

Политическая экономия**«Несправедливое» неравенство
и политическое доверие****Вячеслав Николаевич Овчинников**

ORCID 0000-0001-9786-3299

Младший научный сотрудник Центра макроэкономических исследований,
Научно-исследовательский финансовый институт Министерства финансов РФ
(РФ, 127006, Москва, Настасьинский пер., 3).
E-mail: ovchinnikov@nifi.ru

Аннотация

Настоящая работа посвящена анализу взаимосвязей объективного неравенства (неравенства в распределении доходов населения и «несправедливого» неравенства) и политического доверия в развитых и развивающихся странах. Руководствуясь поставленной целью, автор специфицирует и оценивает многоуровневые линейные регрессионные модели с поправкой на смещение оценок коэффициентов из-за выбросов. Для обеспечения сопоставимости и надежности эконометрических результатов рассматриваются три альтернативных набора оценок «несправедливого» неравенства: оценки неравенства возможностей, оценки межпоколенческого воспроизводства достижений, оценки межпоколенческой мобильности населения. В ходе анализа получены следующие основные результаты. Во-первых, найдены убедительные свидетельства разрушительного влияния доходного и «несправедливого» неравенства на политическое доверие (*trust-eroding effect*) в развитых странах Европы. В развивающихся странах объективное неравенство и политическое доверие не находятся в тесной взаимосвязи (разве что «несправедливое» неравенство слабо отрицательно связано с политическим доверием). Более надежным коррелятом политического доверия в развивающихся странах являются субъективные представления о равенстве возможностей. Во-вторых, доказано, что обеспеченные домохозяйства в среднем характеризуются большей политической лояльностью. Это справедливо как для развитых европейских государств, так и для развивающихся стран. В развитых странах Европы связь личного благосостояния и доверия опосредована уровнем доходного и «несправедливого» неравенств. По мере роста объективного неравенства политические ориентации богатых и бедных домохозяйств сближаются, что может объясняться соображениями морали или страха. Сформулирован вывод о том, что в развитых европейских странах связь между доходным неравенством и политическим доверием не зависит от уровня социально-экономической мобильности.

Ключевые слова: благосостояние, доход, неравенство возможностей, межпоколенческая мобильность, развитые страны, развивающиеся страны.

JEL: P26, P27, P37.

Статья поступила в редакцию в марте 2022 года

Political Economy

“Unfair” Inequality and Political Trust

Vyacheslav N. Ovchinnikov

ORCID 0000-0001-9786-3299

Junior Researcher, Financial Research Institute of the Ministry of Finance of the Russian Federation,^a
ovchinnikov@nifi.ru

^a 3, Nastasinskiy per., Moscow, 127006, Russian Federation

Abstract

The relationship between objective inequality (income inequality and “unfair” inequality) and political trust in developed and developing countries is analyzed in this paper. The author specifies and estimates multilevel linear regression models and corrects for bias in the coefficient estimates due to outliers. To ensure the comparability and reliability of the econometric results, three alternative sets of estimates for “unfair” inequality are considered: estimates from inequality of opportunity, from intergenerational persistence, and from intergenerational mobility. The main results indicate that there is compelling evidence for erosion of trust caused by income inequality and “unfair” inequality in developed European countries. But in post-Soviet states and other developing countries, objective inequality and political trust are not closely related (“unfair” inequality has a weak negative impact on political trust). In these countries, perceptions of equality of opportunity become a more reliable correlate of political trust. It is also demonstrated that wealthier households are more loyal to political institutions. This is the case for both developed and developing economies. In developed European states, however, the relationship between individual well-being and political trust is mediated by the degree of income inequality and “unfair” inequality. The author concludes that in developed European countries the relationship between income inequality and political trust does not depend upon the level of “unfair” inequality.

Keywords: well-being, income, inequality of opportunity, intergenerational mobility, developed countries, developing countries.

JEL: P26, P27, P37.

1. Общие представления о доверии

Доверие как одно из измерений жизни общества оказывает непосредственное влияние на его благосостояние, в том числе экономическое. Первый канал влияния доверия на экономическое благосостояние — микроэкономический, второй — макроэкономический [Zak, Knack, 2001]. Так, в странах с высоким уровнем доверия чаще соблюдаются контрактные обязательства, ниже транзакционные издержки. В этих странах легче получить кредит, больше времени на инновации. Макроэкономический канал функционирует иначе. Считается, что доверие влияет на экономику через политику [Zak, Knack, 2001]. В странах с высоким уровнем доверия легче преодолевать проблему коллективных действий, а значит, легче осуществлять контроль над властью — через выборную систему и голосование. Результатом этого становятся более эффективные экономика и политика, что отражает интересы большинства. Доверие влияет не только на реальное положение дел, но и на его восприятие (что не менее важно). В странах с высоким уровнем доверия респонденты чаще видят эффективность, реже находят коррупционные проявления [Knack, Keefer, 1997].

Политическое доверие является одной из форм доверия наравне с межличностным. Обе формы взаимосвязаны [Brehm, Rahn, 1997; Levi, 1996]. Политическое доверие тесно коррелирует со стабильностью демократических институтов и эффективностью политической системы. В странах с высоким уровнем политической культуры и доверия нет необходимости обосновывать каждое принимаемое решение, а значит, ниже издержки коммуникации власти и избирателей. В таких странах власти сравнительно легче контролировать ситуацию и проводить необходимые реформы в периоды сильных экономических шоков и потрясений [Catterberg, Moreno, 2006]. Итак, доверие следует считать неотъемлемым условием эффективно и стабильно функционирующего общества.

2. Факторы политического доверия

В настоящей статье под политическим доверием понимается общее суждение граждан (blanket judgement) в отношении действующей системы политических институтов, в том числе исполнительной власти, парламента, политических партий. Это соответствует идеям и выводам, представленным в [Easton, 1965; Goubin, Hooghe, 2020; Hooghe, 2011; Zmerli, Van der Meer, 2017]. Безусловно, выделение только одного измерения политического

доверия является упрощением, во всяком случае требует дополнительной верификации. Однако предпосылка об одномерности доверия позволит в дальнейшем сформулировать некоторые общие выводы и не отягощать эмпирический анализ.

Согласно одному из наиболее распространенных в литературе подходов (*trust-as-evaluation approach*), описанному в [Keele, 2007; Lee et al., 2020; Van der Meer, 2010], политическое доверие является функцией от благосостояния, как личного, эгоцентричного (утилитаристская перспектива), так и национального, социотропного. Таким образом, не только доверие влияет на благосостояние, но и благосостояние — на доверие (совместная определенность двух феноменов).

Роль личного благосостояния в индивидуальных решениях о доверии достаточно часто обсуждается в академической литературе. При этом полученные результаты не всегда согласуются друг с другом. Так, в работах [Catterberg, Moreno, 2006; McAllister, 1999] указывается на отрицательную связь между переменными дохода домохозяйства и политическим доверием в развитых демократических режимах. В латиноамериканских и восточноевропейских странах связь между доходом и доверием оказывается, напротив, положительной. К принципиально иным результатам пришли другие авторы [Goubin, Hooghe, 2020; Medve-Bálint, Voda, 2014]. По их мнению, в развитых европейских демократиях большой политической лояльностью характеризуются богатые домохозяйства, в то время как в восточноевропейских большее доверие демонстрируют бедняки. Неоднозначность полученных результатов побуждает в очередной раз протестировать возможные связи между индивидуальным благосостоянием и политическим доверием в развитых и развивающихся странах. С учетом предшествующих эмпирических результатов, описанных в [Goubin, Hooghe, 2020; Medve-Bálint, Voda, 2014], предполагается, что индивидуальное благосостояние положительно коррелирует с политическим доверием (гипотеза 1).

До недавнего времени считалось, что личное благосостояние имеет решающее значение с точки зрения политического выбора [Fiorina, 1981]. Однако эта стройная концепция рационально мыслящего агента не нашла глубокой эмпирической поддержки. В работе [Kinder, Kiewiet, 1981] утверждалось обратное: совершая политический выбор, индивиды прежде всего руководствуются изменениями во внешней среде. В дальнейшем доминирование социотропной мотивации индивидов уже не ставилось под сомнение в академической литературе (см.: [Anderson, 2000; Clarke et al., 2004; Duch, Stevenson, 2008; Feldman, 1982; Kriekhaus et al., 2013; Nadeau et al., 2013]). В научном дискурсе есть несколько точек зрения относительно причин доминирования социотропного канала.

Согласно позиции, представленной в [Feldman, 1982], альтруизм индивидов может объясняться проявлением внутреннего локуса контроля (концепция экономического индивидуализма). По мнению авторов [Kiewiet, Lewis-Beck, 2011; Lockerbie, 1992], в основе альтруизма лежат представления индивидов о взаимосвязанности элементов окружающего мира. Если улучшается состояние дел в экономике, значит, через тот или иной канал это позитивно отразится на личном благосостоянии. Таким образом, если индивиды внимательно следят за состоянием дел в экономике, вынося вердикт о доверии, справедливо следующее заключение: провалы во внешней среде негативно сказываются на политическом доверии, а успехи его воспроизводят (reward-punishment theory). К этим провалам может относиться снижение темпов экономического роста, увеличение дефицита бюджета (даже в периоды экономической стагнации), рост безработицы [Lee et al., 2020; Van der Meer, Hakhverdian, 2017; Van Erkel, Van der Meer, 2016; Zmerli, Castillo, 2015].

Влияние экономического неравенства (как еще одного макроуровневого фактора) на доверие является одной из активно обсуждаемых тем в научной литературе. Выделяется широкий спектр эмпирических работ, указывающих на отрицательную взаимосвязь социальной дистанции между людьми (проявляющейся в виде доходного неравенства или этнической гетерогенности) и доверия. В этом контексте следует упомянуть об исследованиях [Alesina, La Ferrara, 2002; Gustavsson, Jordahl, 2008], где раскрывается концепция «подлинного отвращения к неоднородности». Более спорадически выглядят работы, где предпринимаются попытки не только отследить эмпирическую взаимосвязь, но и подвести под нее формальную теоретическую основу. Одной из таких работ является исследование [Zak, Knack, 2001], вводящее модель «принципал — агент» или «инвестор — брокер». В последней инвесторы и брокеры выбираются случайным образом и заключают сделки в течение одного периода. Авторы доказывают, что мошенничество со стороны агентов более вероятно (и следовательно, ниже доверие), когда социальная дистанция между ними больше, формальные институты слабее, социальные санкции против мошенничества неэффективны, а сумма инвестиций выше. В дополнение к теоретическим выкладкам авторы презентуют результат об отрицательной взаимосвязи между доходным неравенством (как прокси-переменной социальной дистанции) и доверием.

Интересными работами, по-своему раскрывающими взаимосвязь неравенства и доверия, являются исследования [Rothstein, 2011; Uslaner, 2007; 2008]. Так, согласно [Uslaner, 2007], коррупция и неравномерное распределение доходов разрушают социальную

сплоченность, запуская порочный круг, когда снижение сплоченности и доверия приводит к росту коррупции и неравенства.

Если социальное доверие строго отрицательно коррелирует с экономическим неравенством, то в отношении политического доверия имеющиеся выводы не столь согласованы. Между тем особенную остроту вопрос взаимосвязи экономического неравенства и политического доверия приобретает в настоящее время, когда в развитых странах четко обозначились два долгосрочных тренда — на сокращение политического доверия и на увеличение доходного неравенства [Anderson, Singer, 2008].

