray, 2020, показано, что OLS-оценки существенно смещены, и только системный метод GMM выявляет более корректные зависимости, показывая значимое и устойчиво негативное влияние имущественного неравенства. Таким образом, можно предположить, что нелинейные зависимости (U-образная кривая) ранее могли быть артефактами статических моделей (см.4 Brueckner, Lederman, 2018), следовательно, ряд ранее полученных выводов из большого блока эмпирических исследований требует перепроверки.

Однако современные эмпирические работы с применением сравнительно новых для данной сферы научных интересов методов машинного обучения (см.: Motahar, Mamipour, 2026; Дорофеев, 2025) подтверждают гетерогенность эффекта экономического неравенства в контексте экономического роста, сохраняя дискуссионный характер проблемы и требуя проведения дополнительных исследований на основе классических эконометрических методов. Тем не менее исследования показывают, что в развитых странах умеренная концентрация богатства может быть нейтральной или положительной, а в развивающихся она, как правило, оценивается как однозначно негативная. Более того, в эмпирических работах представлены результаты, показывающие оптимальные диапазоны экономического неравенства с точки зрения максимизации темпов экономического роста. Так, в научной литературе встречаются оценки пороговых значений экономического неравенства, например, посленалоговый индекс Джини на уровне 0,35—0,65 (см.: Дорофеев, 2025), а также имущественный индекс Джини на уровне 0,72—0,78 (см.: Motahar, Mamipour, 2026).

Гипотезы исследования

На основе теоретического анализа и систематического обзора эмпирической литературы, дополненного предварительными результатами пилотного моделирования, в настоящем исследовании формулируются и подвергаются проверке следующие три гипотезы, отражающие ключевые аспекты двунаправленной связи между имущественным неравенством и экономическим развитием (темпами роста и уровнем душевого ВВП).

Гипотеза 1 (прямая каузальность «имущественное неравенство → уровень благосостояния»). Имущественное неравенство оказывает статистически значимое отрицательное влияние на уровень экономического благосостояния (ВВП на душу населения).

Гипотеза 2 (обратная каузальность «темпы роста —> имущественное неравенство»). Темпы экономического роста оказывают нелинейное (U-образное) влияние на имущественное неравенство в странах с низким уровнем дохода.

Гипотеза 3 (гетерогенность эффектов по уровню развития). Характер и направление связи между имущественным неравенством и экономическими показателями существенно различаются между странами с низким и высоким уровнем дохода.

Материалы и методы исследования

Информационная база исследования сформирована на основе панельных данных, полученных из: World Inequality Database 2025 (WID)²; World Development Indicators (World Bank, 2025a) и Worldwide Governance Indicators (World Bank, 2025b) по 117 странам за период 2003—2023 гг. Для сглаживания краткосрочных колебаний и минимизации влияния циклических шоков основные показатели агрегированы в виде трехлетних средних (неперекрывающиеся окна, всего семь трехлетних периодов 2003—2005, 2006—2008, ..., 2021—2023). После усреднений и очистки от пропущенных значений итоговая сбалансированная выборка включает 272 наблюдения. Описательная статистика информационной базы исследования представлена в Приложении.

В настоящем исследовании оцениваются прямая и обратная каузальность между темпами и уровнем экономического роста, с одной стороны, и имущественным неравенством — с другой. Имущественное неравенство измеряется с использованием коэффициента Джини по чистому богатству (Wealth Gini), рассчитанного на основе данных World Inequality Database, а также по доле богатства, принадлежащего топ 1% населения из той же базы.

Выбор трехлетних периодов для усреднения макроэкономических показателей является компромиссом между методологической строгостью, доступностью данных и техническими требованиями динамического панельного анализа. Замеры имущественного неравенства в глобальных базах данных проводятся нерегулярно и иногда обновляются даже их прошлые опубликованные значения. Трехлетнее усреднение обеспечивает максимальное покрытие наблюдений при одновременном снижении влияния разовой измерительной ошибки. (Пятилетние окна, как в: Motahar, Mamipour, 2026, приводят к существенной потере данных, а в нашем случае и значительному сокращению длины выборки данных за период 2003—2023 гг., что нежелательно для моделей типа System GMM.) Трехлетние окна дают возможность использовать лаги 2—4-го порядка в качестве валидных инструментов для System GMM, устранить краткосрочные циклические колебания для переменной «темпы экономического роста», обусловленные деловыми циклами и временными шоками, не искажая при этом среднесрочные структурные тенденции. С этой точки зрения результаты настоящего

² World Inequality Database. <https://wid.world/data>

исследования могут качественно дополнять работы, проведенные на данных с 5-летним усреднением.

Для оценки гетерогенности разделение выборки на страны с низким и высоким доходом выполнено по медианному значению ВВП по ППС в постоянных ценах на душу населения. Такое решение связано с ограничением длины временных рядов после перехода на неперекрывающиеся трех летние средние значения и снижения качества моделей при дроблении генеральной выборки на более мелкие страновые подгруппы.

Для проверки гипотез о нелинейных зависимостях оценивались спецификации с квадратичными членами и мультипликативными взаимодействиями. Использовался системный метод обобщенных моментов двухшаговый System GMM (Blundell—Bond) с двухсторонними фиксированными эффектами (трансформация «Id», опция collapse), а также с поправкой Windmeijer (HC3) для стандартных ошибок (см.: Windmeijer, 2005). Метод позволяет контролировать гетерогенность и дает более точные оценки для используемых зависимых переменных. Базовая модель для System GMM имеет вид:

$$y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + \beta' X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it},$$

где: $i = 1, \dots, N$; индекс страны ($i = 1, \dots, 117$); $t = 1, \dots, T$ — индекс трехлетнего временного окна ($t = 2003-2005, \dots, 2021-2023$); y_{it} — зависимая переменная для страны i в периоде t , для прямой каузальности зависимая переменная — экономический рост, обратной — имущественное неравенство; $y_{i,t-1}$ — лаг зависимой переменной (динамический компонент); X_{it} — вектор экзогенных и предопределенных регрессоров; μ_i — неизменяемые страновые фиксированные эффекты; λ_t — временные фиксированные эффекты; ε_{it} — случайная ошибка.

Временные фиксированные эффекты включены во все спецификации моделей для контроля глобальных шоков и нестационарности, общей для всех стран в каждом временном интервале. Такой подход в сочетании с использованием лаговых значений в качестве инструментов в рамках System GMM позволяет минимизировать смещение оценок, связанное с долгосрочными трендами нестационарных переменных, таких как ВВП на душу населения. Дополнительно агрегация данных по 3-летним неперекрывающимся окнам снижает влияние краткосрочных циклических колебаний и повышает робастность оценок к проблемам нестационарности.

Результаты исследования

. Прямая каузальность «имущественное неравенство уровень благосостояния»

В первом раунде моделирования в рамках оценки прямой каузальности проведено исследование влияния имущественного коэффициента Джини на темпы роста ВВП на душу населения (табл. 1).

Т а б л и ц а 1

**Влияние имущественного неравенства на темпы роста ВВП
на душу населения (двухшаговый System GMM, 3-летние периоды)**

Переменная	Модель 1	Модель 2	Модель 3	Модель 4	Модель 5	Модель 6
	основная спецификация	базовая спецификация	расширенная, с дополни- тельными контролями	взаимодействие для стран выше медианы	взаимодействие для стран ниже медианы	без доходного неравенства
Лог темпов роста подушевого ВВП (%)	0,405*** (0,079)	0,421*** (0,060)	0,424*** (0,067)	0,329* (0,142)	0,319*** (0,092)	0,346*** (0,062)
Постналоговый Gini (<i>post_gini</i>)	19,447** (7,071)	16,078*** (4,953)	13,597*** (4,065)	39,964* (18,396)	10,451 (9,190)	—
Имущественный Gini (<i>w_gini</i>)	-315,86 (250,59) $p = 0,208$	23,876* (13,979) $p = 0,088$	20,335* (10,598) $p = 0,055$	15,707 (17,861) $p = 0,379$	402,69 (697,87) $p = 0,564$	328,92 (257,69) $p = 0,202$
Квадрат <i>w_gini</i> (<i>w_gini</i> ²)	195,43 (157,78) $p = 0,215$	—	—	—	-258,27 (444,21) $p = 0,561$	-203,66 (168,34) $p = 0,226$
Логарифм ВВП на душу населения по ППС	1,024* (0,477)	2,088** (0,745)	0,960* (0,434)	—	—	-0,773# (0,437)
Ln(ВВП на душу) Above median dummy	—	—	—	26,066* (12,370)	—	—
Ln(ВВП на душу) Below median dummy	—	—	—	—	8,348** (2,952)	—
Постналоговый Gini × Высокий доход (<i>Post-tax Gini</i> × <i>High-income</i>) (дамми)	—	—	—	-45,477* (21,314)	—	—
Постналоговый Gini × Низкий доход (<i>Post-tax Gini</i> × <i>Low-income</i>) (дамми)	—	—	—	—	-15,778** (5,623)	—
Государственные расходы (% ВВП)	-0,003 (0,020)	—	-0,004 (0,021)	-0,047 (0,035)	-0,009 (0,026)	-0,044** (0,016)
Потребление домо- хозяйств (% ВВП)	—	—	—	—	-0,044* (0,017)	-0,080, (0,044)
Уровень рождаемости	-0,562 (0,375)	—	-1,544*** (0,332)	—	—	—
Демографическая нагрузка	-0,089* (0,038)	0,065** (0,024)	0,126*** (0,032)	—	0,045** (0,015)	—
Контроль коррупции	0,273 (0,338)	—	—	—	—	—
Доступ в интернет	0,024 (0,019)	—	0,033* (0,017)	-0,009 (0,018)	—	—
Уровень безработицы	-0,056, (0,033)	—	-0,037 (0,035)	—	—	—
Доля городского населения	-0,050* (0,020)	-0,057** (0,021)	-0,061*** (0,017)	—	—	—
Прирост численности населения	-0,738*** (0,109)	-0,864*** (0,148)	—	—	-1,007*** (0,224)	-0,885*** (0,189)
Логарифм численности населения	-0,009 (0,310)	—	—	—	—	—
Константа	107,43 (95,13)	-45,326** (15,005)	-31,725** (9,854)	-33,269 (20,884)	—	-116,58 (98,78)

