Research paper / Оригинальная статья
https://doi.org/10.51176/1997-9967-2026-3-156-174
МРНТИ: 06.58.55
JEL: C23, D31, O15

Check for updates

CC BY 4.0

# Economic Factors Associated with Income Inequality: Panel Evidence from 93 Countries

**Aksaule B. Zhanbozova[a]*, Farida G. Alzhanova[a], Aksanat Zh. Panzabekova[a], Olga A. Chigarkina[a]**

[a]*Institute of Economics CS MSHE RK, 28 Shevchenko Str., Almaty, Kazakhstan*

**For citation:** Zhanbozova, A.B., Alzhanova, F.G., Panzabekova, A.Zh. & Chigarkina, O.A. (2026). Economic Factors Associated with Income Inequality: Panel Evidence from 93 Countries. Economy: strategy and practice, 21(3), 156-174. https://doi.org/10.51176/1997-9967-2026-3-156-174

**ABSTRACT**

Income inequality constitutes a significant characteristic of socio-economic development, since an increase in aggregate output is not identical to broader participation of different population groups in the distribution of generated income. The aim of this study is to identify economic factors consistently associated with within-country changes in income inequality using panel data from 93 countries over the period 2002–2021. The empirical analysis is based on data from the World Bank's World Development Indicators and Poverty and Inequality Platform. The sample covers 93 countries over the period 2002-2021 and includes 1,369 country-year observations in an unbalanced panel. The study employs descriptive statistics, correlation analysis, multicollinearity diagnostics, and panel regression analysis. The results indicate a robust negative association between income inequality and the level of economic development: a 1% increase in GDP per capita is associated with an approximately 0.048-point decrease in the Gini index ($p<0,01$). A one-percentage-point increase in the unemployment rate is associated with a 0.068-point increase in the Gini index ($p<0,01$), while a 10-percentage-point increase in trade openness is associated with an approximately 0.27-point increase in the Gini index ($p<0,01$). These relationships remain robust across alternative model specifications and when the models are estimated separately for income-based and consumption-based Gini measures. The estimates for GDP growth, natural resource rents, urbanization, and inflation are less robust. Further research may extend the analysis through dynamic panel models, instrumental-variable approaches, and alternative databases on inequality.

**KEYWORDS:** Economy, Economic Growth, Trade Openness, Unemployment, Natural Resource Rent, Income Inequality, Foreign Economic Strategy

**CONFLICT OF INTEREST:** the authors declare that there is no conflict of interest

**FINANCIAL SUPPORT:** this study was supported by the Science Committee MSHE RK within the framework of program-targeted funding "Sustainable Development of Kazakhstan's Economy under New Challenges: Foresight, Strategies, and Modernization Scenarios" BR28713593.

**Article history:**
Received 03 June 2026
Accepted 05 September 2026
Published 30 September 2026

*** Corresponding author: Zhanbozova A.B.** - PhD, Senior Researcher, Institute of Economics CS MSHE RK, 28 Shevchenko Str., Almaty, Kazakhstan, 87014449293, email: aksaulezhanbozova@gmail.com

# Экономические факторы доходного неравенства: панельный анализ данных по 93 странам

**Жанбозова А.Б.[a]*, Альжанова Ф.Г.[a], Панзабекова А.Ж.[a], Чигаркина О.А.[a]**

[a]*Институт экономики КН МНВО РК, ул. Шевченко 28, Алматы, Казахстан*

**Для цитирования:** Жанбозова А.Б., Альжанова Ф.Г., Панзабекова А.Ж., Чигаркина О.А. (2026). Экономические факторы доходного неравенства: панельный анализ данных по 93 странам. Экономика: стратегия и практика, 21(3), 156-174. https://doi.org/10.51176/1997-9967-2026-3-156-174

## АННОТАЦИЯ

Доходное неравенство представляет собой существенную характеристику социально-экономического развития, поскольку увеличение совокупного выпуска не тождественно расширению участия различных групп населения в распределении создаваемого дохода. Цель исследования — выявить экономические факторы, демонстрирующие устойчивую статистическую связь с изменениями доходного неравенства внутри стран, на основе панельных данных по 93 странам за 2002–2021 гг. Эмпирическую основу исследования составили данные World Development Indicators и Poverty and Inequality Platform Всемирного банка. Выборка охватывает 93 страны за 2002-2021 гг. и включает 1 369 наблюдений типа «страна-год» в рамках несбалансированной панели. В исследовании применены методы описательной статистики, корреляционного анализа, диагностики мультиколлинеарности и панельного регрессионного анализа. Результаты исследования показали устойчивую отрицательную связь доходного неравенства с уровнем экономического развития: увеличение ВВП на душу населения на 1% связано со снижением индекса Джини примерно на 0,048 пункта ($p<0,01$). Повышение уровня безработицы на 1 процентный пункт соответствует увеличению индекса Джини на 0,068 пункта ($p<0,01$), а увеличение торговой открытости на 10 процентных пунктов ВВП - росту индекса Джини примерно на 0,27 пункта ($p<0,01$). Подобные зависимости сохраняются при изменении спецификации модели и раздельном оценивании индекса Джини, рассчитанного по доходам и потреблению. Оценки темпа роста ВВП, природной ренты, урбанизации и инфляции характеризуются меньшей устойчивостью. Дальнейшие исследования целесообразно ориентировать на применение динамических панельных моделей, инструментальных переменных и альтернативных баз данных по неравенству.

**КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА:** экономика, экономический рост, торговая открытость, безработица, природная рента, доходное неравенство, внешнеэкономическая стратегия

**КОНФЛИКТ ИНТЕРЕСОВ:** авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов

**ФИНАНСИРОВАНИЕ:** статья выполнена при поддержке Комитета науки МНВО РК в рамках программно- целевого финансирования проекта BR28713593 «Устойчивое развитие экономики Казахстана в условиях новых вызовов: форсайт, стратегии и сценарии модернизации».

**История статьи:**
Получено 03 июня 2026
Принято 05 сентября 2026
Опубликовано 30 сентября 2026

*** Корреспондирующий автор: Жанбозова А.Б.**– PhD, старший научный сотрудник, Институт экономики КН МНВО РК, ул. Шевченко 28, Алматы, Казахстан, 87014449293, email: aksaulezhanbozova@gmail.com

## ВВЕДЕНИЕ

Распределение доходов относится к числу существенных характеристик общественно-экономического развития, поскольку отражает не только достигнутый уровень благосостояния, но и степень участия различных групп населения в результатах экономического роста. Показатели выпуска характеризуют общий масштаб хозяйственной деятельности, тогда как показатели неравенства отражают особенности распределения экономических результатов между различными группами населения. Значимость данной проблемы закреплена в международной повестке устойчивого развития: цель 10 ООН направлена на сокращение неравенства внутри стран и между странами (United Nations, 2026). В докладе World Social Report 2025 подчеркивается, что высокий уровень неравенства, экономическая незащищенность и снижение общественного доверия усиливают риски социального развития и требуют пересмотра подходов к социальной и экономической политике (United Nations Department of Economic and Social Affairs, 2025). В этих условиях эмпирическое изучение факторов, связанных с распределением доходов, сохраняет важное значение для оценки устойчивости экономического развития и его социальных результатов.

В научной литературе доходное неравенство рассматривается во взаимосвязи с уровнем экономического развития, темпами роста, состоянием рынка труда, внешнеэкономическими связями, ресурсной обеспеченностью, институциональными условиями и механизмами перераспределения. Вместе с тем указанные факторы нередко анализируются раздельно либо в пределах отдельных страновых и региональных исследований, что затрудняет сопоставление устойчивости выявляемых взаимосвязей в рамках единой эмпирической модели. Недостаточно изученным остается вопрос о том, какие макроэкономические и структурные характеристики сохраняют статистическую связь с индексом Джини не только в межстрановом сопоставлении, но и при анализе изменений внутри стран во времени.

Научная новизна исследования состоит в комплексной оценке устойчивости внутристрановых взаимосвязей между доходным неравенством и совокупностью макроэкономических и структурных характеристик в рамках единой межстрановой панельной модели. Использование модели с фиксированными страновыми эффектами позволяет учитывать устойчивые ненаблюдаемые особенности национальных экономик и оценивать изменения индекса Джини в связи с динамикой рассматриваемых факторов внутри стран во времени. Отдельное внимание уделено разграничению достигнутого уровня экономического развития и краткосрочной динамики выпуска посредством одновременного включения ВВП на душу населения и темпа роста ВВП. Устойчивость полученных оценок проверяется в нескольких спецификациях, включая модель со страновыми фиксированными эффектами, двустороннюю модель со страновыми и годовыми эффектами, нелинейную спецификацию для проверки гипотезы Кузнеца и модель, оцененную на выборке стран с более полными рядами наблюдений. Дополнительная проверка проводится раздельно для показателей Джини, рассчитанных по доходам и потреблению.