Так, исследуя взаимосвязи неравенства и политического доверия в развитых европейских странах, авторы [Anderson, Singer, 2008] обнаруживают слабоотрицательные их проявления (связь фиксируется только на 10-процентном уровне статистической значимости). С точки зрения, представленной в [Zmerli, Castillo, 2015], отсутствие весомых эмпирических свидетельств в пользу отрицательного знака во взаимосвязи неравенства и политического доверия может объясняться слабой корреляцией субъективных представлений о распределении доходов и объективного уровня неравенства [Aalberg, 2003; Sachweh, Olafsdottir, 2012; Schmalor, Heine, 2022]. В частности, широко известно, что бедняки могут преувеличивать собственное благосостояние и преуменьшать благосостояние тех, кто богаче [Aalberg, 2003]. При этом более надежными индикаторами политических взглядов и поведения оказываются не объективные оценки неравенства, а индивидуальные представления о неравенстве и справедливом равенстве [Zmerli, Castillo, 2015].

Следует обратить особое внимание на связь экономического неравенства, индивидуального дохода и доверия. Влияние дохода на доверие может быть опосредовано уровнем экономического неравенства. Так, руководствуясь узкой утилитаристской концепцией, следует ожидать, что в странах с высоким экономическим неравенством богатые граждане окажутся более включенными в политику и более лояльными к власти. Они же будут выступать за сохранение статус-кво, являясь противниками активной политики перераспределения. Между тем исследователи обращают внимание на более сложную ситуацию. Согласно [Goubin, Hooghe, 2020], индивидами движет не только чувство наживы, но и моральные нормы, которые могут вступать в противоречие с эгоцентричной мотивацией индивидов. Как только это происходит, у индивидов возникает внутренний конфликт, который они стараются преодолеть. Итак, если моральные соображения действительно имеют значение, следует ожидать сближения политических взглядов богатых и бедных домохозяйств по мере

роста экономического неравенства. К схожим результатам приходят и другие авторы, правда, предлагая им иные объяснения. В частности, в [Rueda, Stegmueller, 2016] утверждается, что позиция богатых в вопросе перераспределения зависит от общего макроэкономического контекста. По мере роста неравенства (при заданном высоком его уровне) политика перераспределения будет встречать всё более активную поддержку обеспеченных слоев общества. Среди главных причин такого отношения называется страх преступности и дестабилизации внутри страны (негативные экстерналии неравенства).

Если общее экономическое неравенство неоднозначно связано с политическим доверием, что можно сказать относительно «несправедливых» форм неравенства? Обладают ли они универсальными и устойчивыми связями с политической ориентацией индивидов? С одной стороны, логично ожидать строгую отрицательную взаимосвязь между «несправедливым» неравенством и доверием институтам, поскольку сторонников таких форм неравенства в обществе оказывается меньше: и богатые, и бедные домохозяйства менее охотно проголосуют за «несправедливое» неравенство, чем за сумму «справедливого» и «несправедливого». С другой — если «несправедливое» неравенство относится к концепции наследуемых жизненных преимуществ, богатые домохозяйства вряд ли окажутся в числе его противников. Скорее, напротив, они будут выступать в его защиту — за воспроизводство достижений и преимуществ. Полярность точек зрения разных групп населения ослабит силу статистической связи между «несправедливым» неравенством и доверием.

Кроме того, необходимо осознавать дополнительные сложности, возникающие при попытке измерить связь между объективными оценками «несправедливого» неравенства и доверием институтам. Оценки «несправедливого» неравенства не приводятся официальными статистическими ведомствами (в отличие от оценок экономического неравенства) и недоступны широкой общественности. Эти оценки, как будет показано далее, чувствительны к методу и исходным данным. Многие из этих оценок эпизодичны и в принципе отсутствуют для отдельных экономик. Поэтому индивиды разве что ощущают «несправедливое» неравенство, редко сталкиваясь с трудами ученых и/или международных институтов, где содержатся объективные оценки «несправедливого» неравенства. Именно по этой причине ожидается умеренно отрицательная взаимосвязь между объективными оценками «несправедливого» неравенства и политическим доверием (гипотеза 2) и более тесная положительная взаимосвязь между воспринимаемым равенством возможностей и политическим доверием (гипотеза 3).

Далее тестируется опосредованное через неравенство взаимовлияние прокси социального статуса и политического доверия. В качестве отправной точки принимаются результаты, представленные в [Goubin, Hooghe, 2020; Rueda, Stegmueller, 2016]: по мере роста неравенства происходит сближение политических взглядов «богачей» и «бедняков» (гипотеза 4). Наконец, в [Aiyar, Ebeke, 2019] доказывался опосредованный «несправедливым» неравенством эффект влияния экономического неравенства на темпы экономического роста. Поэтому в настоящей работе впервые тестируется аналогичная гипотеза для случая доверия институтам. Предположительно связь экономического неравенства и политического доверия опосредована наличием работающих социальных лифтов. Если таковые отсутствуют, экономическое неравенство несет более разрушительные последствия для политического доверия (гипотеза 5).

Работа построена следующим образом. В разделах 3–4 выполнен краткий анализ двух концепций, проливающих свет на «несправедливое» неравенство в обществе. Затем в разделах 5–6 приводится описание исследовательских данных. В заключительных разделах представлены эконометрические результаты и выводы.

3. Неравенство возможностей

Неравенство возможностей является одной из классических прокси-переменных «несправедливого» неравенства. Набор дефиниций понятия неравенства возможностей, как и многообразие подходов к его измерению, можно обнаружить в широком круге работ, в том числе в [Ferreira, Peragine, 2015; Roemer, 1998; Roemer, Trannoy, 2016; Van de Gaer, 1993].

Как следует из определения, неравенство возможностей апеллирует к той части неравенства в индивидуальных достижениях, которая предопределена обстоятельствами — характеристиками, которые находятся вне зоны контроля индивидов. Это неравенство несправедливо по своей природе и требует вмешательства (принцип компенсации). Под обстоятельствами, как правило, понимаются пол, раса, статус и образование родителей, другие характеристики. Все они так или иначе являются наблюдаемыми и экзогенными. Разумеется, на практике не все обстоятельства оказывается возможным увидеть и учесть (классическое ограничение опросов), поэтому оценка неравенства возможностей оказывается заниженной (*lower-bound estimate*) [Ferreira, Gignoux, 2011; Niehues, Peichl, 2011]. Не только обстоятельства влияют на достижения людей, но и личные усилия. Неравенство, обусловленное усилиями, считается оправданным или, во вся-

ком случае, не требует вмешательства [Ferreira, Peragine, 2015], поскольку каждый индивид располагает выбором: учиться или не учиться, трудиться или не трудиться (принцип вознаграждения). Усилия индивидов могут быть экзогенными и эндогенными. В первом случае речь идет о так называемых истинных усилиях индивидов, которые, как правило, не наблюдаемы (сюда же, помимо прочего, попадает удача). Эндогенные или зависящие от обстоятельств усилия, напротив, наблюдаемы. Скажем, образование индивида (классическая характеристика, встречающаяся в опросах) нельзя считать истинным усилием в силу того, что образование ребенка в каком-то смысле зависит от образования или дохода родителей. То же можно заключить и для статуса занятости индивида.

Итак, и обстоятельства, и усилия входят в функцию индивидуальных достижений:

$$Y = g(C, e), \quad (1)$$

где Y измеряет уровень индивидуальных достижений, C — обстоятельства и e — усилия индивидов. Так как функция g ненаблюдаема, предполагается, что она одинакова для всех индивидов и является монотонно возрастающей по e .

4. Концепция межпоколенческой мобильности

Межпоколенческая мобильность также является одной из прокси-переменных «несправедливого» неравенства. Межпоколенческая мобильность объединяет два измерения. Первое — абсолютная мобильность. Абсолютная межпоколенческая мобильность отвечает на вопрос, как изменился уровень жизни общества: как уровень жизни нынешнего поколения (детей) отличается от уровня жизни их родителей. Если дети живут богаче своих родителей, имеет место абсолютная восходящая межпоколенческая мобильность. Второе измерение мобильности — относительная мобильность. Относительная мобильность фокусируется на том, как достижения детей связаны с достижениями их родителей. Если сила этой связи невелика, говорят о высокой относительной межпоколенческой мобильности. Таким образом, вторая концепция мобильности апеллирует к вопросу справедливости, или равенства жизненных перспектив [Roemer, 1998]. Несмотря на то что оба типа мобильности имеют решающее значение с точки зрения роста благосостояния и стабильности политических институтов, один вид мобильности может существовать без другого: абсолютная мобильность без относительной или относительная мобильность без абсолютной. Так, если человек, родившийся

в бедной семье, живет богаче своих родителей, но по-прежнему остается внизу доходной лестницы (внутри своего поколения), имеют место восходящая абсолютная мобильность и нулевая относительная мобильность.

Далее обсуждению будет подвергнута вторая концепция мобильности, поскольку именно она находится в тесной связи с феноменом неравенства возможностей, или наследуемых жизненных преимуществ.

5. Данные

Настоящее исследование основывается на использовании различных массивов микро- и макроуровневых данных.

Микроуровень

Под микроуровневыми данными подразумеваются социальные опросы населения в развитых и развивающихся странах, в том числе European Social Survey за 2012 год (далее ESS–2012)¹ и Life in Transition Survey за 2016 год (далее LiTS–2016)². Выбор микроопросов и их временных точек (ESS–2012, LiTS–2016) мы аргументируем доступностью оценок неравенства возможностей и межпоколенческой мобильности.

ESS–2012 представляет собой шестой по счету раунд опросов домохозяйств, охватывающий 29 государств и насчитывающий свыше 54 тыс. наблюдений. Большинство участвующих в ESS–2012 стран — развитые европейские экономики, однако опрос охватывает также развивающиеся экономики, в том числе Албанию, Россию, Украину и др. Главное внимание уделяется выявлению социальной и политической ориентации индивидов. Также ESS–2012 содержит информацию о демографических характеристиках индивидов, объективном и субъективном материальном положении домохозяйств. Далее, как и в работе [Goubin, Hooghe, 2020], анализируется усеченная выборка из 24 стран ESS–2012 (за исключением Албании, Израиля, Косово, России, Украины) — условно это подвыборка развитых европейских государств.

LiTS–2016 представляет собой третий по счету раунд опросов домохозяйств. В 2016 году массив выборочных данных формировался по смешанной выборке стран, а именно по странам, в которых действует Европейский банк реконструкции и развития (ЕБРР), и двум развитым странам Западной Европы —

¹ <https://ess-search.nsd.no/en/study/7ccf7f30-fd1a-470a-9b90-4c91b0bc7438>.

² <https://litsonline-ebrd.com>.

Германии и Италии. В опросе участвовали 34 страны, в каждой было опрошено около 1,5 тыс. домохозяйств. Структура опроса представлена десятью тематическими модулями. В первых двух раскрывается информация о материальном благосостоянии домохозяйств, а в последующих — о социально-политической ориентации индивидов, их занятости, прочих представлениях и интересах.

Далее выборка из 34 стран была ограничена подвыборкой из развивающихся экономик, многие из которых имеют советское прошлое, это Азербайджан, Албания, Армения, Белоруссия, Болгария, Босния и Герцеговина, Грузия, Казахстан, Киргизия, Косово, Молдавия, Монголия, Россия, Румыния, Северная Македония, Сербия, Таджикистан, Турция, Узбекистан, Украина, Черногория.

Описание и статистики основных микроуровневых факторов политического доверия сведены в табл. 1а и 1б.