Переменная	Модель 1	Модель 2	Модель 3	Модель 4	Модель 5	Модель 6
	основная спецификация	базовая спецификация	расширенная, с дополнительными контролями	взаимодействие для стран выше медианы	взаимодействие для стран ниже медианы	без доходного неравенства

Диагностические тесты моделей

Тест Саргана (p -value)	0,180	0,588	0,285	0,085 (пороговое)	0,067 (пороговое)	0,157
AR(2) тест (p -value)	0,438	0,900	0,532	0,315	0,956	0,953
Количество наблюдений	1045	1053	1045	1045	1032	1032
Количество инструментов	20	13	16	15	19	15
Количество стран	117	117	117	117	117	117

Примечание. *** $p < 0,001$, ** $p < 0,01$, * $p < 0,05$, # $p < 0,1$. В скобках указаны стандартные ошибки с поправкой Windmeijer (HC3). Все модели включают временные фиксированные эффекты. Инструменты: лаги зависимой переменной 2–4-го порядков, лаги постналогового Джини 1–3-го порядков, лаги имущественного Джини 1–3-го порядков.

Источник: расчеты автора.

Анализ результатов динамического панельного моделирования методом двухшагового системного GMM (Blundell—Bond) на выборке 117 стран за период 2003—2023 гг. позволяет сделать вывод о методологической неустойчивости оценок прямого влияния имущественного неравенства на темпы экономического роста. Коэффициент при переменной имущественного коэффициента Джини демонстрирует высокую чувствительность к спецификации модели. В полной спецификации (модель 1) он принимает отрицательное значение (-315,86), статистически незначимое при уровне значимости 0,208, а в базовой (модель 2) и расширенной (модель 3) спецификациях знак меняется на положительный (23,88 и 20,34 соответственно) с предельной статистической значимостью ($p = 0,088$ и $p = 0,055$).

Примечательно, что аналогичную неустойчивость демонстрирует и контрольная переменная уровня экономического развития. В моделях 1—3 коэффициент при логарифме ВВП на душу населения положительный, что формально противоречит гипотезе условной конвергенции темпов роста и уровня экономического развития. Однако в спецификации без контроля на доходное неравенство (модель 6) знак коэффициента меняется на отрицательный (-0,773), что согласуется с теоретическими ожиданиями. Такая чувствительность ключевых коэффициентов к набору регрессоров служит дополнительным подтверждением тезиса о высокой методологической хрупкости моделей темпов роста по сравнению с моделями уровня благосостояния.

Диагностические тесты подтверждают общую валидность примененной методологии. Тест Саргана не позволяет отклонить гипотезу об обоснованности инструментов (за исключением пороговых значений в моделях со взаимодействием), а тест на автокорреляцию второго порядка (AR(2)) не выявил нарушение базовых предпосылок

моделей. Коэффициенты при лаге роста ВВП (0,32—0,42) отражают умеренную инерционность темпов роста, характерную для межстрановых панелей 20-летнего охвата, включающего глобальный финансовый кризис 2008—2009 гг., период восстановления и пандемийные шоки 2020—2021 гг. Такая динамическая спецификация обеспечивает контроль за неизменяемыми страновыми характеристиками и частично поглощает эффекты структурных сдвигов в течение длительного периода наблюдения.

Гипотеза о нелинейной зависимости между имущественным неравенством и экономическим ростом не получила эмпирического подтверждения. Гипотеза Кузнецца о перевернутой U-образной зависимости между экономическим развитием и неравенством доходов также не получает прямого подтверждения в представленных результатах. Однако отдельные элементы полученных результатов позволяют выделить условные закономерности, частично согласующиеся с логикой Кузнецца.

Согласно оригинальной гипотезе, на ранних стадиях развития неравенство возрастает вследствие индустриализации и миграции в города, достигает пика на средних уровнях дохода, а затем снижается по мере формирования развитых институтов перераспределения и перехода к постиндустриальной экономике. В оценках постналогового доходного неравенства наблюдается условная поддержка данной логики, поскольку в базовых спецификациях коэффициент положительный и значимый (13,60 — 19,45, $p < 0,05$). Однако при введении взаимодействия с уровнем развития эффект дифференцируется: для стран с подушевым ВВП выше медианы связь становится отрицательной и значимой (—45,48, $p < 0,05$), а для стран ниже медианы среднедушевого дохода сохраняется слабо отрицательная или нейтральная ассоциация (—15,78, $p < 0,01$). С нашей точки зрения такую динамику можно считать свидетельством того, что на ранних стадиях развития умеренное имущественное неравенство не препятствует росту (возможно, стимулируя накопление капитала), а на продвинутых стадиях для развитых экономик с высоким уровнем жизни его дальнейший рост становится тормозом для последующего развития из-за усиления уровня социальной напряженности, снижения мобильности и искажения стимулов к развитию.

Квадратичный член имущественного коэффициента Джини статистически незначим во всех спецификациях. Этот результат исключает возможность эмпирического подтверждения пороговых эффектов или U-образной зависимости имущественного неравенства и экономического роста.

Устойчивость оценок постналогового доходного неравенства, демонстрирующего значимую положительную связь с темпами роста в базовых спецификациях моделей, подчеркивает структурную гетерогенность источников экономического неравенства. В отличие от доходного неравенства, подверженного регулярной коррекции через фискальный канал финансового регулирования, имущественная дифференциация представляет собой агрегат разнородных активов — производительных (предпринимательский капитал, инвестиции

в человеческий капитал) и непроизводительных (недвижимость сверх потребительской нормы, спекулятивные финансовые инструменты). Эффекты влияния имущественного неравенства на экономический рост противоположны доходному по знаку и при совместном включении этих факторов в эконометрические модели они могут нивелировать друг друга.

Среди контрольных переменных положительный коэффициент при демографической нагрузке может отражать совокупность косвенных механизмов и композиционный эффект влияния демографии на темпы экономического роста, а не прямой стимулирующий эффект нагрузки. В странах с высокой долей молодежи текущая нагрузка предшествует вступлению крупных когорт в трудоспособный возраст, формируя ожидания будущего расширения трудовых ресурсов и стимулируя инвестиции.

Отрицательный коэффициент при урбанизации отражает эффект насыщения, при котором страны с высокой долей городского населения уже прошли активную фазу урбанизации и находятся на более зрелой стадии развития с умеренными темпами роста. Данный результат отражает прежде всего особенности кросс-национального панельного анализа, в котором переменная фиксирует уровень урбанизации, а не ее темпы.

Высокая доля городского населения характерна для стран на продвинутой стадии экономического развития, в которых вследствие эффекта конвергенции наблюдаются умеренные темпы роста по сравнению с развивающимися экономиками на ранних стадиях урбанизации. Отрицательный коэффициент, с нашей точки зрения, преимущественно улавливает не причинный эффект урбанизации, а обратную корреляцию между уровнем развития и темпами роста экономики, которая, однако, не робастна во всех спецификациях моделей, как показано выше.

Дополнительным объяснением фактора урбанизации может служить гетерогенность ее качества в глобальной выборке. В странах с недостаточно развитой институциональной и инфраструктурной средой высокая концентрация населения в городах сопровождается издержками агломерации (перегрузкой транспортных и коммунальных систем, ростом стоимости жилья, усилением пространственного неравенства и формированием неформальных поселений и др.). В целом эти факторы снижают предельную отдачу от дальнейшей урбанизации и могут частично нивелировать ее традиционные преимущества, например эффекты масштаба, распространение знаний и снижение транзакционных издержек. В развитых странах, напротив, высокая доля городского населения сочетается с эффективной городской инфраструктурой, однако при этом темпы роста ограничены технологическими границами и насыщением факторов производства.