На основе теоретических положений и результатов предшествующих эмпирических исследований определены ожидаемые направления связи рассматриваемых экономических факторов с доходным неравенством. Более высокий уровень экономического развития и рост экономической активности могут сопровождаться расширением занятости и увеличением трудовых доходов, создавая предпосылки для снижения неравенства. Повышение безработицы, напротив, ограничивает доступ населения к трудовым доходам. Ожидаемая положительная связь торговой открытости с индексом Джини обусловлена возможной неравномерностью распределения выгод и адаптационных издержек внешнеэкономической интеграции. Предполагаемая положительная связь природной ренты с индексом Джини объясняется возможной концентрацией рентных доходов, тогда как ожидаемая отрицательная связь урбанизации обусловлена расширением доступа населения к занятости, инфраструктуре и социальным услугам. Положительная связь инфляции с неравенством предполагается вследствие ее неодинакового воздействия

на покупательную способность различных групп населения, прежде всего домохозяйств с низкими и фиксированными доходами.

Цель исследования состоит в выявлении макроэкономических и структурных характеристик, сохраняющих устойчивую статистическую связь с индексом Джини при анализе внутристрановых изменений на основе панельных данных по 93 странам за 2002–2021 гг. Для достижения поставленной цели оценивается связь индекса Джини с ВВП на душу населения по ППС, темпами экономического роста, безработицей, торговой открытостью, природной рентой, урбанизацией и инфляцией. На этой основе сформулированы следующие исследовательские гипотезы:

***H1.*** Уровень ВВП на душу населения отрицательно связан с индексом Джини.

***H2.*** Темп роста ВВП отрицательно связан с индексом Джини.

***H3.*** Уровень безработицы положительно связан с индексом Джини.

***H4.*** Торговая открытость положительно связана с индексом Джини.

***H5.*** Доля природной ренты в ВВП положительно связана с индексом Джини.

***H6.*** Уровень урбанизации отрицательно связан с индексом Джини.

***H7.*** Уровень инфляции положительно связан с индексом Джини.

## ЛИТЕРАТУРНЫЙ ОБЗОР

Проблема распределения доходов относится к числу основных вопросов экономической науки, поскольку она связана с характером экономического роста, развитием производства, состоянием рынка труда, внешнеэкономическими связями, использованием природных ресурсов и деятельностью государственных институтов. В отличие от бедности, которая характеризует недостаточность средств у определенной части населения, неравенство отражает степень различий в распределении экономического благосостояния между группами населения. В связи с этим индекс Джини широко применяется в межстрановых исследованиях, хотя его аналитические возможности ограничены: данный показатель выражает общий уровень неравномерности распределения доходов, но не раскрывает, за счет каких групп населения происходят его изменения. Следовательно, изучение доходного неравенства требует рассмотрения не только среднего уровня доходов, но и тех экономических условий, при которых рост производства, занятость, торговая открытость, ресурсная обеспеченность и макроэкономическая устойчивость связаны с изменением распределения доходов.

Классическая постановка данной проблемы восходит к работе Кузнеца, в которой была выдвинута гипотеза о нелинейной связи между экономическим развитием и доходным неравенством (Kuznets, 1955). Согласно этой гипотезе, на ранних этапах индустриализации неравенство может возрастать вследствие перемещения рабочей силы из традиционного сектора в современный, различий в производительности труда и сосредоточения доходов в более развитых отраслях. На последующих этапах развития неравенство может снижаться под влиянием расширения образования, роста занятости в городском секторе, развития социальной политики и перераспределительных механизмов. Вместе с тем последующие исследования показали, что указанная зависимость не является универсальной. Ее выявление зависит от состава стран, периода наблюдения, качества статистических данных и выбора эконометрической модели. Поэтому значение гипотезы Кузнеца для настоящего исследования состоит не в признании единой закономерности для всех стран, а в необходимости проверки как линейной, так и нелинейной связи между уровнем экономического развития и доходным неравенством.

Дальнейшее развитие теории показало, что распределение доходов нельзя объяснить только средним уровнем производства или дохода на душу населения. В работе Галора и Зейры (Galor & Zeira, 1993) неравенство рассматривается через ограничения доступа к образованию, кредиту и накоплению человеческого капитала. Алезина и Родрик (Alesina & Rodrik, 1994), а также Перссон и Табеллини (Persson & Tabellini, 1994) связывают распределение доходов с политико-экономическими механизмами налогообложения, перераспределения и инвестиционного поведения. В этих работах неравенство выступает не только следствием

экономического развития, но и фактором, который может воздействовать на его дальнейшее направление через различия в доступе к ресурсам, образованию, капиталу и государственным решениям.

В современной литературе доходное неравенство рассматривается как результат взаимодействия производства, труда, капитала и институтов. Аткинсон подчеркивает значение занятости, налогов, трансфертов и социальной политики в регулировании распределительных процессов (Atkinson, 2015). Пикетти анализирует долгосрочные причины концентрации доходов и богатства (Piketty, 2014). Миланович показывает, что различия в доходах складываются не только внутри отдельных стран, но и между странами (Milanovic, 2016). Стиглиц связывает высокий уровень неравенства с рыночной властью, извлечением ренты и институциональными различиями (Stiglitz, 2012). Подобные исследования важны для настоящей работы, поскольку показывают, что распределение доходов формируется под воздействием совокупности экономических и институциональных условий, а не определяется одним макроэкономическим показателем.

Эмпирические исследования взаимосвязи экономического роста и неравенства демонстрируют неоднозначность выводов. Так, в работе Дейнингера и Сквайра обоснована зависимость характера взаимосвязи роста и распределения от качества международных статистических данных (Deininger & Squire, 1998). Результаты исследования Барро показали, что характер этой связи определяется уровнем развития страны (Barro, 2000). В исследовании Форбс выявлена положительная связь между неравенством и последующим экономическим ростом в среднесрочной перспективе (Forbes, 2000). Банерджи и Дюфло, напротив, обратили внимание на нелинейность и неустойчивость указанной зависимости (Banerjee & Duflo, 2003). В то же время в работе Ли и Цзоу показано, что неравенство не всегда выступает препятствием для экономического роста (Li & Zou, 1998). В совокупности рассмотренные исследования свидетельствуют о неоднозначности взаимосвязи экономического роста и доходного неравенства, результаты оценки которой зависят от направления анализа, временного горизонта и спецификации эконометрической модели. В настоящем исследовании уровень ВВП на душу населения и темп его роста рассматриваются как самостоятельные объясняющие переменные, что позволяет разграничить достигнутый уровень экономического развития и краткосрочную динамику выпуска.

Важное место в научной литературе занимает вопрос о взаимосвязи внешнеэкономической открытости и распределения доходов. Теорема Столпера и Самуэльсона заложила теоретическую основу для анализа изменений относительных доходов факторов производства под воздействием международной торговли (Stolper & Samuelson, 1941). Однако последующие исследования показали, что распределительные эффекты торговли неоднозначны и не сводятся к единой схеме перераспределения доходов между трудом и капиталом либо между работниками различной квалификации. Так, Доллар и Краай рассматривали взаимосвязь торговой интеграции, экономического роста и доходов беднейших групп населения (Dollar & Kraay, 2004). Голдберг и Павчник выявили неоднородность распределительных эффектов торговой либерализации в развивающихся странах (Goldberg & Pavcnik, 2007). Мески и Виварелли показали, что связь международной торговли с доходным неравенством зависит, в частности, от структуры внешнеторговых связей и характеристик торговых партнеров (Meschi & Vivarelli, 2009). Жомот и соавторы установили, что динамика доходного неравенства связана не только с торговой и финансовой глобализацией, но и с технологическими изменениями (Jaumotte et al., 2013). В более позднем исследовании подчеркивается роль институционального качества как условия, определяющего характер взаимосвязи между торговой открытостью и доходным неравенством (Nam et al., 2024). Таким образом, связь внешнеэкономической открытости с распределением доходов зависит от структуры производства и внешней торговли, положения работников на рынке труда, особенностей торговых партнеров и институциональных условий, определяющих распределение выгод и адаптационных издержек внешнеэкономической интеграции.

Рынок труда является одним из основных механизмов формирования доходного нера-

венства, поскольку трудовые доходы составляют значительную часть доходов домохозяйств. Аутор и соавторы показали, что импортная конкуренция может сопровождаться существенными изменениями занятости и заработной платы на отдельных локальных рынках труда (Autor et al., 2013). Аджемоглу и Рестрепо рассматривают, каким образом автоматизация и возникновение новых трудовых задач изменяют спрос на труд и его роль в производственном процессе (Acemoglu & Restrepo, 2019). В совокупности эти исследования свидетельствуют о том, что технологические изменения, внешнеторговые шоки и структурные сдвиги на рынке труда могут сопровождаться усилением различий между работниками в зависимости от образования, квалификации, отраслевой принадлежности и места проживания. В связи с этим уровень безработицы рассматривается в настоящем исследовании как самостоятельная характеристика состояния рынка труда, потенциально связанная с распределением доходов населения.