Т а б л и ц а 1 а

Основные микроуровневые статистики

T a b l e 1 a

Micro-Level Statistics

Переменная	Описание	Среднее значение	Стандартное отклонение
Доверие политикам, парламенту, политическим партиям	От 0 — абсолютно не доверяю до 10 — абсолютно доверяю	3,23	2,23
Возраст		46,25	18,77
Пол	0 — женщина, 1 — мужчина	0,47	0,50
Интерес к политике	От 1 — не интересуюсь совсем до 4 — очень интересуюсь	2,66	0,92
Межличностное доверие	От 0 — абсолютно не доверяю до 10 — абсолютно доверяю	4,75	2,41
ТВ	От 0 — не смотрю совсем до 7 — более 3 часов в день	1,95	1,40
Безработный	0 — нет, 1 — да	0,07	0,26
Образование	От 1 — неполное среднее образование и ниже до 7 — высшее образование	3,73	1,81
Дециль дохода	От 1 до 10	5,38	2,81
Удовлетворенность доходом	От 1 — текущего дохода недостаточно до 4 — текущего дохода вполне достаточно для комфортной жизни	2,22	0,89
Положение в обществе	От 0 до 10	5,20	1,80

Примечание. Используются два типа весов — постстратификационные и популяционные.

Источник: <https://ess-search.nsd.no/en/study/7ccf7f30-fd1a-470a-9b90-4c91b0bc7438>.

Т а б л и ц а 1 б

Основные микроуровневые статистики

T a b l e 1 b

Micro-Level Statistics

Переменная	Описание	Среднее значение	Стандартное отклонение
Доверие правительству, парламенту, политическим партиям	От 0 — абсолютно не доверяю до 5 — абсолютно доверяю	2,48	1,14
Возраст		45,37	17,48
Пол	0 — женщина, 1 — мужчина	0,48	0,50
Межличностное доверие	От 0 — абсолютно не доверяю до 5 — абсолютно доверяю	2,80	1,08
ТВ	От 1 — не смотрю совсем до 7 — ежедневно	6,18	1,40
Интернет	От 1 — не использую совсем до 7 — ежедневно	4,16	2,66
Образование	От 1 — нет образования до 7 — высшее образование	4,45	1,62
Представления о равенстве возможностей	0 — нет, 1 — да	0,65	0,48
Субъективный дециль богатства	От 1 до 10	4,60	1,67
Удовлетворенность финансовым положением	От 0 — абсолютно неудовлетворен до 5 — абсолютно удовлетворен	2,84	1,17
Субъективный дециль богатства (динамика в прошлом)	0 — статус-кво/рост, 1 — снижение	0,32	0,47
Субъективный дециль богатства (ожидаемая динамика)	0 — статус-кво/рост, 1 — снижение	0,19	0,39

Примечание. Используются выборочные веса.

Источник: <https://litsonline-ebird.com>.

Макроуровень

Для развитых европейских экономик используются оценки неравенства возможностей (по переменной дохода), представленные в работе [Brunori, 2017]³. Они получены непараметрическим методом в результате разбиения совокупности индивидов на шестнадцать типов (в зависимости от пола индивида, образова-

³ В работе [Brunori, 2017] оценки неравенства возможностей рассчитаны на основе данных European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC 2011). <https://ec.europa.eu/eurostat/web/microdata/european-union-statistics-on-income-and-living-conditions>.

ния и статуса занятости родителей). Альтернативой этим оценкам могут стать те, что представлены в статье [Cheschi et al., 2016]. Авторы последней использовали аналогичные массив данных и метод. Между тем в работе [Cheschi et al., 2016] проанализировано больше параметров, среди которых пол индивида, его возраст (прокси-переменная трудового опыта), страна рождения, образование родителей. Это предполагало разбиение исходной выборки индивидов на большее число типов (96) и, соответственно, меньшее сглаживание контрфактического распределения дохода. Поскольку оценки [Brunori, 2017] и [Cheschi et al., 2016] слабо коррелируют, на этапе предварительного анализа используется оба пула оценок.

Наиболее актуальными оценками неравенства возможностей (по переменной потребления), рассчитанными по выборке из развивающихся экономик (главным образом постсоветских), являются те, что представлены в [Reutzel, 2020]; они получены параметрическим методом на основе данных социального опроса LiTS-2016. В работе рассмотрены четыре параметра, в том числе место рождения, этничность, принадлежность родителей к коммунистической партии, образование родителей.

Оценки относительной межпоколенческой мобильности получены из соответствующей тематической базы данных Всемирного банка⁴. Эта база данных наиболее представительна (включает 111 стран) и позволяет проводить прямые межстрановые сопоставления по уровням абсолютной и относительной межпоколенческой мобильности для пяти когорт индивидов (родившихся в 1940-е, 1950-е, 1960-е, 1970-е и 1980-е годы).

Первая прокси-переменная межпоколенческой мобильности конструируется на основе коэффициента корреляции между уровнем образования детей и их родителей. Второй прокси-переменной мобильности стал оцененный коэффициент из регрессии образования детей на образование родителей. Интерпретация коэффициента тривиальна: чем выше его значение, тем ниже относительная межпоколенческая мобильность / выше межпоколенческое воспроизводство достижений (intergenerational persistence). Поскольку значения корреляционного и регрессионного коэффициентов можно обнаружить для всех пяти когорт индивидов, по аналогии с работой [Aiyar, Ebeke, 2019] для каждой страны соответствующие коэффициенты усредняются.

$$Y_{child} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{parent} + \varepsilon, \quad (2)$$

⁴ <https://www.worldbank.org/en/topic/poverty/brief/what-is-the-global-database-on-intergenerational-mobility-gdim>.

$$\alpha_1 = corr \frac{SD(Y_{child})}{SD(Y_{parent})}, \quad (3)$$

где Y_{child} и Y_{parent} — уровень образования детей (количество полных лет образования всех детей старше 18 лет) и родителей соответственно (среднее значение из количества лет образования каждого из родителей), α_1 — коэффициент межпоколенческого воспроизводства достижений, $corr$ — коэффициент корреляции между уровнем образования детей и родителей, $SD(.)$ — стандартное отклонение.

$$IM = 1 - corr, \quad (4)$$

где IM — прокси-переменная межпоколенческой мобильности.

Наконец, следует подчеркнуть, что во многих случаях оценки мобильности Всемирного банка опираются на данные социальных опросов ESS–2012, LiTS–2016. Это отчасти гармонизирует два уровня используемых данных.

В группу макроуровневых переменных вошли также переменные экономического неравенства, ВВП на душу населения и качества институтов. Для развитых европейских стран оценки экономического неравенства (коэффициент Джини по переменной располагаемого эквивалентного дохода) и ВВП на душу населения (в евро, по ППС) были получены из базы данных Евростата (за 2012 год)⁵. Для подвыборки LiTS–2016 оценки экономического неравенства (коэффициент Джини по переменной располагаемого подушевого дохода) привлечены из Стандартизированной базы данных о мировом неравенстве (The Standardized World Income Inequality Database, SWIID)⁶, а оценки ВВП на душу населения (в долларах США, по ППС) — из базы данных Всемирного банка⁷. Обе переменные относились к 2016 году. Под переменной качества институтов подразумевается индекс контроля коррупции Всемирного банка⁸. Индекс рассчитан для широкого круга стран.

6. Эмпирическая стратегия

Как и в ряде предшествующих исследований, например в [Goubin, Hooghe, 2020], для оценивания эмпирических соотношений между политическим доверием и различными микро- и макроуровневыми переменными используются многоуровневые линейные модели. В таких моделях регрессоры предварительно центрируются.

⁵ <https://ec.europa.eu/eurostat/data/database>.

⁶ <https://fsolt.org/swiid/>.

⁷ <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.PP.CD>.

⁸ <http://info.worldbank.org/governance/wgi/>.

Простейшая двухуровневая модель (без регрессоров второго уровня в спецификации) имеет вид:

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1(X_{ij} - \bar{X}) + \varepsilon_{ij}, \quad (5)$$

где Y_{ij} — уровень политического доверия i -го респондента из страны j , X_{ij} — другие характеристики i -го респондента из страны j (регрессоры первого уровня). В представленной выше модели регрессоры первого уровня центрированы вблизи генерального среднего. Поэтому β_0 измеряет уровень политического доверия среднестатистического респондента, чьи характеристики в точности совпадают с генеральными средними, $X_{ij} = \bar{X}$. Коэффициент β_1 измеряет статистическую связь между регрессорами первого уровня и зависимой переменной. Предполагается также, что в уравнении (5) ошибки — ε_{ij} — независимы, нескоррелированы с регрессорами, гомоскедастичны, имеют стандартное нормальное распределение.

Однако предположение о независимости ошибок можно легко оспорить, если речь идет о данных с иерархической структурой (индивиды из одной и той же страны имеют большее сходство, чем проживающие в разных государствах). Исходя из этого необходимо «вытащить» из ошибок ту их часть, которая подвержена кластеризации:

$$\beta_{0j} = \beta_0 + \mu_{0j}, \quad (6)$$

$$\beta_{1j} = \beta_1 + \mu_{1j}, \quad (7)$$

где β_0 и β_1 — уже известные нам фиксированные эффекты в сдвиге и угловом коэффициенте, а μ_{0j} и μ_{1j} — специфические для стран или случайные эффекты (отклонения от фиксированных эффектов в сдвиге и угловом коэффициенте).

В зависимости от поставленной задачи используются разные подходы к центрированию регрессоров первого уровня (в силу отсутствия альтернативы регрессоры второго уровня всегда центрируются вблизи генеральной средней). Для тестирования гипотез 1–3 используется внутригрупповое центрирование регрессоров первого уровня. Это позволяет предварительно отбросить межстрановые различия в микроуровневых факторах [Enders, Tofighi, 2007; Oshchepkov, Shirokanova, 2020]. Внутригрупповое центрирование использовано и при тестировании гипотезы 4, когда стоит задача выяснить, могут ли связи регрессоров первого уровня и доверия опосредоваться уровнем неравенства [Hofmann, Gavin, 1998].

Итак, эконометрическая модель 1 имеет вид:

$$\begin{aligned} Y_{ij} &= \beta_{0j} + \beta_{1j}(X_{ij} - \bar{X}_j) + \varepsilon_{ij}, \\ \beta_{0j} &= \beta_0 + \gamma_{01}(W_j - \bar{W}) + \mu_{0j}, \\ \beta_{1j} &= \beta_1 + \gamma_{11}(W_j - \bar{W}) + \mu_{1j}. \end{aligned} \quad (8)$$

где W_j — различные характеристики страны j . В модели 1 присутствует дополнительный фиксированный эффект (γ_{11}), который корректирует связь регрессоров первого уровня и зависимой переменной в нетипичных странах, то есть там, где $W_j \neq \bar{W}$. Фиксированный эффект γ_{01} измеряет связь регрессоров второго уровня и зависимой переменной (тогда μ_{0j} «ловит» остаточную гетерогенность в уровнях доверия между странами).

Обратим внимание, что в модели 1 оценка γ_{01} не проконтролирована на межстрановые различия в регрессорах первого уровня. Поэтому для более надежного оценивания связи регрессоров второго уровня и зависимой переменной (гипотезы 2 и 5) центрируем регрессоры первого уровня вблизи генеральной средней [Enders, Tofighi, 2007].

Итак, эконометрическая модель 2 имеет вид:

$$\begin{aligned} Y_{ij} &= \beta_{0j} + \beta_{1j}(X_{ij} - \bar{X}) + \varepsilon_{ij}, \\ \beta_{0j} &= \beta_0 + \gamma_{01}(W_j - \bar{W}) + \mu_{0j}, \\ \beta_{1j} &= \beta_1 + \gamma_{11}(W_j - \bar{W}) + \mu_{1j}. \end{aligned} \quad (9)$$

Соответственно, главный интерес в модели 2 представляет фиксированный эффект γ_{01} . Обратим внимание и на то, что из-за особенностей центрирования коэффициент β_{1j} в модели 2 ограничен с точки зрения интерпретации [Raudenbush, Bryk, 2002].