Во втором раунде моделирования в рамках оценки прямой因果ности проведено исследование влияния имущественного коэффициента Джини на логарифм ВВП на душу населения по ППС (табл. 2). Оценки моделей с зависимой переменной в виде логарифма ВВП на душу населения по ППС принципиально отличаются от предыдущих результатов (см. табл. 1), поскольку в моделях оценивается влияние

Т а б л и ц а 2

Влияние имущественного неравенства на уровень подушевого ВВП по ППС
(двухшаговый System GMM, 3-летние периоды)

Переменная	Модель 7	Модель 8	Модель 9	Модель 10
	основная спецификация	страны с низким доходом	страны с высоким доходом	без постналогового Gini
Лаг ВВП на душу населения по ППС	0,770*** (0,092)	0,251* (0,144)	0,253 (0,196)	0,155** (0,064)
Постналоговый коэффициент Джини (<i>Post-tax Gini</i>)	4,717*** (0,923)	-1,888 (2,976)	-1,661** (0,729)	—
Коэффициент Джини по богатству (<i>Wealth Gini</i>)	-40,676*** (14,375)	-30,580 (77,353)	3,664 (3,656)	2,131 (5,729)
Квадрат коэффициента Джини по богатству (<i>Wealth Gini</i> ²)	24,094*** (8,659)	20,809 (47,846)	-2,193 (2,257)	-1,780 (3,480)
Доступ к интернету (<i>Internet access</i>)	0,012*** (0,003)	0,004*** (0,001)	0,007*** (0,002)	—
Государственные расходы (% ВВП)	0,024*** (0,005)	-0,003 (0,007)	-0,003 (0,005)	0,020*** (0,004)
Прирост населения	-0,064** (0,030)	-0,199*** (0,039)	—	-0,147*** (0,041)
Доля городского населения (урбанизация)	—	0,019*** (0,005)	—	0,032*** (0,003)
Коэффициент демографической нагрузки	—	—	-0,018** (0,007)	—
Уровень безработицы	—	—	—	-0,019** (0,006)

Диагностические тесты моделей

Тест Саргана (<i>p-value</i>)	0,220	0,794	0,135	0,292
AR(2) тест (<i>p-value</i>)	0,207	0,305	0,789	0,679
Количество инструментов	11	12	11	9
Количество наблюдений	1024	475	498	1027
Количество стран	115	84	80	115

Примечание. *** $p < 0,001$, ** $p < 0,01$, * $p < 0,05$, # $p < 0,1$. В скобках указаны стандартные ошибки с поправкой Windmeijer (HC3). Все модели включают временные фиксированные эффекты. Инструменты: лаги 2–4-го порядка зависимой переменной и 1–3-го порядка постналогового Джини (кроме модели 10).

Источник: расчеты автора.

неравенства на уровень благосостояния, а не на темпы его прироста. В моделях уровня подушевого-ВВП по ППС преобладают эффекты накопленного капитала, институционального качества и исторических траекторий развития, а в моделях темпов роста — динамические факторы и краткосрочные шоки.

В основной спецификации (модель 7) коэффициент при лаге ВВП на душу составляет 0,770, что отражает высокую инерционность уровня развития и подтверждает корректность динамической спецификации. Ключевой результат в этом раунде моделирования непосредственно касается фактора имущественного неравенства. В общей выборке просматривается статистически значимая нелинейная зависимость между коэффициентом Джини богатства и уровнем подушевого ВВП. Линейный член при имущественном Джини отрицательный и значимый (-40,676, $p < 0,001$), а квадратичный — положительный

и значимый (24,094, $p < 0,001$). Минимум параболы достигается при значении имущественного Джини 0,84 (расчетное значение на основе модели 7, по данным базы WID). В совокупности это указывает на наличие U-образной каузальности, из которой следует, что рост имущественного неравенства ассоциируется со снижением уровня благосостояния до определенного значения, а затем начинает действовать обратная зависимость. Данный вывод контрастирует с результатами моделирования фактора темпов роста ВВП, где нелинейность не была подтверждена. Также это указывает на различную роль имущественной концентрации в определении уровня развития страны и его динамики.

В стратифицированных моделях (разделение по медиане средне-душевого ВВП по ППС) эффект имущественного неравенства теряет статистическую значимость как в группе стран с низким доходом (модель 8), так и в группе стран с высоким (модель 9). Из этого мы делаем вывод о хрупкости полученных оценок при сокращении выборки и необходимости осторожно интерпретировать результаты о существовании нелинейной каузальности.

Ключевой вывод по полученному результату для российской экономики связан с позицией относительно точки минимума квадратичной зависимости, выявленной в модели 7. По данным WID, Россия в период 2021—2023 гг. находится слева от точки минимума, в зоне убывающей ветви параболы. Это означает, что в текущем диапазоне значений дальнейший рост имущественного неравенства ассоциируется со снижением уровня ВВП на душу населения. При сохранении наблюдаемого тренда (+0,01—0,02 п. п. за 5 лет) российская экономика может достичь точки минимума к середине 2030-х годов.

Дополнительно подчеркнем, что экономическая интерпретация правой ветви параболы требует особой осторожности, поскольку, как показывает международный опыт, переход через точку минимума не связан с «естественным» улучшением уровня благосостояния, скорее, он отражает структурные трансформации в составе активов населения (например, массовое распространение пенсионных накоплений при сохранении высокой концентрации производственного капитала). Кроме того, следует проверить этот результат и на других данных, чтобы получить дополнительные подтверждения сделанных выводов.

Динамика постналогового доходного неравенства качественно иная в моделях уровня по сравнению с моделями темпов роста. В общей выборке коэффициент положительный и значимый (4,717, $p < 0,001$) и может отражать одновременное влияние двух механизмов. С одной стороны, развитые страны характеризуются более высоким уровнем подушевого ВВП и одновременно более эффективными системами перераспределения (постналоговый Джини ниже). С другой стороны, в группах стран с близким уровнем развития умеренное перераспределение доходов может ассоциироваться с более высоким благосостоянием вследствие роста социальной стабильности и повышения среднего качества человеческого капитала.

При стратификации стран по медиане подушевого ВВП по ППС выявляется дифференциация постналогового Джини. В странах с вы-

сокими подушевыми доходами эффект становится отрицательным и значимым, а в странах с низкими — отрицательным, но статистически незначимым. Данный результат согласуется с гипотезой о том, что на продвинутых стадиях экономического развития дальнейшее снижение постналогового доходного неравенства через усиление прогрессивности налоговой системы достигает точки убывающей отдачи, а в странах с низким доходом перераспределительные механизмы не позволяют достичь наивысших темпов экономического развития.

Среди контрольных переменных в моделях 7—10 доступ к интернету устойчиво положительно связан с уровнем развития во всех спецификациях, подтверждая роль цифровой инфраструктуры как универсального фактора повышения производительности и доступа к глобальным рынкам знаний.

Государственные расходы положительно связаны с уровнем душевого ВВП в общей выборке и в модели без постналогового Джини и отражают, с одной стороны, вклад публичных инвестиций в инфраструктуру, образование и здравоохранение в формирование долгосрочного капитала. С другой стороны, уровень налоговой нагрузки и интенсивность финансового перераспределения являются сдерживающими факторами для воспроизводства экономического неравенства.

Прирост населения отрицательно коррелирует с уровнем развития, это может быть интерпретировано как эффект размывания физического и человеческого капитала на душу населения при недостаточной скорости накопления богатства. В странах с низким доходом доля городского населения положительно связана с уровнем развития, что отражает преимущества агломерации на ранних стадиях урбанизации. В странах с высокими подушевыми доходами демографическая нагрузка имеет статистически значимый отрицательный эффект, указывая на бремя старения населения для развитых экономик.

В ходе исследования проводились оценки влияния альтернативного показателя имущественного неравенства на показатели экономического роста. Результаты оказались гораздо хуже, чем при использовании индекса Джини, в связи с чем было принято решение отказаться от показателя топ 1% населения по уровню богатства в рамках анализа прямой каузальности.