Природная рента также рассматривается в научной литературе как один из факторов, связанных с доходным неравенством. Парсеро и Папиракис исследуют взаимосвязь нефтяной ресурсной зависимости и распределения доходов в контексте гипотезы «ресурсного проклятия» (Parcero & Papyrakis, 2016). Вместе с тем эмпирические исследования свидетельствуют о неоднородности данной зависимости. В частности, Савадого и Уоба выявляют различия в характере связи между природной рентой и доходным неравенством на основе модели конечных смесей регрессий (Sawadogo & Ouoba, 2024). Распределительные последствия использования природных ресурсов могут определяться механизмами перераспределения рентных доходов, структурой национальной экономики и особенностями институциональной среды. Направление ресурсных поступлений на развитие инфраструктуры и финансирование социальных расходов способно создавать предпосылки для сокращения неравенства, тогда как концентрация этих доходов в отдельных секторах экономики и группах населения может сопровождаться усилением доходной дифференциации.

Наряду с уровнем экономического развития, ростом ВВП, торговой открытостью, безработицей и природной рентой в исследованиях доходного неравенства рассматриваются показатели урбанизации и инфляции. Урбанизация связана с территориальной концентрацией экономической активности, размещением рабочих мест и различиями в доступе населения к образованию, инфраструктуре и социальным услугам. При этом ее взаимосвязь с распределением доходов неоднозначна: расширение городского сектора может создавать дополнительные экономические возможности, тогда как неравномерность территориального развития способна сопровождаться усилением доходной дифференциации. В исследованиях, посвященных Казахстану, также отмечается значимость региональных и районных различий в формировании неравенства благосостояния населения (Kireyeva et al., 2023; Kudebayeva & Sätre, 2024).

Инфляция рассматривается как дополнительная макроэкономическая характеристика, имеющая значение для распределения доходов вследствие неодинакового воздействия роста цен на покупательную способность различных групп населения. Характер данной взаимосвязи зависит от структуры доходов домохозяйств, механизмов индексации, уровня социальной защиты и общей макроэкономической среды (Atkinson, 2015; Stiglitz, 2012; Spankulova et al., 2026). Таким образом, урбанизация и инфляция включаются в настоящее исследование в качестве самостоятельных объясняющих переменных, статистическая связь которых с индексом Джини подлежит эмпирической проверке.

Исследования доходного неравенства в Казахстане охватывают макроэкономические, институциональные и региональные аспекты. Хоуи и Атаханова рассматривают распределительные последствия ресурсного бума с учетом отраслевой и территориальной структуры экономики (Howie & Atakhanova, 2014). Жанбозова и соавторы на основе данных за 2001–2023 гг. выявляют статистически значимые взаимосвязи индекса Джини с качеством институтов, инвестициями, структурой экономики, безработицей и социальными характеристиками (Zhanbozova et al., 2026).

Региональные особенности доходного

неравенства раскрываются в исследованиях Темербулатовой и соавторов, рассматривающих краткосрочные и долгосрочные взаимосвязи экономического роста и неравенства в регионах Казахстана (Temerbulatova et al., 2024), а также Кудебаевой и Сэтре, оценивающих вклад регионального и районного уровней в дифференциацию благосостояния домохозяйств на основе данных за 2018–2021 гг. (Kudebayeva & Sätre, 2024).

Отдельное направление исследований связано с неравенством трудовых доходов. Нурланова и соавторы рассматривают его региональные и отраслевые особенности (Nurlanova et al., 2024), тогда как Тлеубердинова и соавторы анализируют региональные и секторальные различия заработной платы с учетом характеристик работников и предприятий (Tleuberdinova et al., 2024). В совокупности данные исследования подчеркивают значение структурных, территориальных и трудовых характеристик для анализа доходной дифференциации.

В исследованиях последних лет доходное неравенство в Казахстане рассматривается во взаимосвязи с образованием, структурой доходов и макроэкономическими условиями. Киреева и соавторы анализируют региональные различия в распределении доходов и образовании (Kireyeva et al., 2023), тогда как Зейнулла и соавторы рассматривают роль образования в сокращении доходной дифференциации (Zeinolla et al., 2025). Аширбекова и соавторы исследуют дифференциацию доходов населения и возможности их прогнозирования (Ashirbekova et al., 2023). Жанбырбаева и соавторы рассматривают особенности экономического неравенства в Казахстане (Zhanbyrbayeva et al., 2024), а Спанкулова и соавторы оценивают связь регионального доходного неравенства с характеристиками здравоохранения и макроэкономической нестабильностью (Spankulova et al., 2026).

Проведённый литературный обзор свидетельствует о неоднозначности взаимосвязей между доходным неравенством и основными экономическими характеристиками. Направление и устойчивость выявляемых зависимостей могут различаться в зависимости от структуры экономики, институциональных условий, состава выборки и используемой методологии. Несмотря на наличие комплексных страновых и региональных исследований, сохраняется необходимость сопоставления статистических связей индекса Джини с уровнем экономического развития, ростом ВВП, безработицей, торговой открытостью, природной рентой, урбанизацией и инфляцией в рамках единой межстрановой панельной модели. Такой подход позволяет оценить, какие из рассматриваемых характеристик сохраняют устойчивую связь с неравенством при анализе внутристрановых изменений во времени.

## МАТЕРИАЛЫ И МЕТОДЫ

Информационную базу исследования составили данные World Development Indicators (WDI) и Poverty and Inequality Platform (PIP) Всемирного банка. В качестве зависимой переменной использован индекс Джини, характеризующий степень неравномерности распределения доходов либо потребления домохозяйств. Выбор данного показателя обусловлен широким охватом стран, доступностью международных статистических данных и его распространенным применением в эмпирических исследованиях экономического неравенства.

Исследовательская выборка охватывает 93 страны за 2002–2021 гг. и включает 1 369 наблюдений формата «страна–год». Панель имеет несбалансированную структуру, обусловленную различиями в периодичности проведения национальных обследований домохозяйств и доступности соответствующих статистических показателей. При полностью сбалансированной панели число наблюдений составило бы 1 860, однако фактический объем выборки определяется наличием данных по зависимой и всем объясняющим переменным. Для проверки устойчивости полученных оценок дополнительно сформирована ограниченная выборка, включающая страны с не менее чем восемью наблюдениями по индексу Джини. В результате ее объем составил 74 страны и 1 284 наблюдения.

При формировании выборки учитывались различия в концепции измерения благосостояния, используемой Всемирным банком

при расчете индекса Джини. В базе Poverty and Inequality Platform данный показатель может основываться на распределении доходов либо потребления домохозяйств. На основе соответствующих метаданных наблюдения были разделены на две подвыборки: первая включает 997 наблюдений по 57 странам, в которых индекс Джини рассчитан по доходам, вторая – 372 наблюдения по 36 странам, использующим показатели потребления. Для каждой подвыборки отдельно оценена базовая модель со страновыми фиксированными эффектами.

Отбор объясняющих переменных основан на теоретических предпосылках и результатах предшествующих исследований, согласно которым распределение доходов может быть связано с уровнем экономического развития, текущей макроэкономической динамикой, состоянием рынка труда, степенью внешнеэкономической открытости, ресурсной зависимостью, урбанизацией и инфляционной средой. Ожидаемые направления связи используются не как заранее заданные выводы, а как аналитические ориентиры для сопоставления эмпирических результатов с теоретическими положениями. Перечень переменных, их обозначения, содержание, единицы измерения и ожидаемые направления связи с индексом Джини представлены в таблице 1.

**Таблица 1.** Переменные исследования и предполагаемые направления связи с индексом Джини
**Table 1.** Research variables and hypothesized relationships with the Gini index

| **Переменная** | **Обозначение** | **Содержание и единица измерения** | **Ожидаемое направление связи** |
|---|---|---|---|
| Индекс Джини | gini | Показатель неравенства доходов или потребления, пункты (0–100) | Зависимая переменная |
| ВВП на душу населения, ППС | Log_gdp_pc_ppp | Логарифм ВВП на душу населения по ППС | Отрицательное |
| Рост ВВП | gdp_growth | Годовой темп роста реального ВВП, % | Отрицательное |
| Безработица | unemployment | Доля безработных в рабочей силе, % | Положительное |
| Торговая открытость | trade_openness | Сумма экспорта и импорта товаров и услуг, % ВВП | Положительное |
| Природная рента | natural_resource_rents | Совокупная рента от природных ресурсов, % ВВП | Положительное |
| Урбанизация | urban_population | Доля городского населения в общей численности населения, % | Отрицательное |
| Инфляция | inflation | Годовой темп инфляции, % | Положительное |

Примечание: составлено авторами на основе данных World Bank (2025)

Эконометрический анализ проводился поэтапно. На первом этапе рассчитаны описательные статистики, характеризующие структуру выборки, средние значения, вариацию и диапазоны исследуемых переменных. На втором этапе построена корреляционная матрица для предварительной оценки направления и силы парных взаимосвязей между показателями. Возможная мультиколлинеарность объясняющих переменных оценивалась с использованием коэффициентов инфляции дисперсии (VIF). Далее проведено панельное оценивание с сопоставлением объединенной модели наименьших квадратов (Pooled OLS), модели со случайными эффектами (RE) и модели с фиксированными эффектами (FE). Выбор предпочтительной спецификации осуществлялся на основе F-теста, LM-теста Бройша–Пагана и теста Хаусмана.