Для оценивания фиксированных эффектов и ковариационной матрицы случайных эффектов ($var(\mu_{0j})$, $var(\mu_{1j})$, $cov(\mu_{0j}, \mu_{1j})$) моделей 1 и 2 используется ограниченный метод максимального правдоподобия (ОММП). Использование ОММП взамен традиционно МПП связано с двумя причинами. Во-первых, ОММП разделяет процесс оценивания фиксированных эффектов и ковариационной матрицы случайных эффектов, что в условиях ограниченного числа покрываемых опросами государств (малого количества степеней свободы на втором уровне) позволяет получить более надежные оценки $var(\mu_{0j})$, $var(\mu_{1j})$ [McNeish, 2017]. Поскольку оценки ковариационной матрицы непосредственно фигурируют в формулах расчета стандартных ошибок для оценок фиксированных эффектов и Z -статистик (аналоги t -статистик), получение надежных оценок $var(\mu_{0j})$, $var(\mu_{1j})$ представляет повышенный интерес. Подчеркнем,

что в случае ММП оценки $var(\mu_{0j})$, $var(\mu_{1j})$ оказываются заниженными, что может привести к формулировке ложных статистических выводов (относительно значимости оценок фиксированных эффектов). Во-вторых, ОМПП асимптотически эквивалентен МПП (по мере увеличения числа анализируемых стран) и вычислительно не более трудозатратен [McNeish, 2017].

В описанной ранее эмпирической стратегии не упомянуты потенциальные упущения из анализа. Во-первых, это риск смещения оценок фиксированных эффектов из-за выбросов. В частности, речь идет об оценках коэффициентов перед регрессорами второго уровня. Такой риск вполне понятен, поскольку страны могут сильно различаться, при этом количество охваченных опросами стран невелико⁹. Поэтому для анализа чувствительности наших результатов к выбросам предпринят ряд дополнительных шагов. Прежде всего для поиска точек выбросов в данных использован простой графический анализ, дополненный формальным тестом Джона Тьюки [Tukey, 1977]. После обнаружения выбросов тестируется чувствительность оценок регрессионных коэффициентов к их исключению. Для этого выполняется расчет следующего показателя:

$$DFBETAS_j = \frac{\hat{\beta} - \hat{\beta}_{-j}}{SE(\hat{\beta}_{-j})}, \quad (10)$$

где $DFBETAS_{jz}$ представляет собой стандартизованную разницу между оценкой коэффициента регрессии до и после исключения выбросов (j), $\hat{\beta}_z$ — оценка коэффициента регрессии до исключения выбросов, $\hat{\beta}_{-j}$ — оценка коэффициента регрессии после исключения выбросов, $SE(\hat{\beta}_{-j})$ — стандартная ошибка коэффициента $\hat{\beta}_{-j}$. Если значение $DFBETAS_j$ преодолевает критический порог ($2/\sqrt{N}$, где N — количество стран) [Van der Meer et al., 2010], чувствительность оценки коэффициента к выбросам признаётся значительной, а их исключение — правомерным.

Вторым потенциальным недостатком является проблема пропущенной переменной: небольшой объем выборки по странам ограничивает возможности включения в модель регрессоров второго уровня. В связи с этим риск столкнуться с пропуском важной переменной второго уровня может показаться значительным. Для нейтрализации такого риска автор работы [Möring, 2012] советует дополнительно оценивать модели с фиксированными эффектами, поскольку в них вся гетерогенность между странами специфицируется и оценивается внутри модели (за счет включения страновых фиктивных переменных). Однако этот подход имеет ограничения в нашем случае. В частности, модели с фиксированными эффек-

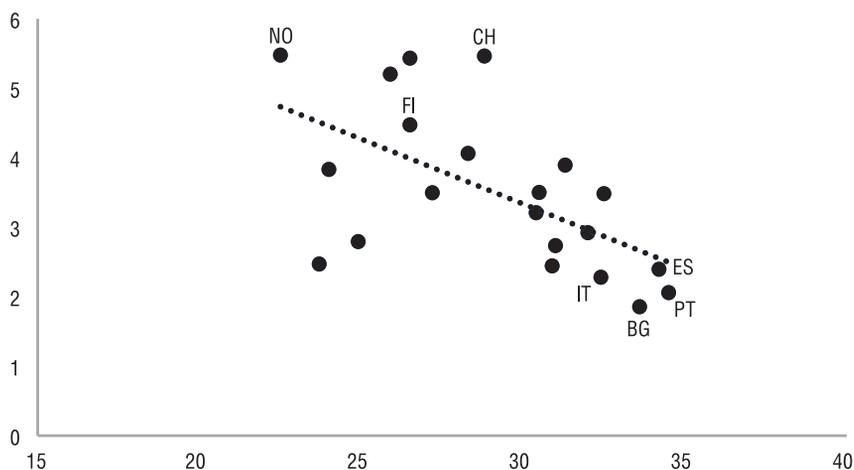
⁹ Этот риск снимается только при анализе большого количества стран — от 50 и выше [Maas, Нох, 2005].

тами не позволят ответить на вопрос, как конкретные страновые характеристики связаны с зависимой переменной доверия.

7. Результаты

Выборка развитых стран

На рис. 1–4 отображена статистическая связь между оценками политического доверия и других переменных макроуровня, в том числе экономического неравенства, относительного неравенства возможностей, относительной межпоколенческой мобильности, межпоколенческого воспроизводства достижений.



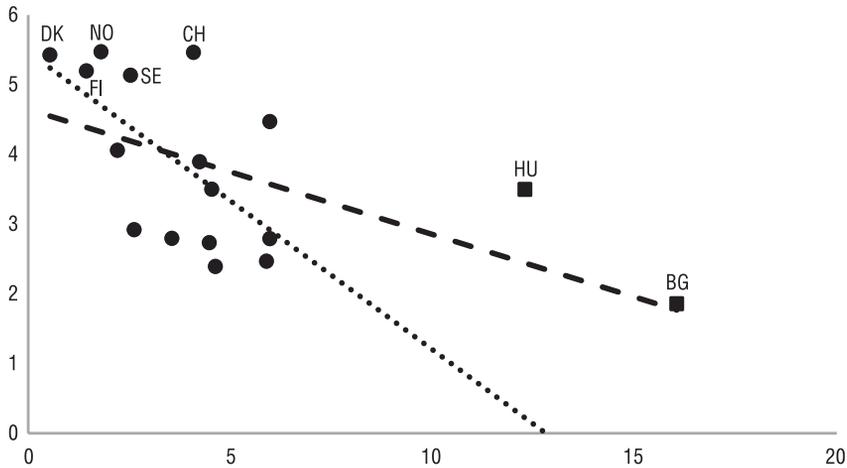
Источники: <https://ess-search.nsd.no/en/study/7ccf7f30-fd1a-470a-9b90-4c91b0bc7438>; <https://ec.europa.eu/eurostat/data/database>.

Рис 1. Связь политического доверия (ось ординат, балл) и экономического неравенства (ось абсцисс, индекс Джини)

Fig 1. Relationship between Political Trust (Y-Axis, Score) and Economic Inequality (X-Axis, Gini Index)

Практически на всех рисунках обнаруживается достаточно тесная и предсказуемая связь между переменными. В отдельных случаях (рис. 2) удаление выбросов улучшает идентификацию связи между интересующими нас переменными. Таким образом, высокий уровень политического доверия сочетается с низким экономическим неравенством, низким неравенством возможностей, низким межпоколенческим воспроизводством достижений и высокой межпоколенческой мобильностью населения.

На следующем шаге оценивались простые страновые регрессии (по одной регрессии на страну). В пул объясняющих переменных включены контрольные регрессоры первого уровня, а также пе-

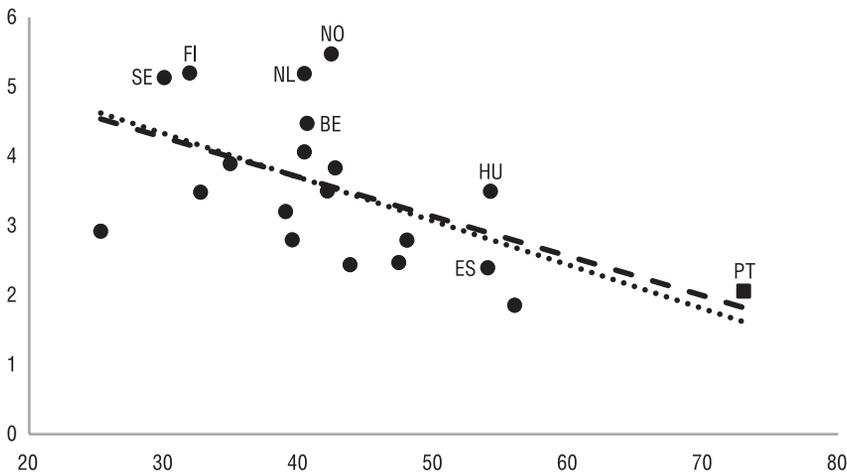


Примечания: 1. Пунктирная линия — линия регрессии, проведенная без исключения выбросов (Болгария и Венгрия). 2. Выбросы находятся с помощью теста Тьюки [Tukey, 1977]. 3. Рассматривались два варианта оценок неравенства возможностей. Выбор в пользу оценок [Brunori, 2017] объясняется их большей статистической взаимосвязанностью с политическим доверием по сравнению с альтернативными оценками [Checchi et al., 2016].

Источники: <https://ess-search.nsd.no/en/study/7ccf7f30-fd1a-470a-9b90-4c91b0bc7438>; [Brunori, 2017].

Рис. 2. Связь политического доверия (ось ординат, балл) и неравенства возможностей (ось абсцисс, % экономического неравенства)

Fig 2. Relationship between Political Trust (Y-Axis, Score) and Inequality of Opportunity (X-Axis, % of Economic Inequality)

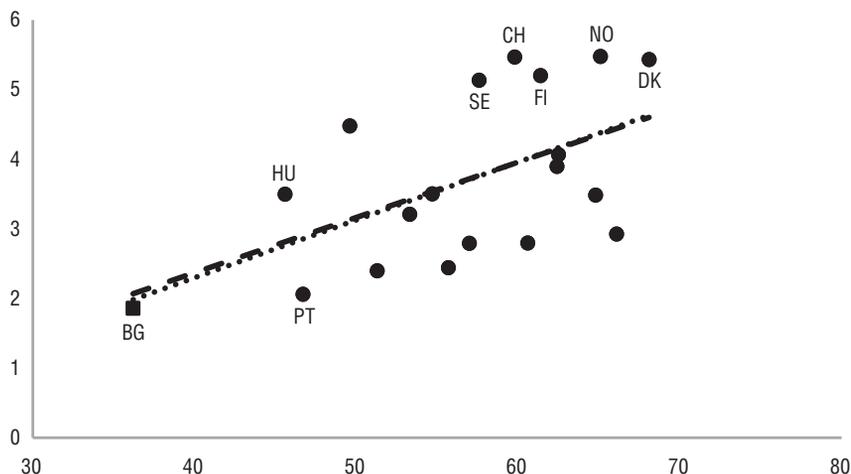


Примечания: 1. Пунктирная линия — линия регрессии, проведенная без исключения выбросов (Португалия). 2. Выбросы находятся с помощью теста Тьюки [Tukey, 1977].

Источники: <https://ess-search.nsd.no/en/study/7ccf7f30-fd1a-470a-9b90-4c91b0bc7438>; <https://www.worldbank.org/en/topic/poverty/brief/what-is-the-global-database-on-intergenerational-mobility-gdim>.