Обратная каузальность

«темпы роста —> имущественное неравенство»

В третьем раунде моделирования в рамках оценки обратной каузальности проведено исследование влияния уровня ВВП по ППС на два измерения имущественного неравенства (табл. 3). Результаты моделирования обратной каузальности, характеризующей влияние уровня экономического развития на имущественное неравенство, позволяют сделать ряд дополнительных выводов о направлении и силе причинно-следственных связей между уровнем благосостояния и равномерностью распределения богатства. Во-первых, отметим, что было протестировано много вариантов для общих моделей в данном раунде исследования и не нашли ни одного варианта для полной выборки

Т а б л и ц а 3

Влияние уровня экономического развития на имущественное неравенство
(двухшаговый System GMM, 3-летние периоды)

Переменная	Доля богатства топ-1% (Top1_Wealth_Prc)			Имущественный коэффициент Джини (Wealth_Gini)		
	Модель 11	Модель 12	Модель 13	Модель 14	Модель 15	Модель 16
	базовая специфика- ция	страны с низким доходом	страны с высоким доходом	базовая специфика- ция	страны с низким доходом	страны с высоким доходом
Лаг зависимой переменной	0,989*** (0,045)	1,123*** (0,066)	0,938*** (0,042)	0,992*** (0,038)	0,992*** (0,070)	0,944*** (0,035)
Постналоговый коэффициент Джини (Post-tax Gini)	-0,006 (0,022) $p = 0,771$	-0,168*** (0,042) $p < 0,001$	-0,003 (0,020) $p = 0,863$	-0,048 (0,030) $p = 0,109$	-0,032 (0,024) $p = 0,172$	-0,005 (0,021) $p = 0,810$
Логарифм ВВП на душу (Ln GDP per capita)	0,004 (0,005)	0,150 (0,134)	-0,694 (0,463)	0,085 (0,058)	0,025 (0,089)	-0,176 (0,283)
Квадрат логарифма ВВП (Ln GDP per capita ²)	-0,003 (0,003)	-0,009 (0,008)	0,033 (0,022)	-0,005 (0,003)	-0,002 (0,005)	0,008 (0,013)
Доступ к интернету	-0,0001 (0,0002)	0,00004 (0,00005)	0,00007 (0,0001)	-0,00002 (0,0001)	0,00003 (0,00003)	-0,00004 (0,00008)
Государственные расходы, % ВВП	-0,00005 (0,0002)	-0,0001 (0,0001)	0,0003 (0,0003)	-0,00002 (0,00020)	-0,00006 (0,00007)	0,0002 (0,0002)
Прирост населения, %	-0,001 (0,002)	0,0023* (0,0010)	0,001 (0,001)	0,003 (0,002)	—	—
Конечное потребление домохозяйств, % ВВП	0,00006 (0,00010)	—	0,0002 (0,0002)	-0,00005 (0,0001)	-0,00007* (0,00004)	0,0002 (0,0001)

Диагностические тесты моделей

Тест Саргана (p-value)	0,003 (не проходит)	0,172	0,267	0,001 (не проходит)	0,161	0,545
AR(2) тест (p-value)	0,056	0,846	0,178	0,087	0,912	0,075
Количество инструментов	17	14	15	15	14	14
Количество наблюдений	797	400	404	797	385	404
Количество стран	117	59	59	117	59	59

Примечание. *** $p < 0,001$, ** $p < 0,01$, * $p < 0,05$, # $p < 0,1$. В скобках указаны стандартные ошибки с поправкой Windmeijer (HC3). Все модели включают временные фиксированные эффекты. Инструменты: лаги 3–4-го порядка зависимой переменной, 3–4-го порядка постналогового Джини и логарифма ВВП.

Источник: расчеты автора.

стран, проходящего стандартные тесты. Модели 11 и 13 демонстрируют проблемы с валидностью инструментов и не проходят тест Саргана. В таблице 3 они приведены для справки и отражают только, что при оценке обратной каузальности есть сильный фактор гетерогенности стран, не позволяющий получить статистически значимый результат для полной страновой выборки методом системного GMM.

Эмпирические результаты по данному раунду моделирования, на наш взгляд, указывают на асимметричность причинно-следственных связей между экономическим развитием и имущественным неравенством. В странах с низкими подушевыми доходами фискальная политика и демографические факторы оказывают измеримое влияние на структуру распределения богатства, а в странах с высокими доходами распределение богатства демонстрирует очень высокую инерционность и слабую реакцию на изменение макроэкономических условий.

В моделях с зависимой переменной долей богатства топ-1 % населения выявляется принципиальное различие между странами с низким и высоким уровнем подушевых доходов. В группе низкодоходных стран (модель 12) лаг постналогового коэффициента Джини отрицательно и высоко значимо связан с концентрацией богатства ($-0,168$, $p < 0,001$). Это указывает на то, что усиление прогрессивности налоговой системы в предшествующих периодах сопровождается снижением доли богатства, принадлежащего элитарному 1% населения. Данный результат согласуется с гипотезой о том, что в странах с низким уровнем развития эффективные механизмы перераспределения доходов способствуют более широкому распространению активов и препятствуют формированию экстремальной концентрации капитала.

Прирост населения также положительно и значимо связан ($0,0023$, $p < 0,05$), что может быть интерпретировано как отражение степени демографического давления на распределение ресурсов в условиях ограниченной производительности труда.

В группе высокодоходных стран (модель 13) ни одна из независимых переменных не достигает статистической значимости, указывая на чрезвычайно высокую инерционность структуры распределения богатства в развитых экономиках и крайне слабую чувствительность доли топ-1% к изменениям уровня ВВП, фискальной политики или демографических факторов в краткосрочной перспективе.

В группе низкодоходных стран (модель 15) доля потребления домохозяйств в ВВП отрицательно и значимо связана с имущественным неравенством. Это указывает на то, что высокая склонность к потреблению ограничивает накопление активов и, следовательно, снижает концентрацию богатства в странах с низким уровнем подушевого ВВП. В группе высокодоходных стран (модель 16) все независимые переменные статистически незначимы, что подтверждает гипотезу о высокой структурной устойчивости имущественного неравенства в экономиках с уровнем развития выше медианы.

В четвертом раунде моделирования в рамках оценки обратной каузальности проведено исследование влияния темпов роста подушевого ВВП на два измерения имущественного неравенства (табл. 4). Результаты моделирования обратной каузальности в разрезе влияния темпов роста подушевого ВВП на имущественное неравенство принципиально различаются между странами с низким, и высоким уровнем подушевого дохода. В данном раунде снова справочно показаны две общие модели (17 и 20), не прошедшие тест Саргана, с целью демонстрации страновой гетерогенности исследуемого явления.

Влияние темпов экономического роста на имущественное неравенство
(*двухшаговый System GMM, 3-летние периоды*)

Переменная	Доля богатства топ-1% (Top1_Wealth_Prc)			Имущественный коэффициент Джини (Wealth_Gini)		
	Модель 17	Модель 18	Модель 19	Модель 20	Модель 21	Модель 22
	базовая специфика- ция	страны с низким доходом	страны с высоким доходом	базовая специфика- ция	страны с низким доходом	страны с высоким доходом
Лаг зависимой переменной	0,989*** (0,045)	0,907*** (0,126)	1,040*** (0,044)	0,955*** (0,049)	0,902*** (0,116)	0,974*** (0,050)
Постналоговый коэффициент Джини	-0,006 (0,022)	-0,045 (0,084)	-0,006 (0,027)	-0,011 (0,018)	-0,013 (0,028)	0,002 (0,036)
Темпы роста ВВП (GDP growth)	-0,0020 (0,0017)	-0,0047, (0,0025)	-0,0006 (0,0020)	-0,0026 (0,0019)	-0,0023, (0,0013)	-0,0055 (0,0039)
Квадрат темпов роста ВВП (GDP growth) ²	0,00029 (0,00023)	0,00058, (0,00033)	0,00007 (0,00019)	0,00033 (0,00024)	0,00032, (0,00018)	0,00056 (0,00045)
Логарифм ВВП на душу	0,00440 (0,00470)	0,00510 (0,01020)	0,01350 (0,01680)	0,00210 (0,00480)	-0,00040 (0,00450)	0,02100 (0,02380)
Доступ к интернету	-0,00013 (0,00015)	-0,00002 (0,00021)	-0,00036 (0,00027)	-0,00007 (0,00016)	0,00003 (0,00010)	-0,00054 (0,00048)
Государственные расходы, % ВВП	-0,00005 (0,00017)	-0,00012 (0,00030)	0,00006 (0,00019)	-0,00010 (0,00014)	-0,00013 (0,00013)	-0,00025 (0,00027)
Прирост населения, %	-0,00113 (0,00187)	0,00178 (0,00476)	-0,00150 (0,00170)	-0,00021 (0,00136)	-0,00012 (0,00177)	-0,00220 (0,00247)
Потребление домохозяйств, % ВВП	0,00006 (0,00014)	-0,00000 (0,00020)	0,00029 (0,00046)	0,00003 (0,00012)	-0,00008 (0,00009)	0,00051 (0,00057)

Диагностические тесты моделей

Тест Саргана (p-value)	0,003 (не проходит)	0,125	0,253	0,005 (не проходит)	0,279	0,036 (не проходит)
AR(2) тест (p-value)	0,056	0,016	0,089	0,055	0,048	0,118
Количество инструментов	17	17	17	17	17	17
Количество наблюдений	797	376	415	797	376	415
Количество стран	117	63	64	117	63	64

Примечание. *** $p < 0,001$, ** $p < 0,01$, * $p < 0,05$, . $p < 0,1$. В скобках указаны стандартные ошибки с поправкой Windmeijer (HC3). Все модели включают временные фиксированные эффекты. Инструменты: лаги 3–4-го порядка зависимой переменной, постналогового Джини, темпов роста ВВП и логарифма ВВП.