По результатам модельной диагностики в качестве базовой выбрана модель со страновыми фиксированными эффектами. Данная спецификация позволяет оценивать статистические взаимосвязи между изменениями объясняющих переменных и индекса Джини внутри стран во времени, контролируя влияние ненаблюдаемых страновых характеристик, неизменных на протяжении рассматриваемого периода.

Для оценки связи экономических факторов с индексом Джини использована панельная модель с фиксированными страновыми эффек-

тами. Базовая спецификация имеет следующий вид:

$$Gini_{it} = \beta_0 + \beta_1 LogGDPpc_{it} + \\ + \beta_2 Growth_{it} + \beta_3 Unemployment_{it} + \\ + \beta_4 TradeOpen_{it} \\ + \beta_5 ResourceRents_{it} + \beta_6 UrbanPop_{it} + \\ + \beta_7 Inflation_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

где:

$Gini_{it}$ индекс Джини в стране *i* в году *t*;

$LogGDPpc_{it}$ – логарифм ВВП на душу населения по ППС;

$Growth_{it}$ – годовой темп роста ВВП;

$Unemployment_{it}$ – уровень безработицы;

$TradeOpen_{it}$ – торговая открытость;

$ResourceRents_{it}$ – совокупная природная рента в процентах ВВП;

$UrbanPop_{it}$ – доля городского населения, %;

$Inflation_{it}$ – годовой темп инфляции;

$\beta_0$ – константа;

$\beta_1 - \beta_7$ – коэффициенты при соответствующих объясняющих переменных;

$\mu_i$ – страновые фиксированные эффекты, учитывающие постоянные во времени ненаблюдаемые особенности страны;

$\varepsilon_{it}$ – случайная ошибка.

Дополнительно проведены диагностические тесты на гетероскедастичность, серийную корреляцию и межстрановую зависимость ошибок. Полученные результаты свидетельствуют о наличии указанных нарушений, в связи с чем для статистического вывода использованы стандартные ошибки Дрисколла-Краая, устойчивые к гетероскедастичности, серийной корреляции и межстрановой зависимости (Driscoll & Kraay, 1998). Применение данного подхода учитывает особенности межстрановых панельных данных, в которых национальные экономики могут подвергаться воздействию общих внешних шоков.

Устойчивость полученных результатов проверялась посредством четырех дополнительных спецификаций. Во-первых, оценена двусторонняя модель с фиксированными страновыми и годовыми эффектами (Two-way FE), позволяющая контролировать общие временные изменения. Во-вторых, использована нелинейная спецификация с включением квадрата логарифма ВВП на душу населения для проверки гипотезы Кузнеца. В-третьих, базовая модель повторно оценена на ограниченной выборке, включающей страны с не менее чем восемью наблюдениями по индексу Джини, что позволяет проверить чувствительность результатов к полноте временных рядов. В-четвертых, с учетом различий в концепции измерения благосостояния проведено раздельное оценивание модели для подвыборок, в которых индекс Джини рассчитан по доходам и потреблению домохозяйств.

Полученные коэффициенты интерпретируются как оценки статистических взаимосвязей между экономическими характеристиками и индексом Джини при анализе внутристрановых изменений во времени, а не как причинные эффекты. Возможность причинной интерпретации ограничена потенциальной обратной причинностью, одновременностью изменений и влиянием ненаблюдаемых факторов, изменяющихся во времени.

## РЕЗУЛЬТАТЫ

Сформированная межстрановая панель характеризуется существенными различиями как по уровню доходного неравенства, так и по основным экономическим показателям. Для оценки диапазона их изменения и общей неоднородности выборки рассчитаны описательные статистики по 93 странам за 2002–2021 гг., включающие 1 369 наблюдений (таблица 2).

**Таблица 2.** Структура выборки и описательная статистика переменных
**Table 2.** Sample composition and descriptive statistics of the variables

| **Переменная / показатель** | **N** | **Среднее** | **Ст. откл.** | **Мин.** | **Макс.** |
|---|---|---|---|---|---|
| Количество стран | 93 | - | - | - | - |
| Количество наблюдений | 1 369 | - | - | - | - |
| Период наблюдения | 2002–2021 | - | - | - | - |
| Индекс Джини | 1 369 | 36.18 | 7.99 | 23.20 | 65.00 |

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| ln ВВП на душу населения | 1 369 | 10.06 | 0.87 | 7.04 | 11.84 |
| Рост ВВП, % | 1 369 | 3.26 | 4.12 | -16.04 | 24.62 |
| Безработица, % | 1 369 | 7.96 | 5.33 | 0.25 | 37.32 |
| Торговая открытость, % ВВП | 1 369 | 90.70 | 49.25 | 22.11 | 397.51 |
| Природная рента, % ВВП | 1 369 | 2.98 | 5.22 | 0.00 | 42.22 |
| Урбанизация, % населения | 1 369 | 67.46 | 16.53 | 12.20 | 95.51 |
| Инфляция, % | 1 369 | 4.33 | 5.87 | -4.45 | 59.22 |

Примечание: составлено авторами

Среднее значение индекса Джини в исследуемой выборке составляет 36.18 пункта при стандартном отклонении 7.99. Значения показателя варьируются от 23.20 до 65.00, что свидетельствует о существенной неоднородности наблюдений по уровню неравенства. Значительный разброс характерен и для макроэкономических показателей: торговая открытость изменяется от 22.11 до 397.51 % ВВП, совокупная природная рента — от 0.00 до 42.22 % ВВП, а уровень безработицы — от 0.25 до 37.32 %.

Для наглядной характеристики зависимой переменной на рисунке 1 представлено распределение индекса Джини в межстрановой панели.

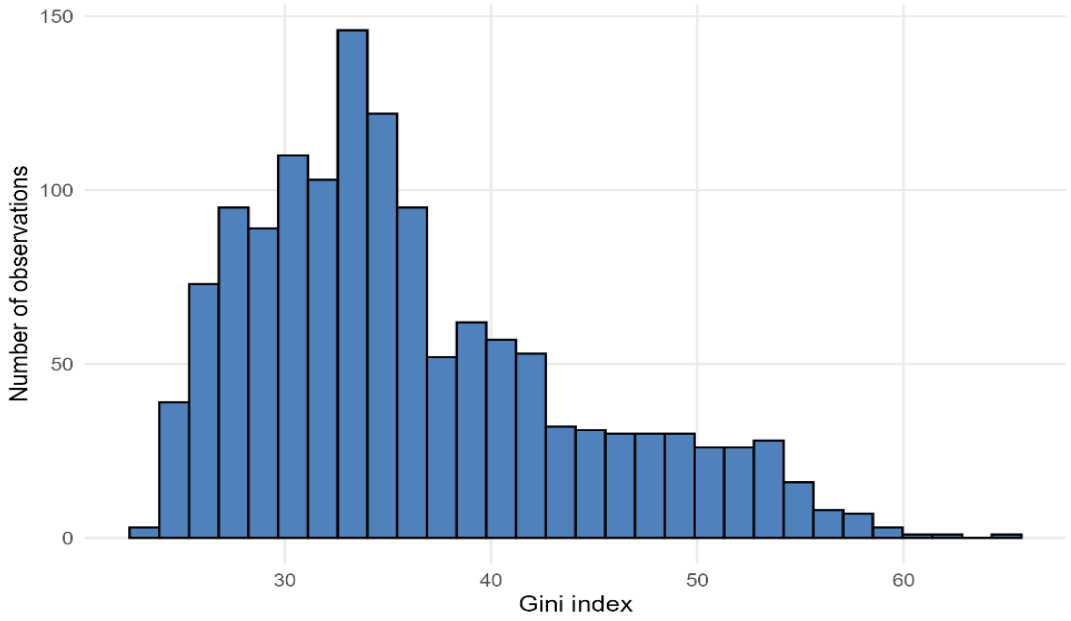



**Рисунок 1.** Распределение индекса Джини в межстрановой панели
**Figure 1.** Distribution of the Gini index in the cross-country panel

Основная часть наблюдений сосредоточена в среднем диапазоне значений, тогда как высокие показатели неравенства встречаются значительно реже. При этом наличие наблюдений с индексом Джини свыше 50 пунктов указывает на заметные различия в уровне неравенства в исследуемой выборке. Вместе с тем распределение не ограничивается узким интервалом: в выборке присутствуют наблюдения, в которых индекс Джини превышает 50 пунктов, что свидетельствует о существенной дифференциации рассматриваемых экономик по характеру распределения доходов и потребления. Выявленная вариация индекса Джини определяет необходимость дальнейшего анализа его взаимосвязей с макроэкономическими и структурными характеристиками.

После оценки распределения индекса Джини проведен корреляционный анализ для предварительного выявления взаимосвязей

между исследуемыми переменными. Представленная на рисунке 2 корреляционная матрица позволяет сопоставить направление и тесноту парных связей между показателями.