Рис. 3. Связь политического доверия (ось ординат, балл) и межпоколенческого воспроизводства достижений (ось абсцисс, $\alpha_1 \times 100$)

Fig. 3. Relationship between Political Trust (Y-Axis, Score) and Intergenerational Persistence (X-Axis, $\alpha_1 \times 100$)



Примечания: 1. Пунктирная линия — линия регрессии, проведенная без исключения выбросов (Болгария). 2. Выбросы находятся с помощью теста Тьюки [Tukey, 1977].

Источники: <https://ess-search.nsd.no/en/study/7ccf7f30-fd1a-470a-9b90-4c91b0bc7438>; <https://www.worldbank.org/en/topic/poverty/brief/what-is-the-global-database-on-intergenerational-mobility-gdim>.

Рис. 4. Связь политического доверия (ось ординат, балл) и межпоколенческой мобильности (ось абсцисс, $(1 - corr) \times 100$)

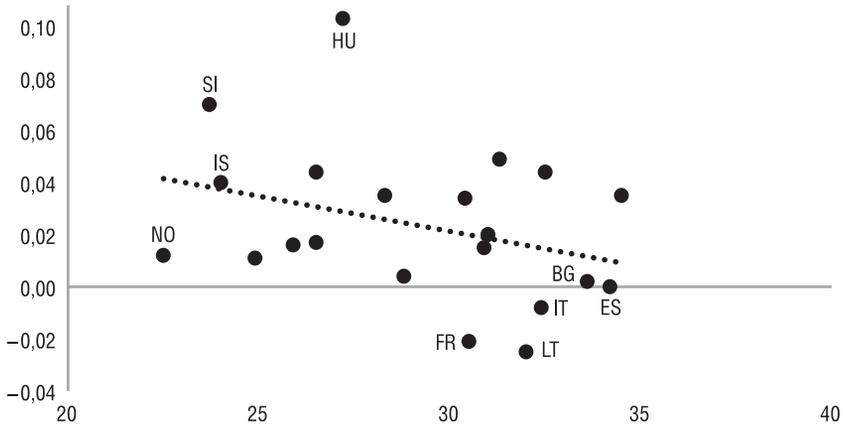
Fig. 4. Relationship between Political Trust (Y-Axis, Score) and Intergenerational Mobility (X-Axis, $(1 - corr) \times 100$)

ременная, измеряющая дециль дохода домохозяйства. Зависимой переменной стала переменная политического доверия.

Затем была визуализирована связь между оценкой коэффициента из регрессии политического доверия на дециль дохода домохозяйства и индексом Джини в попытке ответа на вопрос, может ли экономическое неравенство опосредовать корреляцию между доходом домохозяйства и политическим доверием.

Как видно из рис. 5, в странах с более высоким уровнем экономического неравенства положительная связь дециля дохода домохозяйства и политического доверия ослабевает. Такой результат соответствует исходным предположениям.

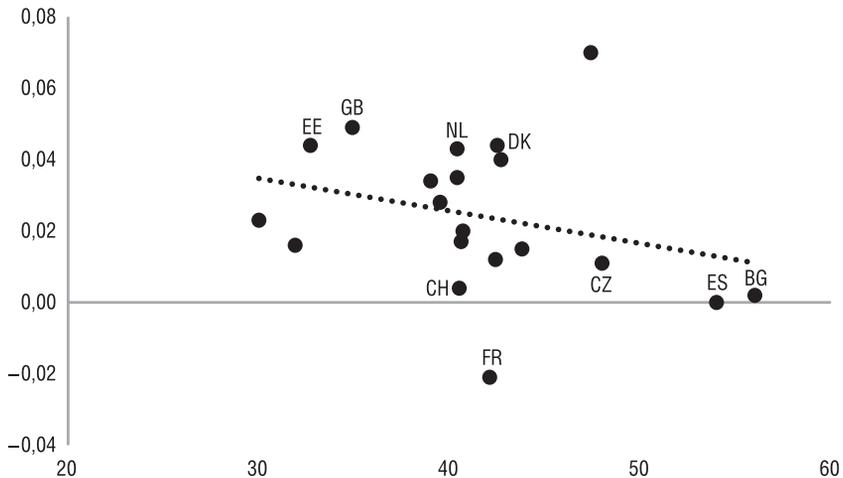
Еще одним предположением является опосредование связи дециля дохода домохозяйства и политического доверия уровнем «несправедливого» неравенства. Далее представлена связь между оценкой коэффициента из регрессии политического доверия на дециль дохода домохозяйства и межпоколенческим воспроизводством достижений (как одной из прокси-переменных «несправедливого» неравенства). Эта связь оказывается чувствительной к выбросам. Их исключение приводит к следующему выводу: в странах с более высоким уровнем межпоколенческого воспро-



Источники: <https://ess-search.nsd.no/en/study/7ccf7f30-fd1a-470a-9b90-4c91b0bc7438>; <https://ec.europa.eu/eurostat/data/database>.

Рис. 5. Связь дециля дохода домохозяйств и политического доверия (ось ординат, регрессионный коэффициент) в странах с разным уровнем экономического неравенства (ось абсцисс, индекс Джини)

Fig. 5. Relationship between Household Income Decile and Political Trust (Y-Axis, Regression Coefficient) in Countries with Different Levels of Economic Inequality (X-Axis, Gini Index)



Примечания: 1. Линия регрессии не учитывает выбросы (Венгрия, Португалия, Литва). 2. Выбросы находятся с помощью теста Тьюки [Tukey, 1977].

Источники: <https://ess-search.nsd.no/en/study/7ccf7f30-fd1a-470a-9b90-4c91b0bc7438>; <https://www.worldbank.org/en/topic/poverty/brief/what-is-the-global-database-on-intergenerational-mobility-gdim>.

Рис. 6. Связь дециля дохода домохозяйств и политического доверия (ось ординат, регрессионный коэффициент) в странах с разным уровнем межпоколенческого воспроизводства достижений (ось абсцисс, $\alpha_1 \times 100$)

Fig. 6. Relationship between Household Income Decile and Political Trust (Y-Axis, Regression Coefficient) in Countries with Different Levels of Intergenerational Persistence (X-Axis, $\alpha_1 \times 100$)

изводства достижений связь благосостояния домохозяйства и политического доверия также ослабевает.

Ниже представлены результаты оценивания многоуровневых моделей¹⁰.

Модели 1 и 2 снабжены индексами от (А) до (Е). Индексы указывают на особенности выбора регрессоров первого и второго уровней.

Т а б л и ц а 2
Результаты оценивания модели 1

Table 2

Results of Model 1 Estimation

Переменная	Оценка фиксированного эффекта					
	модель 1 (А)	модель 1 (Б)	модель 1 (В)	модель 1 (Г)	модель 1 (Д)	модель 1 (Е)
<i>Микроуровень (β_0, β_1)</i>						
Константа	3,100*** (0,128)	3,059*** (0,161)	3,315*** (0,222)	3,306*** (0,119)	3,317*** (0,116)	3,327*** (0,220)
Возраст	-0,004* (0,002)	-0,006* (0,002)	-0,007* (0,002)	-0,005* (0,002)	-0,007* (0,002)	-0,008* (0,002)
Пол	-0,166*** (0,033)	-0,178*** (0,032)	-0,172*** (0,033)	-0,170*** (0,035)	-0,165*** (0,035)	-0,162*** (0,035)
Интерес к политике	0,350*** (0,028)	0,359*** (0,028)	0,351*** (0,032)	0,335*** (0,024)	0,340*** (0,021)	0,327*** (0,021)
Межличностное доверие	0,253*** (0,016)	0,238*** (0,014)	0,236*** (0,015)	0,260*** (0,016)	0,244*** (0,015)	0,242*** (0,014)
ТВ	0,055*** (0,015)	0,053*** (0,011)	0,056*** (0,010)	0,060*** (0,016)	0,052*** (0,012)	0,056*** (0,012)
Безработный	-0,272** (0,033)	-0,128*** (0,045)	-0,179** (0,041)	-0,261*** (0,036)	-0,116*** (0,054)	-0,181** (0,051)
Образование	0,008 (0,016)	-0,015 (0,013)	-0,019 (0,014)	0,001 (0,016)	-0,021 (0,014)	-0,027** (0,013)
Дециль дохода	0,014* (0,009)	-	-	0,016** (0,008)	-	-
Удовлетворенность доходом	-	0,255*** (0,018)	-	-	0,250*** (0,021)	-
Место в обществе	-	-	0,148*** (0,012)	-	-	0,163*** (0,012)
<i>Межуровневое взаимодействие (γ_{11})</i>						
Дециль дохода × ЭН	-0,008*** (0,002)	-	-	-	-	-
Дециль дохода × МВД	-	-	-	-0,002** (0,002)	-	-
Удовлетворенность доходом × ЭН	-	-0,017** (0,009)	-	-	-	-
Удовлетворенность доходом × МВД	-	-	-	-	-0,005 (0,003)	-
Место в обществе × ЭН	-	-	-0,016*** (0,005)	-	-	-

¹⁰ В результате оценивания модели на константу величина коэффициента внутриклассовой корреляции составила 0,18. Таким образом, около 18% различий в уровнях политического доверия респондентов объясняются характеристиками наблюдаемых стран.

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы 2

Переменная	Оценка фиксированного эффекта					
	модель 1 (А)	модель 1 (Б)	модель 1 (В)	модель 1 (Г)	модель 1 (Д)	модель 1 (Е)
Место в обществе × МВД	–	–	–	–	–	–0,003** (0,001)
Количество наблюдений	33 239	40 552	39 742	32 715	39 742	39 431
Количество стран	24	24	24	23	23	23

Примечания: 1. ЭН — экономическое неравенство, МВД — межпоколенческое воспроизводство достижений ($\alpha_i \times 100$). 2. Оценки рассчитаны ОММП без исключения выбросов. 3. Используется два типа весов — постстратификационные и популяционные. 4. Регрессоры второго уровня пропущены. 5. Уровни значимости коэффициентов: * — $p < 0,1$, ** — $p < 0,05$, *** — $p < 0,01$. 6. В скобках указаны стандартные робастные ошибки.

Источники: <https://ess-search.nsd.no/en/study/7ccf7f30-fd1a-470a-9b90-4c91b0bc7438>; <https://ec.europa.eu/eurostat/data/database>; <https://www.worldbank.org/en/topic/poverty/brief/what-is-the-global-database-on-intergenerational-mobility-gdim>.

Т а б л и ц а 3

Результаты оценивания модели 2

T a b l e 3

Results of Model 2 Estimation

Переменная	Оценка фиксированного эффекта					
	модель 2 (А)	модель 2 (Б)	модель 2 (В)	модель 2 (Г)	модель 2 (Д)	модель 2 (Е)
<i>Макроуровень (y_{0i})</i>						
ЭН	–0,148*** (0,031)	–	–	–0,110*** (0,028)	–0,120*** (0,030)	–
ММ	–	0,029 (0,022)	–	–	–	–
МВД	–	–	–0,035** (0,015)	–	–	–
НВ	–	–	–	–	–	–0,130*** (0,054)
ВВП на душу населения	0,019*** (0,008)	0,056*** (0,010)	0,057*** (0,010)	0,041*** (0,006)	0,033*** (0,012)	–
Контроль коррупции	0,467*** (0,096)	–0,230 (0,236)	–0,306 (0,215)	0,082 (0,195)	0,221 (0,216)	–
<i>Внутриуровневое взаимодействие</i>						
ЭН × ММ	–	–	–	0,008** (0,004)	–	–
ЭН × МВД	–	–	–	–	–0,002 (0,002)	–
Количество наблюдений	33 239	32 715	32 715	32 715	32 715	27 859
Количество стран	24	23	23	23	23	19

Примечания: 1. ЭН — экономическое неравенство, ММ — межпоколенческая мобильность ($(1 - corr) \times 100$), МВД — межпоколенческое воспроизводство достижений ($\alpha_i \times 100$), НВ — неравенство возможностей. 2. Оценки рассчитаны ОММП без исключения выбросов. 3. Используются два типа весов — постстратификационные и популяционные. 4. Регрессоры первого уровня пропущены. 5. Уровни значимости коэффициентов: * — $p < 0,1$, ** — $p < 0,05$, *** — $p < 0,01$. 6. В скобках указаны стандартные робастные ошибки.