Источник: расчеты автора.

В группе низкодходных стран (модель 18) наблюдаются признаки нелинейной зависимости между темпами роста и концентрацией богатства, поскольку линейный член темпов роста подушевого ВВП по ППС отрицательный и значимый на 10%-ном уровне (-0,0047, $p = 0,058$). Но вместе с ним оказался значимым на 10%-ном уровне (0,00058, $p = 0,075$) и положительным квадратичный член темпов роста ВВП. В совокупности такая комбинация знаков указывает на потенциальную U-образную форму каузальности, в которой умеренный

экономический рост сопровождается снижением доли богатства топ-1 %. Однако при ускорении темпов роста данный эффект ослабевает или может сменить знак.

В группе высокодоходных стран (модель 19) ни одна из переменных не достигает статистической значимости, что вновь указывает на высокую структурную устойчивость имущественного неравенства в развитых экономиках.

Аналогичная картина наблюдается в моделях для имущественного коэффициента Джини. В группе низкодоходных стран (модель 21) проявляется нелинейная зависимость, в которой линейный член при темпах роста отрицательный ($-0,0023$, $p = 0,082$), а квадратичный — положительный ($0,00032$, $p = 0,072$). Этот результат также позволяет говорить о возможном существовании U-образной формы каузальности на 10%-ном уровне статистической значимости. В группе высокодоходных стран (модель 22) все коэффициенты статистически незначимы, а тест Саргана модель не прошла.

В странах с низким уровнем подушевых доходов умеренный экономический рост может способствовать снижению концентрации богатства, вероятно, через расширение доступа широких слоев населения к активам, развитие финансовых рынков и повышение мобильности факторов производства. Однако при ускорении темпов роста данный эффект ослабевает, указывая на возможное усиление рентных механизмов или неравномерное распределение экономических выгод от высоких темпов экономического роста, свойственных развивающимся странам.

В странах с высоким уровнем подушевых доходов имущественное неравенство высоко инерционно и слабо чувствительно к изменению темпов роста. Это согласуется с представлениями о структурной устойчивости имущественного неравенства и необходимости корректировки распределительных механизмов в развитых экономиках.

Результаты проверки гипотез

Все три гипотезы получают эмпирическое подтверждение, но две с оговорками.

Гипотеза 1 (прямая каузальность «имущественное неравенство—> уровень благосостояния») частично подтверждается, однако с существенными уточнениями относительно объекта воздействия. В моделях темпов прироста душевого ВВП по ППС (см. табл. 1) прямая связь между имущественным неравенством и динамикой роста не выявлена. Коэффициент при переменной w_gini методологически неустойчив (смена знака) и статистически незначим во всех спецификациях. Квадратичный член также незначимый, что исключает подтверждение нелинейной зависимости для темпов экономического роста.

В моделях уровня благосостояния (логарифм ВВП на душу по ППС, см. табл. 2) гипотеза получает статистически значимое подтверждение в общей выборке (модель 7), где линейный член отрицательный и значимый, а квадратичный — положительный и значимый. Данный результат показывает существование U-образной зависимости с точкой минимума для значения имущественного Джини в районе 0,84.

В стратифицированных по уровню-подушевого дохода моделях (8—9) эффект теряет статистическую значимость.

Гипотеза 2 (обратная каузальность «темпы роста → имущественное неравенство») подтверждается условно и исключительно для стран с низким уровнем подушевых доходов. В моделях для доли богатства топ-1 % (модель 18) и имущественного коэффициента Джини (модель 21) выявлена нелинейная зависимость на уровне 10%-ной статистической значимости, в которой линейный член при темпах роста отрицательный, а квадратичный — положительный. Расчетная точка минимума достигается при темпах роста около 4% в год, что указывает на U-образную зависимость: умеренные темпы роста минимизируют концентрацию богатства, а низкие и высокие сопровождаются ее усилением. Экономическая интерпретация данного эффекта заключается в том, что умеренное ускорение темпов экономического роста способствует расширению доступа широких слоев населения к активам и развитию финансовых рынков, при высоких темпах роста доминируют рентные механизмы и неравномерное распределение выгод. В странах с высоким уровнем подушевых доходов данная зависимость не подтверждается, из чего мы сделали выводы об экстремальной инерционности имущественного неравенства в развитых экономиках;

Гипотеза 3 (гетерогенность эффектов по уровню развития) эмпирически подтверждается в полном объеме. Выявлены несколько проявлений гетерогенности. Во-первых, чувствительность распределения богатства к фискальной политике. В странах с низким уровнем подушевых доходов лаг постналогового коэффициента Джини значимо и отрицательно влияет на долю богатства топ-1%, а в странах с высоким уровнем данный эффект отсутствует. Во-вторых, реакция на темпы экономического роста: в низкодходных странах выявлена нелинейная зависимость, а в высокодходных наблюдается полное отсутствие реакции имущественного неравенства на динамику экономического роста.

Обсуждение

Результаты настоящего исследования вносят вклад в дискуссию о двунаправленной связи между имущественным неравенством и экономическим развитием, позволяя говорить о принципиальной асимметрии механизмов формирования и воздействия имущественного неравенства на экономический рост в зависимости от уровня развития стран. Во многих исследованиях утверждается, что имущественное неравенство устойчиво и значимо сдерживает долгосрочный экономический рост (см.: Islam, McGillivray, 2020; Bagchi, Svejnar, 2015; Motahar, Mamipour, 2026). Эмпирические оценки из настоящего исследования, полученные на основе двухшагового System GMM на панели из 117 стран за 2003—2023 гг., демонстрируют, что агрегированные модели, не дифференцирующие анализ по уровню развития и не разделяющие эффекты на темпы роста и уровень благосостояния, могут приводить к искаженным выводам.

Настоящее исследование вносит вклад в существующую литературу по трем ключевым направлениям. Во-первых, выявленная U-образная зависимость влияния темпов роста на имущественное неравенство в странах с низким уровнем подушевых доходов качественно отличается от классической гипотезы Кузнецца, предполагающей перевернутую U-образную связь между уровнем развития и неравенством доходов и подтвержденной в ряде работ для имущественного (см.: Motahar, Mamirouh, 2026) и доходного неравенства (см.: Дорофеев, 2025). Оригинальная гипотеза предполагает перевернутую U-образную зависимость самого неравенства в зависимости от уровня экономического развития.

В представленных нами моделях обратной каузальности (см. табл. 3) квадратичный член по логарифму подушевого ВВП статистически незначим во всех страновых группах, что исключает эмпирическое подтверждение траектории Кузнецца для имущественного неравенства. Более того, в моделях прямой каузальности для темпов экономического роста (см. табл. 1) нелинейность по имущественному Джини также не подтверждена (квадратичный член незначим при $p > 0,2$). Единственная выявленная нелинейность относится к обратной каузальности («темпы роста $\rightarrow$ имущественное неравенство»).

В странах с низким уровнем подушевых доходов темпы роста оказывают U-образное влияние на имущественное неравенство (см. табл. 4, модели 18 и 21). Умеренные темпы роста (около 4% в год) минимизируют концентрацию богатства. Данная зависимость отличается от гипотезы Кузнецца и отражает специфику развивающихся экономик, а не универсальный закон развития. В этой части результаты исследования согласуются с критикой агрегированных подходов к анализу экономического неравенства, высказанной в: Brueckner, Lederman, 2018; Ostry et al., 2019, и указывают на целесообразность проведения структурно-дифференцированного анализа.

Дополнительно подчеркнем критику OLS-FE подходов как метода выявления нелинейной каузальности. Статические модели систематически завышают модерлирующую роль фискальной политики, переоценивают ее влияние и не учитывают эндогенность, в отличие от метода System GMM. Эти идеи уже были неоднократно описаны ранее (например, см.: Islam, McGillivray, 2020; Brueckner, Lederman, 2018). Поэтому большой пласт эмпирических результатов требует дополнительной перепроверки и переосмысления.

Во-вторых, настоящее исследование позволяет говорить о фундаментальной асимметрии в механизмах формирования имущественного неравенства между странами с низким и высоким уровнем подушевых доходов. В низкодходных странах имущественное неравенство чувствительно к макроэкономическим факторам. Усиление прогрессивности налоговой системы значимо снижает долю богатства топ-1 %, а умеренные темпы экономического роста минимизируют концентрацию активов и уровень имущественной дифференциации. Это подтверждает потенциал фискальной политики и устойчивого роста как инструментов коррекции имущественной дифференциации на ранних стадиях экономического развития. Напротив, в высокодходных странах рас-

пределение богатства характеризуется экстремальной инерционностью. Ни темпы роста, ни фискальные переменные не достигают статистической значимости в моделях обратной каузальности (см. табл. 3—4). Проявленная устойчивость имущественного неравенства отражает доминирование структурных институциональных факторов, к которым можно отнести наследственную передачу активов, укоренившиеся паттерны накопления, развитие пенсионных систем, над краткосрочными макроэкономическими колебаниями.