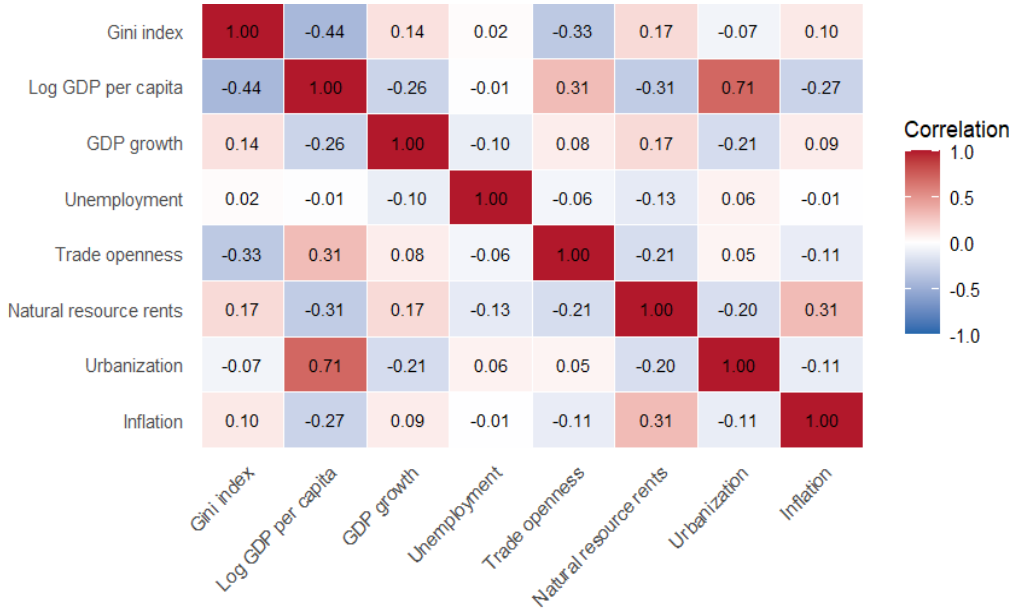



**Рисунок 2.** Корреляционная матрица переменных исследования
**Figure 2.** Correlation matrix for the study variables

Корреляционная матрица показывает, что наиболее выраженная отрицательная связь индекса Джини наблюдается с логарифмом ВВП на душу населения (r = −0.44) и торговой открытостью (r = −0.33). Положительные, но относительно слабые корреляции выявлены с природной рентой (r = 0.17), ростом ВВП (r = 0.14) и инфляцией (r = 0.10). Связь индекса Джини с безработицей (r = 0.02) и урбанизацией (r = −0.07) практически отсутствует. Среди объясняющих переменных выделяется высокая положительная корреляция между логарифмом ВВП на душу населения и уровнем урбанизации (r = 0.71). Остальные парные коэффициенты по абсолютной величине не превышают 0.31. Полученные результаты характеризуют предварительные взаимосвязи между показателями без учета страновых особенностей и совместного влияния регрессоров. Наличие относительно высокой корреляции между ВВП на душу населения и урбанизацией обусловливает необходимость дополнительной проверки мультиколлинеарности (таблица 3).

**Таблица 3.** Проверка мультиколлинеарности
**Table 3.** Multicollinearity diagnostics

| **Переменная** | **VIF** |
|---|---|
| Log ВВП на душу населения, ППС | 2.692 |
| Рост ВВП | 1.136 |
| Безработица | 1.041 |
| Торговая открытость | 1.248 |
| Природная рента | 1.243 |
| Урбанизация | 2.189 |
| Инфляция | 1.168 |

Примечание: составлено авторами

Проверка мультиколлинеарности выполнена с использованием коэффициентов инфляции дисперсии (VIF), значения которых находятся ниже порогового уровня 5, что позволяет

сделать вывод об отсутствии критической мультиколлинеарности между независимыми переменными. Наибольшее значение VIF наблюдается для логарифма ВВП на душу населения (2,692), второе по величине – для урбанизации (2,189). Следовательно, несмотря на заметную корреляцию между этими показателями, их одновременное включение в модель не создает критического риска мультиколлинеарности.

Для выбора адекватной панельной спецификации и проверки эконометрических предпосылок были проведены диагностические тесты (таблица 4).

**Таблица 4.** Диагностические тесты и выбор модели
**Table 4.** Diagnostic tests and model selection

| Диагностическая процедура | Статистика / значение | p-value | Вывод |
|---|---|---|---|
| Hausman test: fixed effects vs random effects | 55.917 | 9.81e-10 | Предпочтительна FE-модель |
| F-test: fixed effects vs pooled OLS | 118.287 | <0.001 | FE лучше pooled OLS |
| Breusch-Pagan LM test: random effects vs pooled OLS | 7469.459 | <0.001 | Pooled OLS отвергается |
| Panel serial correlation test | 438.982 | 1.80e-97 | Выявлена автокорреляция |
| Cross-sectional dependence test | 3.379 | 0.000728 | Выявлена межстрановая зависимость |
| Breusch-Pagan heteroskedasticity test | 200.630 | 8.44e-40 | Выявлена гетероскедастичность |

Примечание: составлено авторами

Результаты диагностических тестов подтверждают целесообразность использования модели со страновыми фиксированными эффектами. F-тест выявил статистическую значимость индивидуальных эффектов, а LM-тест Бройша–Пагана показал преимущество учета панельной структуры данных по сравнению с объединенной регрессией. Тест Хаусмана позволил сделать окончательный выбор в пользу FE-модели ($p < 0.001$). Вместе с тем дополнительная диагностика выявила серийную корреляцию, межстрановую зависимость ошибок и гетероскедастичность. Наличие указанных нарушений обусловило применение стандартных ошибок Дрисколла–Краая при оценке статистической значимости регрессионных коэффициентов. Результаты оценивания базовой модели и дополнительных проверок устойчивости представлены в таблице 5.

**Таблица 5.** Основные регрессионные результаты и проверки устойчивости
**Table 5.** Main regression results and robustness checks

| Переменная | FE DK | Two-way FE DK | Kuznets FE DK | Ограниченная FE DK |
|---|---|---|---|---|
| Log ВВП на душу населения, ППС | -4.795***<br>(0.679) | -2.193***<br>(0.506) | -15.309**<br>(7.402) | -4.899***<br>(0.624) |
| Квадрат ln ВВП на душу населения | - | - | 0.547<br>(0.354) | - |
| Рост ВВП | 0.024<br>(0.017) | 0.002<br>(0.025) | 0.024<br>(0.019) | 0.024<br>(0.017) |
| Безработица | 0.068**<br>(0.033) | 0.093***<br>(0.029) | 0.082***<br>(0.031) | 0.070**<br>(0.035) |
| Торговая открытость | 0.027***<br>(0.004) | 0.036***<br>(0.006) | 0.024***<br>(0.005) | 0.027***<br>(0.005) |
| Природная рента | 0,063<br>(0.040) | 0.057<br>(0.036) | 0.070*<br>(0.041) | 0.045<br>(0.047) |
| Урбанизация | -0.055**<br>(0.028) | 0.005<br>(0.026) | -0.049*<br>(0.029) | -0.050*<br>(0.030) |
| Инфляция | -0.025<br>(0.019) | -0.031<br>(0.020) | -0.023<br>(0.018) | -0.016<br>(0.017) |
| Страновые эффекты | Да | Да | Да | Да |
| Годовые эффекты | Нет | Да | Нет | Нет |

| Стандартные ошибки | Driscoll-Kraay | Driscoll-Kraay | Driscoll-Kraay | Driscoll-Kraay |
|---|---|---|---|---|
| Наблюдения | 1 369 | 1 369 | 1 369 | 1 284 |
| Страны | 93 | 93 | 93 | 74 |
| *В скобках приведены стандартные ошибки Дрисколла–Краая, рассчитанные с максимальным лагом 3. Уровни статистической значимости: *** p < 0.01; ** p < 0.05; * p < 0.10. Модель FE DK включает страновые фиксированные эффекты; Two-way FE DK – страновые и годовые фиксированные эффекты; Kuznets FE DK — квадратичный член логарифма ВВП на душу населения. Ограниченная FE DK оценена на выборке стран, имеющих не менее восьми наблюдений по индексу Джини.* | | | | |

Примечание: составлено авторами

При интерпретации регрессионных результатов необходимо учитывать масштаб объясняющих переменных и особенности модели с фиксированными эффектами. Поскольку ВВП на душу населения включен в логарифмической форме, его коэффициент характеризует связь относительного изменения данного показателя с изменением индекса Джини внутри стран во времени. В базовой FE-модели коэффициент составляет −4.795, что соответствует снижению индекса Джини приблизительно на 0.048 пункта при увеличении ВВП на душу населения на 1%, при прочих равных условиях. Для остальных объясняющих переменных, выраженных в процентах или процентах ВВП, коэффициенты отражают изменение индекса Джини при увеличении соответствующего показателя на один процентный пункт.

Наиболее устойчивые результаты получены для ВВП на душу населения. Коэффициент при его логарифме сохраняет отрицательный знак и статистическую значимость во всех рассматриваемых спецификациях, включая базовую FE-модель ($\beta = -4.795$; $p < 0.01$), модель со страновыми и годовыми фиксированными эффектами, нелинейную спецификацию и модель, оцененную на ограниченной выборке. В базовой модели увеличение ВВП на душу населения приблизительно на 1% ассоциируется со снижением индекса Джини на 0.048 пункта при прочих равных условиях. Полученные оценки указывают на устойчивую отрицательную статистическую связь между изменением уровня экономического развития и доходным неравенством внутри стран. Вместе с тем они не предполагают причинной интерпретации, поскольку использование фиксированных эффектов не исключает возможной эндогенности, обусловленной обратной причинностью и ненаблюдаемыми факторами, изменяющимися во времени.