Источники: <https://ess-search.nsd.no/en/study/7ccf7f30-fd1a-470a-9b90-4c91b0bc7438>; <https://ec.europa.eu/eurostat/data/database>; <https://www.worldbank.org/en/topic/poverty/brief/what-is-the-global-database-on-intergenerational-mobility-gdim>; [Brunori, 2017].

Обсуждение результатов оценивания моделей следует начать с контрольных переменных (табл. 2, модель 1). Большинство контрольных переменных статистически значимо связаны с зависимой переменной политического доверия. Знаки коэффициентов перед контрольными переменными соответствуют нашим предположениям. Так, при прочих равных представители старшего поколения и респонденты женского пола проявляют большее доверие к политической системе по сравнению с остальными. Уровень межличностного доверия и интерес к политике тоже являются значимыми факторами политического доверия: чем выше уровень межличностного доверия и интерес к политике, тем выше уровень политической лояльности и доверия населения. Активность пользования телевидением положительно связана с политическим доверием. Таким образом, высоким уровнем доверия обладают респонденты, интенсивнее других использующие телевидение для поиска и получения политических и прочих новостей. Безработные респонденты меньше доверяют политикам по сравнению с трудоустроенными индивидами, что вполне понятно.

Что касается эффектов интересующих нас регрессоров первого уровня, можно увидеть, что большее доверие к власти проявляют респонденты, удовлетворенные текущим доходом, принадлежащие к более высоким доходным децилям, а также респонденты, относящие себя к привилегированной части общества. Это полностью укладывается в логику предшествующих результатов [Goubin, Hooghe, 2020; Medve-Bálint, Voda, 2014] и позволяет верифицировать гипотезу 1.

Как правило, контрольные переменные второго уровня (табл. 3, модель 2) оказываются статистически значимыми факторами политического доверия. Таким образом, в более богатых / менее коррумпированных европейских странах уровень политического доверия оказывается значимо выше по сравнению с менее богатыми / более коррумпированными государствами.

Экономическое неравенство отрицательно связано с политическим доверием. В этом отношении полученные результаты соответствуют выводам авторов [Anderson, Singer, 2008; Goubin, Hooghe, 2020; Zmerli, Castillo, 2015]. Относительное неравенство возможностей статистически незначимо связано с политическим доверием. Более того, знак коэффициента перед переменной неравенства возможностей положителен: рост неравенства возможностей ассоциируется с ростом доверия политической системе (с целью экономии места данный результат пропущен в табл. 3). Это не соответствует исходным предположениям и принципиально расходится с выводами графического анализа. Полученный контринтуитивный результат объясняется двумя причинами.

Во-первых, чувствительностью оценки коэффициента к выбросам. В частности, рассчитанное значение $DFBETAS$ для переменной неравенства возможностей в четыре раза превышало критический порог. После удаления выбросов знак оценки коэффициента меняется на противоположный, однако по-прежнему остается за границей статистической значимости. Во-вторых, проблемой мультиколлинеарности¹¹: при удалении из модели переменной ВВП на душу населения и индекса контроля коррупции коэффициент перед переменной неравенства возможностей оказывается значимым и отрицательным. Коэффициент межпоколенческого сохранения достижений значимо отрицательно связан с политическим доверием. Говоря иначе, сравнительно более высокие уровни политической лояльности населения присущи тем развитым странам, где функционируют социальные лифты¹². Таким образом, верифицирована гипотеза 2 для выборки из развитых европейских государств и доказано наличие негативных связей доходного и «несправедливого» неравенств и доверия политическим институтам. Однако найдены ограниченные свидетельства того, что связь экономического неравенства и доверия опосредована «несправедливым» неравенством (переменные межпоколенческой мобильности и коэффициент сохранения достижений введены в модель только в виде произведения с экономическим неравенством). Действительно, в условиях отсутствия социальных лифтов реакция общества на экономическое неравенство оказывается более выраженной (более деструктивной для политического доверия), но этот эффект не всегда находится внутри границ статистической значимости. Соответственно, нельзя с уверенностью принять гипотезу 5.

Вернемся к табл. 2 и обсудим эффекты межуровневого взаимодействия переменных. Последние введены только в двух случаях — экономического неравенства и межпоколенческого воспроизводства достижений¹³. Так, хорошо видно, что в развитых странах с более высоким экономическим неравенством и коэффициентом сохранения достижений положительная связь дециля дохода домохозяйства и политического доверия значимо

¹¹ Например, линейный коэффициент корреляции между переменной относительного неравенства возможностей и ВВП на душу населения равен $-0,6$, между переменной относительного неравенства возможностей и индексом контроля коррупции составляет $-0,7$.

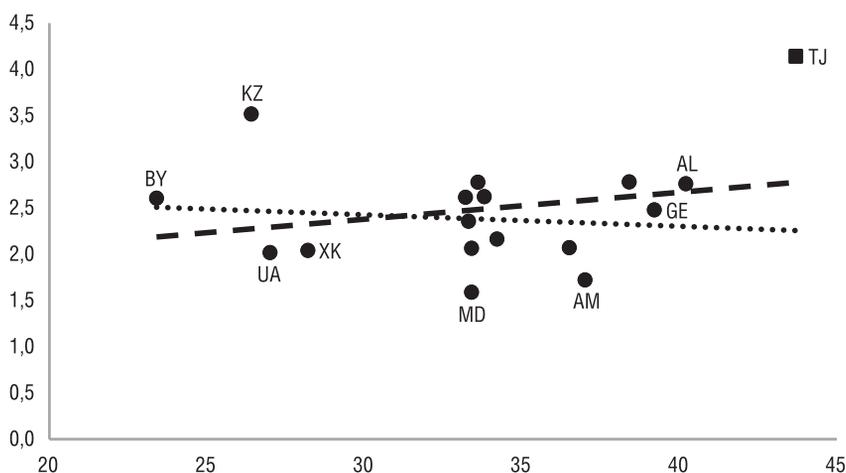
¹² Переменная межпоколенческой мобильности положительно, но статистически незначимо связана с политическим доверием. Этот результат также можно объяснить скоррелированностью ВВП на душу населения, индекса контроля коррупции и переменной межпоколенческой мобильности.

¹³ Объясняется это тем, что только экономическое неравенство и межпоколенческое воспроизводство достижений отрицательно связаны с политическим доверием при контроле на другие характеристики экономики.

ослабевает¹⁴. Аналогичные выводы можно сделать и для других переменных: удовлетворенности текущим доходом домохозяйства, положения домохозяйства в социальной иерархии. В этой части полученные результаты совпадают с результатами [Goubin, Hooghe, 2020; Rueda, Stegmueller, 2016] и дополняют их. Итак, гипотеза 4 также находит эмпирическую поддержку для случая выборки развитых стран.

Выборка развивающихся стран

На рис. 7–10 оценены парные регрессии, связывающие переменные политического доверия и переменные неравенства.



Примечания: 1. Пунктирная линия — линия регрессии, проведенная без исключения выбросов (Таджикистан). 2. Выбросы находятся с помощью теста Тьюки [Tukey, 1977].

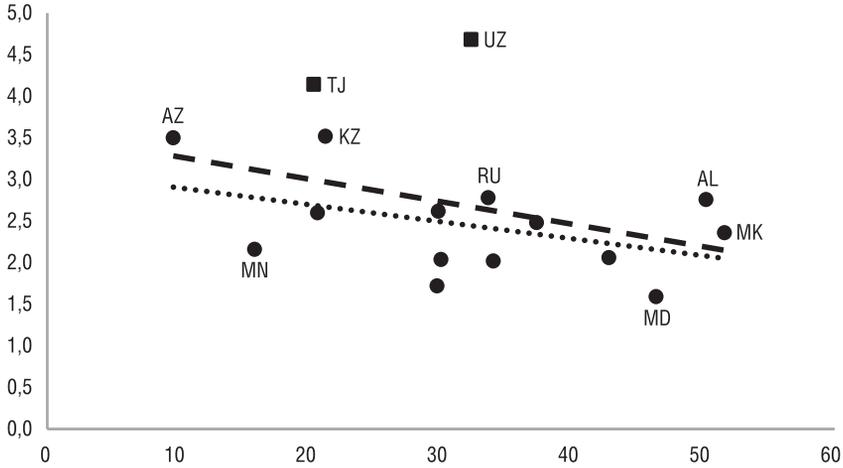
Источники: <https://litsonline-ebrd.com>; <https://fsolt.org/swiid/>.

Рис. 7. Связь политического доверия (ось ординат, балл) и экономического неравенства (ось абсцисс, индекс Джини)

Fig 7. Relationship between Political Trust (Y-Axis, Score) and Economic Inequality (X-Axis, Gini Index)

Прежде всего следует обратить внимание на то, что постсоветские государства (за исключением Грузии и Молдавии) обладают минимальными среди анализируемых стран оценками «несправедливого» неравенства вне зависимости от его прокси-переменной: неравенство возможностей, межпоколенческое воспроизводство достижений, межпоколенческая мобильность. В известной мере это закономерный результат, поскольку все оценки «несправедливого» неравенства опираются на данные одного опроса — LiTS-2016.

¹⁴ Полученный результат сохраняется при исключении выбросов из анализа.

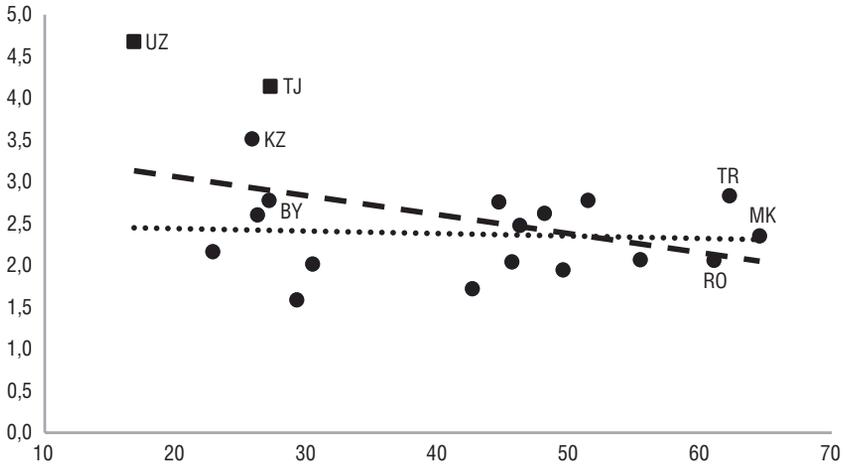


Примечания: 1. Пунктирная линия — линия регрессии, проведенная без исключения выбросов (Таджикистан, Узбекистан). 2. Выбросы находятся с помощью теста Тьюки [Tukey, 1977].

Источники: <https://litsonline-ebrd.com>; [Reutzler, 2020].