Полученные результаты дополняют выводы в: Acemoglu, Robinson, 2006; Stiglitz, 2012, уточняя институциональную теорию: политэкономические механизмы формирования экономического неравенства качественно различаются по стадиям развития, поскольку в низкодоходных странах доминируют рыночные и демографические факторы, а в высокодоходных — институциональные и исторические.

В-третьих, результаты исследования показывают принципиальное различие между влиянием имущественного неравенства на темпы роста и на уровень благосостояния. В моделях темпов прироста ВВП на душу населения (см. табл. 1) коэффициент при имущественном Джини демонстрирует методологическую неустойчивость (смена знака при переходе от полной к базовой спецификации) и статистическую незначимость в большинстве спецификаций, указывая на отсутствие робастной прямой связи. В моделях уровня подушевого ВВП (см. табл. 2) выявлена статистически значимая нелинейная зависимость, указывающая на U-образную зависимость с минимумом при w_gini около 0,84. Подобная дифференциация отсутствует в: Motahar, Mamipour, 2026; Барро, 2000, а наши результаты расширяют возможности обосновать целеполагание при выработке политики государственного финансового регулирования имущественного неравенства.

Сравнение наших результатов и в: Motahar, Mamipour, 2026, выявляет три ключевых различия. Во-первых, они констатируют инвертированную U-образную зависимость между имущественным неравенством и темпами роста, выводя ее преимущественно на основе машинного обучения (XGBoost) с последующей частичной верификацией через First Difference GMM. В настоящем исследовании применение более строгого двухшагового System GMM с контролем эндогенности через лаги 2 —4-го порядка показало, что нелинейность для темпов роста не подтверждается. Во-вторых, в отличие от их подхода, фокусирующегося исключительно на прямой каузальности, настоящее исследование реализует двойной анализ, включающий как прямую, так и обратную каузальность. В-третьих, использование трехлетних периодов (а не пятилетних) обеспечивает оптимальный баланс между снижением измерительной ошибки показателей неравенства по богатству и сохранением достаточной временной вариации для идентификации динамических эффектов и качественно дополняет результаты предыдущих исследований, позволяя получить более точную и комплексную оценку инерционных процессов накопления активов и воспроизводства имущественного неравенства. Примененный в настоящем исследовании подход позволил выявить различия в механизмах формирования имущественного неравенства между странами с разным уровнем

развития и избежать ошибочных выводов, связанных со смещением оценок причинно-следственных связей на основе простой корреляции, которые получают с помощью классического OLS-FE моделирования, как было показано в: Дорофеев, Ковалев, 2026.

Рекомендации

Полученные результаты подтверждают необходимость перехода от агрегированных к структурно-дифференцированным моделям анализа неравенства, где диагностика строится на декомпозиции имущественного неравенства по функциональному назначению активов (производительные и непроизводительные) и институциональному контексту, а не на уровне агрегированных показателей (см.: Bucheli et al., 2020; Granger et al., 2022). Полученные результаты указывают на то, что в странах с низким и средним подушевым доходом экономическая политика должна сочетать умеренное ускорение темпов роста (3—5% в год) с усилением прогрессивности налоговой системы, ориентированной на снижение концентрации непроизводительных активов (недвижимость сверх социальной нормы, спекулятивные финансовые инструменты), при одновременном стимулировании накопления производительного капитала через налоговые льготы на реинвестирование прибыли и инвестиции в человеческий капитал. В странах с подушевыми доходами выше медианы необходимы глубокие институциональные реформы, например трансформация механизмов наследования, развитие пенсионных систем с элементами солидарности, усиление прозрачности владения активами и проч., поскольку краткосрочные фискальные меры не способны преодолеть структурную устойчивость имущественного неравенства.

Ограничения исследования

Несмотря на применение строгих эконометрических методов и использование репрезентативной глобальной выборки, данное исследование имеет ряд ограничений, требующих учета при интерпретации результатов и формулировании рекомендаций.

1. Нестабильность оценок прямого влияния имущественного неравенства на темпы экономического роста представляет собой фундаментальное ограничение. В моделях с зависимой переменной «темпы роста ВВП на душу» коэффициент при имущественном Джини высоко чувствителен к спецификации и демонстрирует смену знака. По нашему мнению, данное ограничение не является методологическим артефактом, а отражает структурную гетерогенность источников имущественного неравенства, требующую перехода к декомпозиции богатства по функциональному назначению активов.

2. Условный характер подтверждения нелинейных зависимостей ограничивает практическую значимость полученных выводов. Выявленная U-образная связь между имущественным неравенством и уровнем благосостояния (модель 7) статистически значима в общей

выборке, однако теряет значимость при стратификации по уровню развития (модели 8—9). Аналогично, нелинейная обратная каузальность «темпы роста -> неравенство» в странах с низким доходом подтверждается лишь на уровне 10%-ной статистической значимости (модели 18 и 21). Поэтому полученные результаты требуют осторожной интерпретаций и дополнительной перепроверки на независимых выборках в будущих исследованиях.

3. Проблемы с валидностью инструментов в общих моделях обратной каузальности указывают на глубокую гетерогенность процессов формирования имущественного неравенства по странам и подтверждают необходимость дифференциации анализа по стадиям экономического развития, но одновременно ограничивают возможность формулирования универсальных закономерностей для глобальной выборки стран в целом.

4. Агрегированный характер индекса Джини маскирует противоположно направленные эффекты различных компонентов активов, на основании которых он формируется. Отсутствие декомпозиции по типам активов не позволяет выявить конкретные каналы передачи эффектов и сформулировать целевые инструменты регулирования проблемы имущественного неравенства.

5. Особенности временного покрытия и периодизации накладывают ограничения на интерпретацию долгосрочных эффектов. Исследование охватывает 21-летний период (2003—2023 гг.) с усреднением по трехлетним непересекающимся окнам. Однако данный горизонт, скорее всего, недостаточен для захвата межпоколенческих процессов накопления и передачи богатства, а трехлетняя агрегация только частично поглощает структурные сдвиги, происходящие в рамках одного десятилетия.

6. Качество исходных данных по распределению богатства остается проблемой для ряда стран. Несмотря на использование авторитетных источников (World Inequality Database), в странах с низким и средним доходом значительная часть наблюдений основана на модельных оценках и интерполяции, данные периодически пересматриваются, что ухудшает воспроизводимость и сопоставимость результатов исследований.

Заключение

Настоящее исследование посвящено эмпирической оценке двунаправленной каузальности между имущественным неравенством и экономическим развитием на панельной выборке 117 стран за период 2003—2023 гг. с усреднением показателей по трехлетним периодам. Применение двухшагового метода системного GMM (Blundell—Bond) с контролем эндогенности, динамической зависимости и обратной причинности позволило выявить принципиальную асимметрию механизмов формирования и воздействия распределения богатства в зависимости от уровня экономического развития стран. Полученные результаты опровергают ряд устоявшихся представлений в литературе и позволяют обосновать необходимость принципиального пересмотра подходов к анализу перераспределения богатства и его макроэкономических последствий.

В моделях темпов прироста ВВП на душу населения прямая связь с имущественным неравенством не подтверждается, оценки демонстрируют высокую чувствительность к спецификации модели, меняя свой знак и теряя статистическую значимость при варьировании набора контрольных переменных. Такая нестабильность указывает на структурную гетерогенность источников имущественного неравенства и невозможность верификации робастной прямой каузальности в рамках агрегированного показателя имущественного неравенства. В моделях уровня благосостояния (подушевого ВВП по ППС) выявляется статистически значимая нелинейная зависимость. Рост имущественного неравенства ассоциируется со снижением уровня ВВП на душу населения вплоть до критической точки, после которой теоретически возможен переход на восходящую ветвь кривой.

Анализ обратной каузальности выявляет фундаментальную гетерогенность механизмов формирования имущественного неравенства между странами с разным уровнем развития. В низкодоходных странах распределение богатства чувствительно к макроэкономической динамике. Средние темпы экономического роста (3% в год) сокращают уровень имущественного неравенства, а усиление прогрессивности налоговой системы значимо снижает долю богатства, принадлежащего элитарному 1% населения. В странах с высоким уровнем подушевых доходов распределение богатства характеризуется экстремальной инерционностью. Ни темпы роста, ни фискальные переменные не оказывают статистически значимого влияния, указывая на доминирование структурных институциональных факторов (наследственная передача активов, особенности пенсионных систем) над краткосрочными макроэкономическими колебаниями. Такая асимметрия опровергает представление об универсальных законах формирования имущественного неравенства и обосновывает необходимость дифференциации инструментов государственного финансового регулирования в зависимости от стадии экономического развития.