Проверка нелинейной зависимости не выявила эмпирического подтверждения гипотезы Кузнеца. Коэффициент при квадрате логарифма ВВП на душу населения имеет положительный знак ($\beta = 0.547$), однако статистически незначим. Следовательно, полученные результаты не позволяют подтвердить наличие перевернутой U-образной зависимости между уровнем экономического развития и индексом Джини в рассматриваемой выборке.

В отличие от ВВП на душу населения, годовой темп экономического роста не демонстрирует статистически значимой связи с индексом Джини ни в одной из основных спецификаций. В базовой модели коэффициент составляет 0.024, а после включения годовых фиксированных эффектов снижается до 0.002, оставаясь статистически незначимым. Полученные результаты свидетельствуют о необходимости разграничения достигнутого уровня экономического развития и краткосрочной динамики выпуска при исследовании доходного неравенства. Отсутствие значимой связи между темпами роста ВВП и индексом Джини указывает на то, что увеличение совокупного выпуска само по себе не обязательно сопровождается сокращением доходной дифференциации. Данный результат следует рассматривать в контексте исследований, отмечающих неоднозначность взаимосвязей между экономическим ростом и неравенством (Banerjee & Duflo, 2003; Barro, 2000; Deininger & Squire, 1998; Forbes, 2000; Li & Zou, 1998).

Результаты по безработице подтверждают значение рынка труда как одного из центральных каналов формирования доходной дифференциации. Коэффициент при данном показателе положителен и статистически значим в основных спецификациях со стандартными

ошибками Дрисколла-Краая. В базовой модели увеличение уровня безработицы на один процентный пункт связано с ростом индекса Джини приблизительно на 0,068 пункта при прочих равных условиях. Экономическая интерпретация этого результата состоит в том, что ограничение доступа к трудовым доходам усиливает различия между занятыми и незанятыми домохозяйствами, а также повышает риск концентрации доходов у групп, сохраняющих устойчивое положение на рынке труда. Сохранение положительной связи в двухсторонней FE-модели и в ограниченной выборке показывает, что данный результат не сводится ни к общей временной динамике, ни к особенностям несбалансированной панели. Он также согласуется с исследованиями, в которых изменения на рынке труда, импортная конкуренция и технологические сдвиги рассматриваются как факторы, способные усиливать различия в занятости и заработках (Acemoglu & Restrepo, 2019; Autor et al., 2013).

Торговая открытость демонстрирует наиболее последовательную положительную связь с индексом Джини: ее коэффициент статистически значим во всех ключевых спецификациях. В базовой модели увеличение торговой открытости на один процентный пункт ВВП ассоциируется с ростом индекса Джини примерно на 0,027 пункта, тогда как увеличение на 10 процентных пунктов соответствует росту приблизительно на 0,27 пункта. Этот результат требует особенно осторожной интерпретации, поскольку он отличается от отрицательной парной корреляции между торговой открытостью и индексом Джини. Расхождение объясняется различием аналитических уровней: корреляционный анализ отражает преимущественно межстрановые различия, тогда как FE-модель использует внутристрановую динамику. Поэтому более открытые экономики в среднем могут характеризоваться более низким уровнем неравенства, однако увеличение открытости внутри одной и той же страны во времени способно сопровождаться усилением доходной дифференциации. В этом смысле полученный результат соответствует исследованиям о неоднозначных распределительных последствиях глобализации и внешней торговли (Goldberg & Pavcnik, 2007; Jaumotte et al., 2013; Meschi & Vivarelli, 2009; Nam et al., 2024), но уточняет их за счет панельной оценки: торговая открытость не является универсальным фактором снижения или роста неравенства, поскольку ее последствия зависят от распределения внешнеторговых выгод и адаптационных издержек между секторами, регионами и группами работников.

Результаты по урбанизации, природной ренте и инфляции имеют менее устойчивый характер. Урбанизация отрицательно связана с индексом Джини в базовой FE-модели, что может отражать роль городского развития в расширении доступа к занятости, инфраструктуре и социальным услугам; однако после включения годовых эффектов статистическая значимость данного показателя исчезает. Поэтому урбанизацию целесообразно рассматривать как фактор, чувствительный к спецификации, а не как устойчивый коррелят доходного неравенства. Природная рента преимущественно имеет положительный знак, но ее статистическая значимость нестабильна, что не позволяет сделать вывод о наличии устойчивой связи между ресурсной зависимостью и индексом Джини в рассматриваемой панели. Более корректная интерпретация состоит в том, что распределительные последствия рентных доходов, вероятно, зависят от институциональной среды, фискальных механизмов, структуры собственности и качества государственного управления (Parcero & Papyrakis, 2016; Sawadogo & Ouoba, 2024). Инфляция также не показывает стабильной статистической связи с индексом Джини.

Проверка устойчивости по составу несбалансированной панели подтверждает основные выводы. После исключения стран, имеющих менее восьми наблюдений по индексу Джини, ограниченная выборка составила 1 284 наблюдения по 74 странам. При этом знаки и статистическая значимость коэффициентов при ВВП на душу населения, безработице и торговой открытости сохраняются. Следовательно, выявленные связи не являются следствием включения стран с единичными или редкими наблюдениями и сохраняются при более строгом требовании к полноте данных.

Дополнительная проверка устойчивости была проведена с учетом различий в концепции

благосостояния, используемой при расчете индекса Джини. Для этого базовая модель с фиксированными страновыми эффектами была отдельно оценена для наблюдений, в которых индекс Джини рассчитан по доходам, и для наблюдений, основанных на потреблении. Результаты представлены в таблице 6.

**Таблица 6.** Проверка устойчивости результатов с учетом концепции благосостояния, используемой при расчете индекса Джини
**Table 6.** Robustness check by welfare concept underlying the Gini index

| **Переменная** | **Gini по доходам** | **Gini по потреблению** |
|---|---|---|
| Log ВВП на душу населения, ППС | -4.850*** (0.548) | -4.384*** (0.743) |
| Рост ВВП | -0.013 (0.015) | 0.119*** (0.024) |
| Безработица | 0.073** (0.032) | 0.125** (0.054) |
| Торговая открытость | 0.030*** (0.006) | 0.041*** (0.011) |
| Природная рента | 0.095 (0.100) | 0.029 (0.035) |
| Урбанизация | -0.344*** (0.054) | 0.116*** (0.019) |
| Инфляция | -0.051* (0.027) | -0.037* (0.020) |
| Страновые эффекты | Да | Да |
| Стандартные ошибки | Driscoll-Kraay | Driscoll-Kraay |
| Наблюдения | 997 | 372 |
| Страны | 57 | 36 |
| *В скобках приведены стандартные ошибки Дрисколла-Краая с максимальным лагом 3; *** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,10. Разделение выборки выполнено в соответствии с концепцией благосостояния, используемой Всемирным банком при расчете индекса Джини: доходы или потребление.* | | |

Раздельное оценивание по типу показателя благосостояния подтвердило устойчивость основных взаимосвязей, выявленных в базовой модели (таблица 6). Коэффициент при логарифме ВВП на душу населения сохраняет отрицательный знак и статистическую значимость как в подвыборке, основанной на доходах ($\beta = -4.850$; $p < 0.01$), так и в подвыборке, основанной на потреблении ($\beta = -4.384$; $p < 0.01$). Положительная статистически значимая связь с индексом Джини также сохраняется для безработицы и торговой открытости.

Наиболее заметные различия между подвыборками выявлены для экономического роста и урбанизации. Коэффициент при темпе роста ВВП статистически незначим при использовании индекса Джини по доходам ($\beta = -0.013$), тогда как в подвыборке, основанной на потреблении, наблюдается положительная статистически значимая связь ($\beta = 0.119$; $p < 0.01$). Для урбанизации различается не только величина, но и направление коэффициента: $-0.344$ ($p < 0.01$) в первой подвыборке против 0.116 ($p < 0.01$) во второй. Природная рента не демонстрирует статистически значимой связи с индексом Джини ни в одной из моделей, тогда как коэффициент при инфляции в обоих случаях имеет отрицательный знак и достигает лишь 10%-го уровня значимости.

Таким образом, результаты по ВВП на душу населения, безработице и торговой открытости сохраняются при раздельном оценивании двух подвыборок, тогда как оценки экономического роста и урбанизации характеризуются существенными различиями. При интерпретации последних следует учитывать, что подвыборки различаются не только концепцией измерения благосостояния, но и составом стран, что не позволяет однозначно отнести выявленные расхождения исключительно к способу расчета индекса Джини.