Рис. 8. Связь политического доверия (ось ординат, балл) и неравенства возможностей (ось абсцисс, % экономического неравенства)

Fig. 8. Relationship between Political Trust (Y-Axis, Score) and Inequality of Opportunity (X-Axis, % of Economic Inequality)

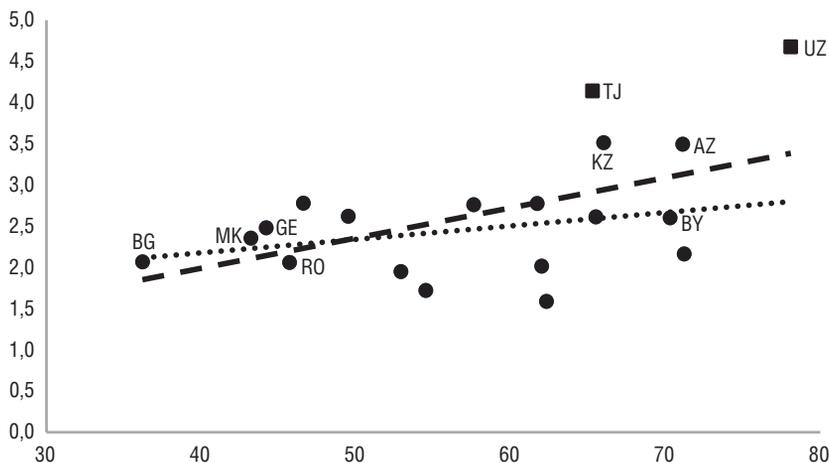


Примечания: 1. Пунктирная линия — линия регрессии, проведенная без исключения выбросов (Таджикистан, Узбекистан). 2. Выбросы находятся с помощью теста Тьюки [Tukey, 1977].

Источники: <https://litsonline-ebrd.com>; <https://www.worldbank.org/en/topic/poverty/brief/what-is-the-global-database-on-intergenerational-mobility-gdim>.

Рис. 9. Связь политического доверия (ось ординат, балл) и межпоколенческого воспроизводства достижений (ось абсцисс, $\alpha_1 \times 100$)

Fig. 9. Relationship between Political Trust (Y-Axis, Score) and Intergenerational Persistence (X-Axis, $\alpha_1 \times 100$)



Примечания: 1. Пунктирная линия — линия регрессии, проведенная без исключения выбросов (Таджикистан, Узбекистан). 2. Выбросы находятся с помощью теста Тьюки [Tukey, 1977].

Источники: <https://litsonline-ebrd.com>; <https://www.worldbank.org/en/topic/poverty/brief/what-is-the-global-database-on-intergenerational-mobility-gdim>.

Рис. 10. Связь политического доверия (ось ординат, балл) и межпоколенческой мобильности (ось абсцисс, $(1 - corr) \times 100$)

Fig. 10. Relationship between Political Trust (Y-Axis, Score) and Intergenerational Mobility (X-Axis, $(1 - corr) \times 100$)

Также на рис. 7–10 видно, что связь политического доверия и неравенства неустойчива из-за выбросов, в число которых попадают два государства — Таджикистан и Узбекистан (характеризующиеся высоким уровнем политической лояльности населения).

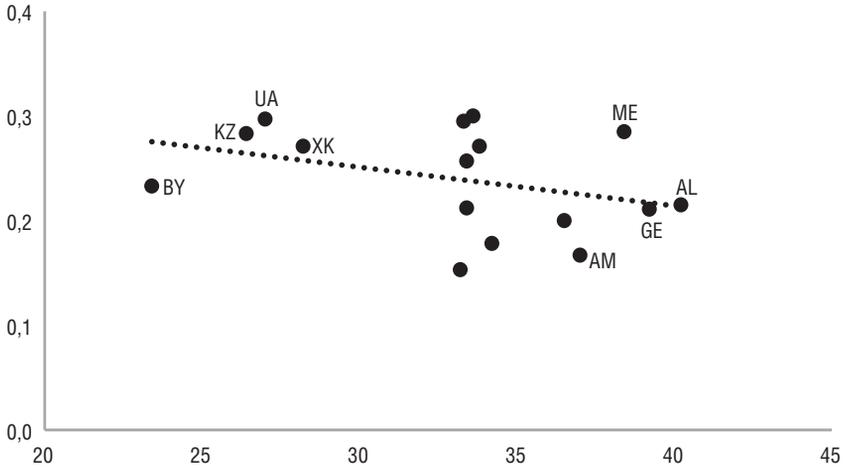
Далее для каждой страны оценена регрессия политического доверия на удовлетворенность домохозяйства финансовым положением¹⁵. На рис. 11–12 визуализирована связь оценки углового коэффициента регрессии с индексом Джини и межпоколенческим воспроизводством достижений (как одной из прокси-переменных «несправедливого» неравенства).

На рис. 11–12 мы не обнаруживаем явных признаков выравнивания политических ориентаций домохозяйств в странах с разным уровнем неравенства. Это отличает полученный результат по подвыборке LiTS–2016 от результата по развитым странам Европы.

Переходим к многоуровневому оцениванию¹⁶.

¹⁵ Переменная фактического дециля дохода домохозяйства не содержится в опросе LiTS–2016 <https://litsonline-ebrd.com>.

¹⁶ Величина коэффициента внутриклассовой корреляции в модели на константу составила 0,37. Таким образом, свыше трети разброса в индивидуальных уровнях политического доверия объясняется характеристиками наблюдаемых стран.

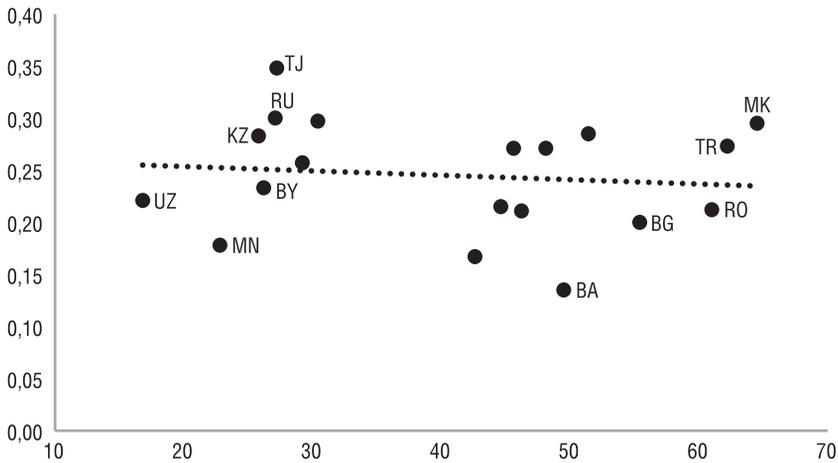


Примечания: 1. Линия регрессии не учитывает выбросы (Таджикистан). 2. Выбросы находятся с помощью теста Тьюки [Tukey, 1977].

Источник: <https://litsonline-ebrd.com>; <https://fsolt.org/swiid/>.

Рис. 11. Связь удовлетворенности финансовым положением и политического доверия (ось ординат, регрессионный коэффициент) в странах с разным уровнем экономического неравенства (ось абсцисс, индекс Джини)

Fig. 11. Relationship between Financial Satisfaction and Political Trust (Y-Axis, Regression Coefficient) in Countries with Different Levels of Economic Inequality (X-Axis, Gini Index)



Источники: <https://litsonline-ebrd.com>; <https://www.worldbank.org/en/topic/poverty/brief/what-is-the-global-database-on-intergenerational-mobility-gdim>.

Рис. 12. Связь удовлетворенности финансовым положением и политического доверия (ось ординат, регрессионный коэффициент) в странах с разным уровнем межпоколенческого воспроизводства достижений (ось абсцисс, $\alpha_1 \times 100$)

Fig. 12. Relationship between Financial Satisfaction and Political Trust (Y-Axis, Regression Coefficient) in Countries with Different Levels of Intergenerational Persistence (X-Axis, $\alpha_1 \times 100$)

Т а б л и ц а 4

Результаты оценивания модели 1

T a b l e 4

Results of Model 1 Estimation

Переменная	Оценка фиксированного эффекта			
	модель 1 (А)	модель 1 (Б)	модель 1 (В)	модель 1 (Г)
<i>Микроуровень (β_0, β_1)</i>				
Константа	2,435*** (0,196)	2,424*** (0,192)	2,543*** (0,196)	2,516*** (0,150)
Возраст	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,002* (0,001)	-0,001* (0,001)
Пол	0,004 (0,024)	0,009 (0,022)	0,018 (0,026)	0,021 (0,024)
Образование	-0,009 (0,011)	-0,016* (0,009)	-0,012 (0,011)	-0,018** (0,009)
Межличностное доверие	0,192*** (0,017)	0,173*** (0,016)	0,188*** (0,016)	0,169*** (0,016)
ТВ	-0,011 (0,011)	-0,004 (0,010)	-0,013 (0,010)	-0,005 (0,010)
Интернет	-0,027*** (0,007)	-0,026*** (0,005)	-0,025*** (0,007)	-0,024*** (0,005)
Представления о равенстве возможностей	0,256*** (0,050)	0,203*** (0,047)	0,255*** (0,049)	0,201*** (0,045)
Субъективный дециль богатства	0,081*** (0,012)	-	0,076*** (0,013)	-
Удовлетворенность финансовым положением	-	0,241*** (0,015)	-	0,251*** (0,017)
Субъективный дециль богатства (динамика в прошлом)	-0,059** (0,026)	-	-0,063** (0,025)	-
Субъективный дециль богатства (ожидаемая динамика)	-0,156** (0,074)	-	-0,137** (0,072)	-
<i>Межуровневое взаимодействие (γ_{11})</i>				
Субъективный дециль богатства × ЭН	0,001 (0,002)	-	-	-
Субъективный дециль богатства × МВД	-	-	0,002 (0,001)	-
Удовлетворенность доходом × ЭН	-	-0,004** (0,002)	-	-
Удовлетворенность доходом × МВД	-	-	-	0,001 (0,001)
Количество наблюдений	17 922	20 967	18 643	22 024
Количество стран	16	16	17	17

Примечания: 1. ЭН — экономическое неравенство, МВД — межпоколенческое воспроизводство достижений ($\alpha_1 \times 100$). 2. Оценки рассчитаны ОММП. 3. Выбросы предварительно удалены (Таджикистан, Узбекистан). 4. Используются выборочные веса. 5. Регрессоры второго уровня пропущены. 6. В скобках указаны стандартные робастные ошибки. 7. Уровни значимости коэффициентов: * — $p < 0,1$, ** — $p < 0,05$, *** — $p < 0,01$.

Источники: <https://litsonline-ebd.com>; <https://fsolt.org/swiid/>; <https://www.worldbank.org/en/topic/poverty/brief/what-is-the-global-database-on-intergenerational-mobility-gdim>.

Т а б л и ц а 5

Результаты оценивания модели 2

T a b l e 5

Results of Model 2 Estimation

Переменная	Оценка фиксированного эффекта			
	модель 2 (А)	модель 2 (Б)	модель 2 (В)	модель 2 (Г)
<i>Макроуровень (y_{0i})</i>				
ЭН	-0,003 (0,019)	-	-	-
ММ	-	0,021* (0,012)	-	-
МВД	-	-	-0,016* (0,009)	-
НВ	-	-	-	-0,019* (0,012)
ВВП на душу населения	0,037* (0,022)	0,045** (0,020)	0,042** (0,018)	0,037** (0,018)
Контроль коррупции	-0,081 (0,267)	0,104 (0,310)	0,077 (0,242)	-0,088 (0,230)
<i>Внутриуровневое взаимодействие</i>				
ЭН × ММ	-	-	-	-
ЭН × МВД	-	-	-	-
Количество наблюдений	20 952	22 153	22 153	22 153
Количество стран	16	17	17	17

Примечания: 1. ЭН — экономическое неравенство, ММ — межпоколенческая мобильность ($(1 - corr) \times 100$), МВД — межпоколенческое воспроизводство достижений ($\alpha_i \times 100$), НВ — неравенство возможностей. 2. Оценки рассчитаны ОММП. 3. Выбросы предварительно удалены (Таджикистан, Узбекистан). 4. Используются выборочные веса. 5. Регрессоры первого уровня пропущены. 6. В скобках указаны стандартные робастные ошибки. 7. Уровни значимости коэффициентов: * — $p < 0,1$, ** — $p < 0,05$, *** — $p < 0,01$.