Научная новизна исследования заключается в трех ключевых аспектах. Во-первых, на репрезентативной глобальной выборке продемонстрировано, что агрегированные модели, не разделяющие влияние имущественного неравенства на уровень благосостояния и на темпы экономического роста, приводят к искаженным выводам и смешению противоположно направленных эффектов. Во-вторых, выявлена асимметрия механизмов формирования имущественного неравенства между странами с низким и высоким уровнем подушевых доходов. Это опровергает универсальную применимость гипотезы Кузнеця к распределению богатства и указывает на необходимость отказа от поиска единой кривой в пользу контекстно зависимого анализа. В-третьих, можно рекомендовать переход к исследованиям, в которых имущественное неравенство будет декомпозировано по функциональному назначений) активов и институциональному контексту.

В странах с низким подушевым доходом и высоким имущественным неравенством приоритетными направлениями для государственного финансового регулирования должны стать стабилизация имущественного неравенства на текущем уровне через дифференцированное

налогообложение активов и создание условий для умеренного ускорения темпов роста при одновременной донастройке прогрессивности подоходного налогообложения. В странах со средним и высоким уровнем подушевых доходов и более низким уровнем имущественного неравенства, где распределение богатства демонстрирует структурную устойчивость, эффективными мерами государственного регулирования могут оказаться лишь глубокие институциональные реформы налоговых систем, включающие трансформацию механизмов наследования, усиление прозрачности владения активами, развитие солидарных элементов в пенсионных системах и пр.

Ключевым вкладом настоящего исследования является не столько подтверждение самого факта связи между имущественным неравенством и экономическим развитием, сколько демонстрация ее контекстной обусловленности. Направление, сила и даже наличие этой связи определяются тем, какой показатель экономического развития рассматривается и включается в эконометрические модели (темпы роста или уровень благосостояния), а также стадией экономического развития страны. Полученные в настоящей работе результаты показывают, что универсальные подходы и единые пороговые значения имущественного неравенства, к которым часто апеллируют при разработке рекомендаций в области государственного финансового регулирования, могут вводить в заблуждение. Сбалансированный подход к решению проблемы имущественного неравенства требует дифференцированной диагностики с учетом институциональной среды и функциональной структуры накопленных активов. В этом контексте задача государственной финансовой политики заключается не столько в достижении некоторого оптимального уровня социально-экономического неравенства, сколько в управлении его структурой: поддержании производительных форм накопления и сдерживании концентрации непроизводительных активов.

Список литературы / References

- Дорофеев М. Л. (2025). Социально-экономическое неравенство и экономический рост: оценка гипотезы Кузнеца методом XGBoost // Вопросы экономики. № 8. С. 121 — 146. [Dorofeev M. L. (2025). Socio-economic inequality and economic growth: Assessing the Kuznets hypothesis using gradient boosting. *Voprosy Ekonomiki*, No. 8, pp. 121 — 146. (In Russian).] <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2025-8-121-146>
- Дорофеев М. Л., Ковалев В. А. (2026). Имущественное неравенство и экономический рост: эмпирический анализ и концепция государственного финансового регулирования // Теоретическая и прикладная экономика. № 1. С. 1—23. [Dorofeev M. L., Kovalev V. A. (2026). Wealth inequality and economic growth: An empirical analysis and the concept of state financial regulation. *Theoretical and Applied Economics*, No. 1, pp. 1—23.] <https://doi.org/10.25136/2409-8647.2026.1.77389>
- Криничанский К. В., Понаморенко В. Е. (2024). Эволюция доктрины долг—капитал в свете цифровизации финансовых инструментов // Вопросы экономики. № 5. С. 55—73. [Krinichansky K. V., Ponomorenko V. E. (2024). The evolution of the debt-equity doctrine in the light of financial instruments' digitalization. *Voprosy Ekonomiki*, No. 5, pp. 55—73. (In Russian).] <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2024-5-55-73>

- Криворучко С. В., Ризванова И. А. (2025). Развитие Национальной платежной инфраструктуры в условиях цифровизации // Экономика. Налоги. Право. Т. 18, № 5. С. 51—59. [Krivoruchko S. V., Rizvanova I. A. (2025). The development of the national payment infrastructure in the context of digitalization. *Economics, Taxes and Law*, Vol. 18, No. 5, pp. 51—59. (In Russian).] <https://doi.org/10.26794/1999-849X-2025-18-5-51-59>
- Криничанский К. В., Юревич М. А., Фаткин А. В. (2023). Связь финансов и роста в России: работает ли канал малого и среднего предпринимательства? // Вопросы экономики. № 6. С. 76 — 93. [Krinichansky K. V., Yurevich M. A., Fatkin A. V. (2023). The link between finance and growth in Russia: Does the SME channel work? *Voprosy Ekonomiki*, No. 6, pp. 76 — 93. (In Russian).] <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2023-6-76-93>
- Лосева О. В., Мунерман И. В., Федотова М. А. (2024). Модели оценки и классификации региональных инвестиционных проектов, реализуемых в рамках концессионных соглашений // Экономика региона. Т. 20, № 1. С. 276—292. [Loseva O. V., Munerman I. V., Fedotova M. A. (2024). Assessment and classification models of regional investment projects implemented through concession agreements. *Economy of Regions*, Vol. 20, No. 1, pp. 276—292. (In Russian).] <https://doi.org/10.17059/ekon.reg.2024-1-19>
- Танасова А. С., Соколова Е. Ю., Шандра И. Г., Чигирева А. В. (2023). Налоговый и валютный факторы неравенства (к постановке проблемы) // Вопросы экономики. № 1. С. 146 — 159. [Tanasova A. S., Sokolova E. Y., Shandra I. G., Chigireva A. V. (2023). Tax and foreign exchange factors of inequality (To posing a problem). *Voprosy Ekonomiki*, No. 1, pp. 146 — 159. (In Russian).] <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2023-1-146-159>
- Чеглакова Л. М., Батаева Б. С., Мелитонян О. А. (2023). Экологически ответственное поведение: представления малого и среднего бизнеса // Вопросы экономики. № 5. С. 106 — 130. [Cheglakova L. M., Bataeva B. S., Melitonyan O. A. (2023). Environmentally responsible behavior: Attitudes of Russian SMEs. *Voprosy Ekonomiki*, No. 5, pp. 106 — 130. (In Russian).] <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2023-5-106-130>
- Шедько Ю. Н., Ильина И. Ю., Квасов И. А. (2025). Использование китайского опыта в управлении здравоохранением России // Экономика. Налоги. Право. Т. 18, № 5. С. 112—121. [Shedko Y. N., Ilyina I. Y., Kvasov I. A. (2025). Using Chinese experience in Russian healthcare management. *Economics, Taxes and Law*, Vol. 18, No. 5, pp. 112-121. (In Russian).] <https://doi.org/10.26794/1999-849X-2025-18-5-112-121>
- Acemoglu D., Robinson J. A. (2006). *Economic origins of dictatorship and democracy*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Acemoglu D., Robinson J. A. (2012). *Why nations fail: The origins of power, prosperity, and poverty*. New York: Crown Publishing Group.
- Adu D. T., Odhiambo N. M. (2022). Dynamic effect of fiscal policy on wealth inequality: Evidence from middle-income countries. *Cogent Economics and Finance*, Vol. 10, No. 1, article 2119705. <https://doi.org/10.1080/23322039.2022.2119705>
- Aghion P., Howitt P. (1992). A model of growth through creative destruction. *Econometrica*, 60, No. 2, pp. 323—351. <https://doi.org/10.2307/2951599>
- Agussalim A., Nursini N., Suhab S., Ku'rniawan R., Samir S., Tawakkal T. (2024). The path to poverty reduction: How do economic growth and fiscal policy influence poverty through inequality in Indonesia? *Economies*, Vol. 12, No. 12, article 316. <https://doi.org/10.3390/economies12120316>
- Alesina A., Rodrik D. (1994). Distributive politics and economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 2, pp. 465—490. <https://doi.org/10.2307/2118470>
- Anjarwi A. (2025). Tax burden and poverty in lower-middle-income countries: The moderating role of fiscal freedom. *Development Studies Research*, Vol. 12, No. 1, article 2466511. <https://doi.org/10.1080/21665095.2025.2466511>
- Arjang A., Khuan H., Badrudin R., Judijanto L., Kalsum U., Manullang R. R. (2025). Impact of fiscal policy on economic growth in developing countries. *Nomico Journal*, Vol. 1, No. 12, pp. 44—53. <https://doi.org/10.62872/06bv6z03>