Сопоставление результатов основных моделей и дополнительных проверок устойчивости с выдвинутыми гипотезами показывает, что наиболее последовательные статистические взаимосвязи выявлены для ВВП на душу населения, безработицы и торговой открытости. Отрицательный коэффициент при логарифме ВВП на душу населения сохраняет статистическую значимость во всех спецификациях, включая раздельное оценивание показателей Джини по доходам и потреблению, что согласуется с гипотезой H1. Положительная связь безработицы с индексом Джини также

сохраняется при изменении спецификации и состава выборки, подтверждая устойчивость результата, предусмотренного гипотезой H3. Аналогичные результаты получены для торговой открытости: положительный знак и статистическая значимость коэффициента воспроизводятся во всех рассмотренных моделях, что соответствует гипотезе H4.

Остальные гипотезы не получили устойчивого эмпирического подтверждения. Для темпа роста ВВП ожидаемая отрицательная связь не выявлена (H2), тогда как положительный коэффициент при природной ренте не сохраняет статистическую значимость в большинстве спецификаций (H5). Отрицательная связь урбанизации с индексом Джини наблюдается лишь в отдельных моделях и меняет направление в подвыборке, основанной на потреблении, вследствие чего гипотеза H6 также не подтверждается. Результаты по инфляции не соответствуют предполагаемому положительному направлению связи (H7): в основных спецификациях коэффициент статистически незначим, а при раздельном оценивании двух подвыборок имеет отрицательный знак. Таким образом, наиболее устойчивые результаты исследования относятся к уровню экономического развития, состоянию рынка труда и торговой открытости, тогда как оценки остальных факторов характеризуются большей чувствительностью к спецификации модели и составу выборки.

## ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Проведенное исследование позволило выявить три экономические характеристики, сохраняющие устойчивую статистическую связь с индексом Джини: ВВП на душу населения, безработицу и торговую открытость. Отрицательная связь ВВП на душу населения с индексом Джини, а также положительные коэффициенты при безработице и торговой открытости сохраняются в альтернативных спецификациях модели, при ограничении выборки по полноте наблюдений и раздельном оценивании показателей Джини, рассчитанных по доходам и потреблению. В отличие от указанных переменных, краткосрочный рост ВВП, природная рента, урбанизация и инфляция не демонстрируют сопоставимой устойчивости: величина, направление и статистическая значимость отдельных коэффициентов изменяются в зависимости от спецификации модели и состава используемой выборки. Полученные результаты свидетельствуют о необходимости разграничения достигнутого уровня экономического развития и текущей динамики выпуска, а также учета состояния рынка труда и внешнеэкономической открытости при анализе доходного неравенства.

Полученные оценки характеризуют устойчивые внутристрановые статистические ассоциации, выявленные на основе межстрановой панельной выборки. Их причинная интерпретация ограничена возможностью обратной причинности, одновременностью изменений и влиянием ненаблюдаемых факторов, изменяющихся во времени. Модели с фиксированными эффектами позволяют учитывать постоянные страновые характеристики, однако не устраняют указанные источники эндогенности. Поэтому результаты исследования позволяют определить макроэкономические и структурные параметры, наиболее последовательно связанные с динамикой доходного неравенства внутри стран, сохраняя ограничения в отношении установления направления причинного воздействия.

Отрицательная связь ВВП на душу населения с индексом Джини сохраняется во всех проведенных проверках, что указывает на устойчивость взаимосвязи между достигнутым уровнем экономического развития и меньшей выраженностью доходной дифференциации в рассматриваемой панели. Для темпа роста ВВП сопоставимого результата не получено. В основных спецификациях и в выборке, основанной на доходах, его коэффициент статистически незначим, тогда как при использовании индекса Джини, рассчитанного по потреблению, выявляется положительная статистически значимая связь. Полученные различия подтверждают чувствительность краткосрочной динамики выпуска к способу измерения благосостояния и не позволяют рассматривать экономический рост как устойчивый коррелят снижения доходного неравенства.

Положительная связь безработицы с индексом Джини подтверждает значимость рынка труда как

одного из ключевых механизмов формирования доходной дифференциации. Ограниченный доступ к занятости и трудовым доходам усиливает различия между группами населения и повышает вероятность концентрации доходов у более защищенных участников экономической системы. Поэтому анализ доходного неравенства не может ограничиваться агрегированными макроэкономическими показателями; он должен учитывать качество рабочих мест, устойчивость занятости, профессиональную мобильность и способность экономики включать различные социальные и демографические группы в продуктивную трудовую деятельность.

Положительная связь торговой открытости с индексом Джини не должна рассматриваться как аргумент в пользу ограничения внешнеэкономической интеграции. Более обоснованная интерпретация состоит в том, что расширение внешнеторговых связей может сопровождаться неодинаковым распределением выгод и адаптационных издержек между секторами, регионами и группами работников. В этих условиях внешнеторговая политика требует сопряжения с мерами в сфере занятости, профессиональной адаптации, развития человеческого капитала и регионального выравнивания.

Для Казахстана полученные результаты не являются прямым эмпирическим заключением, поскольку используемая модель основана на межстрановой панели и не выделяет страну в качестве самостоятельного объекта оценки. Вместе с тем они задают методологическую основу для последующего анализа национальных и региональных данных. Особое значение имеет проверка того, каким образом экономическое развитие, занятость и внешнеэкономическая интеграция связаны с распределением доходов между отраслями, территориями и группами работников. Такой подход позволит перейти от агрегированных оценок к выявлению конкретных механизмов распределения выгод и издержек экономического развития.

Ограничения исследования связаны с отсутствием полной причинной идентификации, особенностями сопоставимости международных данных по неравенству и возможной чувствительностью отдельных оценок к составу выборки. Раздельное оценивание наблюдений, в которых индекс Джини рассчитан по доходам и потреблению, позволило учесть одно из основных различий в концепции измерения благосостояния и подтвердило устойчивость результатов по ВВП на душу населения, безработице и торговой открытости. Вместе с тем выявленные различия в оценках экономического роста и урбанизации показывают, что способ построения зависимой переменной сохраняет значение для интерпретации отдельных факторов. Перспективы дальнейшего исследования связаны с применением динамических панельных моделей и инструментальных переменных, использованием альтернативных баз данных по распределению доходов, а также проведением раздельных оценок для групп стран с различными структурными характеристиками. Дополнительные возможности предоставляет использование микроданных и региональной статистики, позволяющих детализировать механизмы связи экономического развития, занятости и внешнеэкономической интеграции с распределением доходов.

## AUTHOR CONTRIBUTIONS

Conceptualization and theory: AZ, FA, AP and OC; research design: AZ; data collection: AP and OC; analysis and interpretation: AZ and FA; writing draft preparation: AZ; supervision: AP; correction of article: AZ, FA, AP and OC; proofread and final approval of article: AZ, FA, AP and OC. All authors have read and agreed to the published version of the manuscript.

## REFERENCES

Acemoglu, D., & Restrepo, P. (2019). Automation and new tasks: How technology displaces and reinstates labor. *Journal of Economic Perspectives, 33*(2), 3–30. https://doi.org/10.1257/jep.33.2.3

Alesina, A., & Rodrik, D. (1994). Distributive politics and economic growth. *The Quarterly Journal of Economics, 109*(2), 465–490. https://doi.org/10.2307/2118470

Ashirbekova, L. Zh., Sansyzbayeva, Kh. N., Askerov, A. A., & Grabowska, M. (2023). Incomes of the population of Kazakhstan: Differentiation and forecast. *Eurasian Journal of Economic and Business Studies, 67*(2), 119–132. https://doi.org/10.47703/ejebs.v2i67.289

Atkinson, A. B. (2015). *Inequality: What can be done?* Cambridge: Harvard University Press.

Autor, D. H., Dorn, D., & Hanson, G. H. (2013). The

China syndrome: Local labor market effects of import competition in the United States. *American Economic Review, 103*(6), 2121–2168. https://doi.org/10.1257/aer.103.6.2121

Banerjee, A. V., & Duflo, E. (2003). Inequality and growth: What can the data say? *Journal of Economic Growth, 8*(3), 267–299. https://doi.org/10.1023/A:1026205114860

Barro, R. J. (2000). Inequality and growth in a panel of countries. *Journal of Economic Growth, 5*(1), 5–32. https://doi.org/10.1023/A:1009850119329

Deininger, K., & Squire, L. (1998). New ways of looking at old issues: Inequality and growth. *Journal of Development Economics, 57*(2), 259–287. https://doi.org/10.1016/S0304-3878(98)00099-6

Dollar, D., & Kraay, A. (2004). Trade, growth, and poverty. *The Economic Journal, 114*(493), F22–F49. https://doi.org/10.1111/j.0013-0133.2004.00186.x

Driscoll, J. C., & Kraay, A. C. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *The Review of Economics and Statistics, 80*(4), 549–560. https://doi.org/10.1162/003465398557825

Forbes, K. J. (2000). A reassessment of the relationship between inequality and growth. *American Economic Review, 90*(4), 869–887. https://doi.org/10.1257/aer.90.4.869

Galor, O., & Zeira, J. (1993). Income distribution and macroeconomics. *The Review of Economic Studies, 60*(1), 35–52. https://doi.org/10.2307/2297811

Goldberg, P. K., & Pavcnik, N. (2007). Distributional effects of globalization in developing countries. *Journal of Economic Literature, 45*(1), 39–82. https://doi.org/10.1257/jel.45.1.39

Howie, P., & Atakhanova, Z. (2014). Resource boom and inequality: Kazakhstan as a case study. *Resources Policy, 39*, 71–79. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2013.11.004

Jaumotte, F., Lall, S., & Papageorgiou, C. (2013). Rising income inequality: Technology, or trade and financial globalization? *IMF Economic Review, 61*(2), 271–309. https://doi.org/10.1057/imfer.2013.7

Kireyeva, A. A., Nurbatsin, A. S., & Khalitova, M. M. (2023). Assessing inequality of income distribution and education in the regions of Kazakhstan. *Economy of Regions, 19*(3), 741–752. https://doi.org/10.17059/ekon.reg.2023-3-10

Kudebayeva, A., & Sätre, A. (2024). Regional inequality and well-being of households in Kazakhstan: District-level analysis. *Journal of Economic Research & Business Administration, 150*(4), 16–29. https://doi.org/10.26577/be.2024.150.i4.a2

Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review, 45*(1), 1–28.

Li, H., & Zou, H.-F. (1998). Income inequality is not harmful for growth: Theory and evidence. *Review of Development Economics, 2*(3), 318–334. https://doi.org/10.1111/1467-9361.00045

Meschi, E., & Vivarelli, M. (2009). Trade and income inequality in developing countries. *World Development, 37*(2), 287–302. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2008.06.002

Milanovic, B. (2016). *Global inequality: A new approach for the age of globalization*. Cambridge: Harvard University Press.

Nam, H.-J., Frijns, B., & Ryu, D. (2024). Trade openness and income inequality: The moderating role of institutional quality. *Global Finance Journal, 60*, 100959. https://doi.org/10.1016/j.gfj.2024.100959

Nurlanova, N. K., Dnishev, F. M., Alzhanova, F. G., & Saparbek, N. K. (2024). Neravenstvo trudovykh dokhodov v regionakh Kazakhstana: tendentsii, prichiny i vozmozhnosti sokrashcheniya [Inequality of labor income in Kazakhstan's regions: Trends, causes and opportunities for reduction]. *Economy: Strategy and Practice, 19*(3), 86–102. https://doi.org/10.51176/1997-9967-2024-3-86-102 (in Russ.)

Parcero, O. J., & Papyrakis, E. (2016). Income inequality and the oil resource curse. *Resource and Energy Economics, 45*, 159–177. https://doi.org/10.1016/j.reseneeco.2016.06.001

Persson, T., & Tabellini, G. (1994). Is inequality harmful for growth? *The American Economic Review, 84*(3), 600–621. https://doi.org/10.2139/ssrn.1890847

Piketty, T. (2014). *Capital in the twenty-first century*. Cambridge: Harvard University Press.

Sawadogo, R., & Ouoba, Y. (2024). Do natural resources rents reduce income inequality? A finite mixture of regressions approach. *Resources Policy, 91*, 104870. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.104870

Spankulova, L., Bukatov, Y., Kerimbayev, A., & Tleubergenova, M. (2026). Regional income inequality in Kazakhstan: Assessments of the impact of healthcare and macroeconomic instability. *Engineered Science, 39*, 2071. https://doi.org/10.30919/es2071

Stiglitz, J. E. (2012). *The price of inequality: How today's divided society endangers our future*. New York: W. W. Norton & Company.

Stolper, W. F., & Samuelson, P. A. (1941). Protection and real wages. *The Review of Economic Studies, 9*(1), 58–73. https://doi.org/10.2307/2967638

Temerbulatova, Z., Mukhamediyev, B., Zhidebekkyzy, A., & Bilan, S. (2024). Regional disparities and dual dynamics: Economic growth and income inequality in Kazakhstan. *Economics & Sociology, 17*(2), 241–255. https://doi.org/10.14254/2071-789X.2024/17-2/12

Tleuberdinova, A., Nurlanova, N., Andreyeva, G., & Alzhanova, F. (2024). Regional and sectoral wage disparities as a reflection of inequality: The case of Kazakhstan. *Problems and Perspectives in Management, 22*(4), 444–459. https://doi.org/10.21511/ppm.22(4).2024.33

United Nations Department of Economic and Social Affairs. (2025). World Social Report 2025: A new policy consensus to accelerate social progress. Retrieved May 30, 2026 from https://desapublications.un.org/publications/world-social-report-2025-new-policy-consensus-accelerate-social-progress

United Nations. (2026). Goal 10: Reduced inequalities. *The Sustainable Development Goals Report 2026*. Retrieved May 30, 2026 from https://unstats.un.org/sdgs/report/2026/Goal-10/

World Bank. (2025). World Development Indicators. Retrieved May 30, 2026 from https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators

Zeinolla, S. Z., Tleppayev, A. T., Kerimbayev, R. K., & Spankulova, L. (2025). The role of education in reducing income inequality: A regional analysis of Kazakhstan. *Eurasian Journal of Economic and Business Studies, 69*(2), 34–50. https://doi.org/10.47703/ejebs.v69i2.505

Zhanbozova, A., Panzabekova, A., Sadykov, E., & Satybaldin, A. (2026). Institutional, economic, and social determinants of income inequality in Kazakhstan. *Problems and Perspectives in Management, 24*(1), 43–56. https://doi.org/10.21511/ppm.24(1).2026.04

Zhanbyrbayeva, A. N., Kuzembekova, R. A., & Chereyeva, B. T. (2024). Ekonomicheskoe neravenstvo v Kazakhstane: analiz i otsenka [Economic inequality in Kazakhstan: Analysis and assessment]. *Central Asian Economic Review*, *6,* 141–151. https://doi.org/10.52821/2789-4401-2024-6-141-151 (in Russ.)

## Information about the authors

***Aksaule B. Zhanbozova** – PhD, Senior Researcher, Institute of Economics CS MSHE RK, Almaty, Kazakhstan, email: aksaulezhanbozova@gmail.com, ORCID ID: https://orcid.org/0000-0002-7143-5680

**Farida G. Alzhanova** – Doc. Sc. (Econ.), Professor, Chief Researcher, Institute of Economics CS MSHE RK, Almaty, Kazakhstan, email: farida.alzhanova@gmail.com, ORCID ID: https://orcid.org/0000-0002-7451-7470

**Aksanat Zh. Panzabekova** – Cand. Sc. (Econ.), Professor, Chief researcher, Institute of Economics CS MSHE RK Almaty, Kazakhstan, email: aksanat@mail.ru, ORCID ID: https://orcid.org/0000-0002-6389-9637

**Olga A. Chigarkina** – Cand. Sc. (Econ.), Associate Professor, Leading Researcher, Institute of Economics CS MSHE RK Almaty, Kazakhstan, email: ochigarkina@mail.ru, ORCID: https://orcid.org/0000-0002-4732-5094

## Авторлар туралы мәліметтер

**Жанбозова А.Б.** – PhD, аға ғылыми қызметкер, ҚР ҒЖБМ ҒК Экономика институты, Алматы, Қазақстан, email: aksaulezhanbozova@gmail.com, ORCID ID: https://orcid.org/0000-0002-7143-5680

**Альжанова Ф.Г.** – э.ғ.д., профессор, бас ғылыми қызметкер, ҚР ҒЖБМ ҒК Экономика институты, инновациялық және технологиялық даму бөлімі, Алматы, Қазақстан, email: farida.alzhanova@gmail.com, ORCID ID: https://orcid.org/0000-0002-7451-7470

**Панзабекова А.Ж.** – э.ғ.к., профессор, бас ғылыми қызметкер, ҚР ҒЖБМ ҒК Экономика институты, Алматы, Қазақстан, email: aksanat@mail.ru, ORCID ID: https://orcid.org/0000-0002-6389-9637

**Чигаркина О.А.** – э.ғ.к., доцент, жетекші ғылыми қызметкер, ҚР ҒЖБМ ҒК Экономика институты, Алматы, Қазақстан, email: ochigarkina@mail.ru, ORCID: https://orcid.org/0000-0002-4732-5094

## Сведения об авторах

**Жанбозова А.Б.** – PhD, старший научный сотрудник, Институт экономики КН МНВО РК, Алматы, Казахстан, email: aksaulezhanbozova@gmail.com, ORCID ID: https://orcid.org/0000-0002-7143-5680

**Альжанова Ф.Г.** – д.э.н., профессор, главный научный сотрудник, Институт экономики КН МНВО РК, Алматы, Казахстан, email: farida.alzhanova@gmail.com, ORCID ID: https://orcid.org/0000-0002-7451-7470

**Панзабекова А.Ж.** – к.э.н., профессор, главный научный сотрудник, Институт экономики КН МНВО РК, Алматы, Казахстан, email: aksanat@mail.ru, ORCID ID: https://orcid.org/0000-0002-6389-9637

**Чигаркина О.А.** – к.э.н., доцент, ведущий научный сотрудник, Институт экономики КН МНВО РК, Алматы, Казахстан, email: ochigarkina@mail.ru, ORCID: https://orcid.org/0000-0002-4732-5094