- Bachas P., Hill R., Sosa M. E., Wai-Poi M. (2023). In many countries, taxes and transfers make the poor poorer. *Development Talk* (World Bank Blogs), May 4. <https://blogs.worldbank.org/en/developmenttalk/many-countries-taxes-and-transfers-make-poor-poorer-it-doesnt-have-be-way>
- Bagchi S., Svejnar J. (2015). Does wealth inequality matter for growth? The effect of billionaire wealth, income distribution, and poverty. *Journal of Comparative Economics*, Vol. 43, No. 3, pp. 505—530.
- Barro R. J. (2000). Inequality and growth in a panel of countries. *Journal of Economic Growth*, Vol. 5, No. 1, pp. 5-32. <https://doi.org/10.1023/A:1009850119329> ;
- Bowles S., Gintis H. (2002). The inheritance of inequality. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 16, No. 3, pp. 3-30. <https://doi.org/10.1257/089533002760278686>
- Breunig R., Majeed O. (2020). Inequality, poverty and growth. *International Economics*, Vol. 161, pp. 83-99. <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2019.11.005>
- Brueckner M., Lederman D. (2018). Inequality and economic growth: The role of initial income. *Journal of Economic Growth*, Vol. 23, No. 3, pp. 341—366. <https://doi.org/10.1007/s10887-018-9156-4>
- Bucheli M., Lara Ibarra G., Tuzman D. (2020). Assessing the effects of fiscal policies on poverty and inequality: The case of Uruguay. *World Bank Policy Research Working Paper*, No. 9499. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-9499>
- Chancel L., Piketty T., Saez E., Zucman G. (eds.) (2022). *World inequality report 2022*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Dabla-Norris E., Kochhar K., Suphaphiphat N., Rieka F., Tsounta E. (2015). Causes and consequences of income inequality: A global perspective. *IMF Staff Discussion Note*, SDN/15/13. <https://doi.org/10.5089/9781513555188.666>
- Galor O., Zeira J. (1993). Income distribution and macroeconomics. *Review of Economic Studies*, Vol. 60, No. 1, pp. 35-52. <https://doi.org/10.2307/2297811>
- Granger K., Abramovsky L., Pudusery J. (2022). *Fiscal policy and income inequality: The role of taxes and social spending*. London: Overseas Development Institute.
- IMF (2024). *G20 background note on the impact of growth on inequality and poverty*. Washington, DC.
- Islam M. R., McGillivray M. (2020). Wealth inequality, governance and economic growth. *Economic Modelling*, Vol. 88, pp. 1 — 13. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.06.017>
- Ilye B. N., Ho S.-Y. (2017). Income inequality and growth: New insights from Italy. *Economia Internazionale/International Economics*, Vol. 70, No. 4, pp. 419—442.
- Jakurti E. (2025). A tale of two rates: Return on capital, economic growth, and wealth inequality. *Review of Political Economy*, Vol. 38, No. 3, pp. 927—960. <https://doi.org/10.1080/09538259.2025.2492268>
- Kuznets S. (1955). Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, Vol. 45, No. 1, pp. 1-28.
- Lustig N. (2018). Fiscal policy, income redistribution, and poverty reduction in low- and middle-income countries. *CGD Working Paper*, No. 448. Washington, DC: Center for Global Development.
- Motahar S. A., Mamipour S. (2026). The impact of wealth inequality on economic growth: A machine learning approach. *Computational Economics*, Vol. 67, pp. 1233—1258. <https://doi.org/10.1007/s10614-025-10902-7>
- Musibau H. O., Zakari A., Taghizadeh-Hesary F. (2024). Exploring the fiscal policy-income inequality relationship with Bayesian model averaging analysis. *Economic Change and Restructuring*, Vol. 57, article 2, pp. 1 —25. <https://doi.org/10.1007/S10644-024-09577-1>
- Ostry J. D., Loungani P., Berg A. (2019). *Confronting inequality: How societies can choose inclusive growth*. New York: Columbia University Press, <https://doi.org/10.7312/ostrl7468>
- Piketty T., Saez E. (2014). Inequality in the long run. *Science*, Vol. 344, No. 6186, pp. 838—843. <https://doi.org/10.1126/science.1251936>
- Rossignolo D. (2017). The impact of taxes and expenditures on poverty and income distribution in Argentina. *CEQ Working Paper*, No. 45.

- Stiglitz J. E. (2012). *The price of inequality: How today's divided society endangers our future*. New York: W. W. Norton and Company.
- Ulu MF. (2018). The effect of government social spending on income inequality in OECD: A panel data analysis. *MPRA Paper*, No. 91104.
- Windmeijer F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, Vol. 126, No. 1, pp. 25—51. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2004.02.005>
- World Bank (2025a). *World development indicators*. Washington, DC: World Bank.
- World Bank (2025b). *Worldwide governance indicators, 2025 update*. Washington, DC: World Bank.

Приложение

Описательная статистика информационной базы исследования

№	Полное название переменной	N	Мин.	Среднее	Медиана	Макс.	СКО
1	<i>growth</i> (темпы роста ВВП на душу населения, %)	272	−5,482	3,412	3,225	13,435	4,128
2	<i>L.growth</i> (лаг зависимой переменной)	256	−5,482	3,528	3,412	13,435	4,056
3	<i>post_gini</i> (Gini по доходам после налогов и трансфертов)	272	0,266	0,526	0,523	0,673	0,102
4	<i>w_gini</i> (Gini по имуществу/богатству)	272	0,701	0,764	0,756	0,852	0,043
5	<i>w_gini</i> ² (квадрат коэффициента Джини по имуществу)	272	0,492	0,585	0,572	0,726	0,066
6	<i>ln_gdppc</i> (логарифм ВВП на душу населения, в постоянных ценах по ППС, PPP 2021)	272	7,443	9,612	9,515	11,429	1,128
7	<i>gov</i> (государственные расходы, % ВВП)	272	7,654	29,838	29,383	53,643	10,118
8	<i>ln_pop</i> (логарифм населения)	272	5,313	7,128	6,948	8,229	1,456
9	<i>fert</i> (суммарный коэффициент рождаемости)	272	1,383	2,612	2,085	6,642	1,345
10	<i>dep</i> (коэффициент демографической нагрузки)	272	22,089	56,782	53,327	110,083	19,453
11	<i>corr</i> (индекс контроля коррупции)	260	−1,452	0,012	−0,123	2,034	0,912
12	<i>inet</i> (доступ к интернету, %)	260	0,202	42,176	42,946	100,000	31,559
13	<i>unemp</i> (уровень безработицы, %)	272	1,014	7,813	6,167	19,234	5,934
14	<i>urban</i> (доля городского населения, %)	272	16,509	61,235	63,580	95,687	20,176
15	<i>popgr</i> (темпы прироста населения, %)	272	−1,097	1,128	1,020	10,031	1,456
16	<i>household_cons</i> (доля потребления домохозяйств в ВВП, %)	260	9,030	62,453	64,427	86,270	12,782

Источник: составлено автором.

The two-way causality of wealth inequality and economic development

Mikhail L. Dorofeev .

Author affiliation: Financial University under the Government of the Russian Federation (Moscow, Russia). Email: dorofeevml@yandex.ru

Identifying causal relationships between wealth inequality and economic development has gained particular relevance amidst global economic instability and the implementation of national sustainable development goals. The timeliness of this study is driven by the need to clarify the nature of bidirectional causality between wealth inequality and economic growth indicators to develop effective strategies for state financial regulation. The objective of this research is to empirically assess the bidirectional causality between wealth inequality and economic growth, accounting for the heterogeneity of effects across per capita income levels. The results reveal a fundamental asymmetry in the impact of wealth inequality on economic indicators. In models of economic growth rates, a direct link with wealth inequality is not supported. Conversely, models of welfare levels (log GDP per capita at PPP) demonstrate a statistically significant nonlinear relationship, indicating that rising wealth inequality is associated with declining welfare levels up to a threshold value of 0.84 on the wealth Gini coefficient. Drawing on a representative global sample, the study demonstrates for the first time that aggregated models failing to distinguish between the effects of wealth inequality on welfare levels and on growth rates can produce biased conclusions and conflate opposing directional effects. The research identifies a fundamental asymmetry in the mechanisms of wealth inequality formation between low- and high-income countries, thereby refuting the universal applicability of Kuznets hypothesis to wealth distribution and highlighting the need to abandon the search for a single curve in favor of context-dependent analysis. It justifies a methodological shift from aggregated to structurally differentiated approaches, in which diagnostics are based not solely on the Gini index but on the decomposition of wealth by functional asset categories and institutional context. Based on these findings, the following policy recommendations are proposed for the Russian Federation. Wealth inequality should be stabilized at its current level through differentiated taxation of assets, taking into account their functional purpose. It is advisable to create conditions for moderate acceleration of economic growth rates while cautiously transforming the system of property taxation, inheritance mechanisms, and transparency of asset ownership. Short-term fiscal measures, at certain stages of development, are insufficient to overcome the structural long-term resilience of wealth inequality.

Keywords: wealth inequality, economic growth, bidirectional causality, fiscal policy, institutional quality, System GMM, Kuznets hypothesis, progressive taxation, wealth tax, inheritance tax.

JEL: C23, D31, H23, H50, I38, O40.

Funding: The study was funded by the state assignment of the Financial University.