Источники: <https://litsonline-ebrd.com>; <https://fsolt.org/swiid/>; [https://www.worldbank.org/en/topic/poverty/brief/what-is-the-global-database-on-intergenerational-mobility-gdim; \[Reutzel, 2020\]](https://www.worldbank.org/en/topic/poverty/brief/what-is-the-global-database-on-intergenerational-mobility-gdim; [Reutzel, 2020]).

Обсуждение результатов оценивания модели 1 логичнее начать с контрольных регрессоров первого уровня. В целом эффекты этих регрессоров соответствуют предположениям. Более того, полученные результаты коррелируют с теми, что были представлены выше по европейским странам. Так, видно, что с возрастом доверие к власти усиливается (хотя, вероятнее всего, этот эффект не линеен). Образование респондента отрицательно коррелирует с политическим доверием, а уровень межличностного доверия — положительно. Обратим внимание, что активность пользования интернетом для поиска и получения новостей отрицательно связана с политическим доверием, а поиск и получение новостей через телевидение и радио — положительно, но статистически незначимо.

Особенно важно упомянуть еще об одной переменной — субъективном, или воспринимаемом, равенстве возможностей.

Респонденты, рассматривающие усилия, образование и навыки в качестве детерминантов жизненного успеха, доверяют власти больше по сравнению с остальными. Это позволяет верифицировать гипотезу 3 для подвыборки LiTS–2016 (о положительных и тесных взаимосвязях воспринимаемого равенства возможностей и политического доверия)¹⁷.

Теперь обсудим эффекты других регрессоров первого уровня. Как видно, субъективный дециль богатства домохозяйства положительно коррелирует с политическим доверием. Иными словами, богатые (субъективно) домохозяйства оказываются более лояльными власти, чем «бедняки». Переменная удовлетворенности респондента финансовым положением также значимо положительно связана с политическим доверием. Наконец, обнаруживается тесная взаимосвязь между переменными, проливающими свет на динамику личного (субъективного) благосостояния, и политическим доверием. Респонденты, приумножившие богатство, доверяют больше тем, кто богатство потерял или растратил. Респонденты, ожидающие ухудшения материального благосостояния (пессимисты), доверяют власти меньше по сравнению с оптимистами. В этом отношении развитые европейские государства и развивающиеся (главным образом постсоветские) оказываются похожими.

Что касается контрольных регрессоров второго уровня (табл. 5, модель 2), здесь результаты неоднозначны. ВВП на душу населения положительно и значимо связан с политическим доверием. Таким образом, богатые страны выигрывают с точки зрения политического доверия. Индекс контроля коррупции не находится в тесной взаимосвязи с политическим доверием.

Переменные «несправедливого» неравенства слабо отрицательно связаны с политическим доверием (на 10-процентном уровне статистической значимости). Экономическое неравенство незначимо связано с политическим доверием. Этим различаются выводы по подвыборкам LiTS–2016 и ESS–2012.

Вернемся к табл. 4. Для прямого сравнения с результатами подвыборки ESS–2012 интеракционные эффекты введены только для случая экономического неравенства и межпоколенческого воспроизводства достижений. Эти эффекты, как правило, оказываются статистически незначимыми. Таким образом, гипотеза 4 не находит эмпирической поддержки для случая выборки развивающихся стран.

¹⁷ Переменная воспринимаемого равенства возможностей отсутствует в опросе ESS–2012. <https://ess-search.nsd.no/en/study/7ccf7f30-fd1a-470a-9b90-4c91b0bc7438>.

Выводы

Политическое доверие наравне с другими формами доверия является залогом эффективно и стабильно функционирующего общества. В настоящей работе предпринимается попытка проследить его источники. При этом акцент сделан на анализ взаимосвязей объективного неравенства (в том числе доходного неравенства и «несправедливого» неравенства) и политического доверия в развитых и развивающихся странах. Для этого привлечены данные двух социальных опросов за два выбранных года (ESS–2012 и LiTS–2016).

Рассуждая на тему взаимосвязей объективного неравенства и политического доверия, можно прийти к неоднозначным заключениям. С одной стороны, обнаруживается строгая отрицательная корреляция доходного и «несправедливого» неравенств и политического доверия в развитых европейских государствах. Этот результат хорошо согласуется с выводами [Goubin, Hooghe, 2020; Zmerli, Castillo, 2015] и в известной степени дополняет их. В то же время видно, что в постсоветских республиках и других развивающихся странах объективное неравенство не находится в тесной взаимосвязи с политическим доверием. Более надежным коррелятом политического доверия в таких странах становятся субъективные представления о равенстве возможностей: чем выше вера в то, что в основе жизненного успеха лежат усилия и навыки, тем выше уровень политического доверия населения. Во всяком случае такая картина складывается из двух социальных опросов за два выбранных года.

Далее обнаруживается, что бóльшую приверженность власти демонстрируют обеспеченные домохозяйства, домохозяйства, относящие себя к привилегированной или зажиточной части общества. Это характерно как для развитых, так и для развивающихся экономик. Кроме того, в развитых европейских государствах доверие к власти со стороны обеспеченных групп населения основывается не только на эгоцентрической мотивации. Прочие мотивы (моральные принципы, страх) тоже имеют значение. Это отличает развитые европейские страны от развивающихся, главным образом постсоветских. В последних не наблюдается свидетельств сближения политической ориентации более и менее благополучных домохозяйств по мере роста доходного и «несправедливого» неравенств.

References

1. Aalberg T. *Achieving Justice: Comparative Public Opinions on Income Distribution*. Leiden, Brill Academic Publisher, 2003.
2. Aiyar S., Ebeke C. Inequality of Opportunity, Inequality of Income and Economic Growth. *IMF Working Papers*, no. 034, 2019. DOI:10.5089/9781484396988.001.

3. Alesina A., La Ferrara E. Who Trusts Others? *Journal of Public Economics*, 2002, vol. 85, no. 2, pp. 207-234. DOI:10.1016/S0047-2727(01)00084-6.
4. Anderson C. Economic Voting and Political Context: A Comparative Perspective. *Electoral Studies*, 2000, vol. 19, no. 2, pp. 151-170. DOI:10.1016/S0261-3794(99)00045-1.
5. Anderson C. J., Singer M. M. The Sensitive Left and the Impervious Right: Multilevel Models and the Politics of Inequality, Ideology, and Legitimacy in Europe. *Comparative Political Studies*, 2008, vol. 41, no. 4-5, pp. 564-599. DOI:10.1177/0010414007313113.
6. Brehm J., Rahn W. Individual-Level Evidence for the Causes and Consequences of Social Capital. *American Journal of Political Science*, 1997, vol. 41, no. 3, pp. 999-1023. DOI:10.2307/2111684.
7. Brunori P. The Perception of Inequality of Opportunity in Europe. *Review of Income and Wealth*, 2017, vol. 63, no. 3, pp. 464-491. DOI:10.1111/roiw.12259.
8. Catterberg G., Moreno A. The Individual Bases of Political Trust: Trends in New and Established Democracies. *International Journal of Public Opinion Research*, 2006, vol. 18, no. 1, pp. 31-48. DOI:10.1093/ijpor/edh081.
9. Checchi D., Peragine V., Serlenga D. Inequality of Opportunity in Europe: Is There a Role for Institutions? In: Cappellari L., Polachek S. W., Tatsiramos K. (eds.). *Inequality: Causes and Consequences*. Bingley, Emerald Publishing, 2016, vol. 43, pp. 1-44.
10. Clarke H., Sanders D., Stewart M., Whiteley P. *Political Choice in Britain*. Oxford, Oxford University Press, 2004. DOI:10.1093/019924488X.001.0001.
11. Duch R., Stevenson R. *The Economic Vote: How Political and Economic Institutions Condition Election Results*. Cambridge, Cambridge University Press, 2008. DOI:10.1017/CBO9780511755934.
12. Easton D. *A Framework for Political Analysis*. Englewood Cliffs, NJ, Prentice Hall, 1965.
13. Enders C., Tofighi D. Centering Predictor Variables in Cross-Sectional Multilevel Models: A New Look at an Old Issue. *Psychological Methods*, 2007, vol. 12, no. 2, pp. 121-138. DOI:10.1037/1082-989X.12.2.121.
14. Feldman S. Economic Self-Interest and Political Behavior. *American Journal of Political Science*, 1982, vol. 26, no. 3, pp. 446-466. DOI:10.2307/2110937.
15. Ferreira F., Gignoux J. The Measurement of Inequality of Opportunity: Theory and an Application to Latin America. *Review of Income and Wealth*, 2011, vol. 57, no. 4, pp. 622-657. DOI:10.1111/j.1475-4991.2011.00467.x.
16. Ferreira F., Peragine V. Equality of Opportunity: Theory and Evidence. *Policy Research Working Paper*, no. 7217, 2015.
17. Fiorina M. *Retrospective Voting in American National Elections*. New Haven, CT, Yale University Press, 1981.
18. Goubin S., Hooghe M. The Effect of Inequality on the Relation between Socioeconomic Stratification and Political Trust in Europe. *Social Justice Research*, 2020, vol. 33, no. 2, pp. 219-247. DOI:10.1007/s11211-020-00350-z.
19. Gustavsson M., Jordahl H. Inequality and Trust in Sweden: Some Inequalities are More Harmful than Others. *Journal of Public Economics*, 2008, vol. 92, no. 1-2, pp. 348-365.
20. Hofmann D., Gavin M. Centering Decisions in Hierarchical Linear Models: Implications for Research in Organizations. *Journal of Management*, 1998, vol. 24, no. 5, pp. 623-641. DOI:10.1177/014920639802400504.
21. Hooghe M. Why There is Basically Only One Form of Political Trust. *British Journal of Politics*, 2011, vol. 13, no. 2, pp. 269-275. DOI:10.1111/j.1467-856X.2010.00447.x.
22. Keele L. Social Capital and the Dynamics of Trust in Government. *American Journal of Political Science*, 2007, vol. 51, no. 2, pp. 241-254. DOI:10.1111/j.1540-5907.2007.00248.x.
23. Kiewiet D., Lewis-Beck M. No Man is an Island: Self-Interest, the Public Interest, and Sociotropic Voting. *Critical Review*, 2011, vol. 23, no. 3, pp. 303-319. DOI:10.1080/08913811.2011.635868.
24. Kinder D., Kiewiet D. Sociotropic Politics: The American Case. *British Journal of Political Science*, 1981, vol. 11, no. 2, pp. 129-161.

25. Knack S., Keefer P. Does Social Capital Have an Economic Payoff? A Cross-Country Investigation. *The Quarterly Journal of Economics*, 1997, vol. 112, no. 4, pp. 1251-1288. DOI:10.1162/003355300555475.
26. Kriekhaus J., Son B., Bellinger N., Wells J. Economic Inequality and Democratic Support. *The Journal of Politics*, 2013, vol. 76, no. 1, pp. 139-151. DOI:10.1017/s0022381613001229.
27. Lee D., Chang C., Hur H. Economic Performance, Income Inequality and Political Trust: New Evidence from a Cross-National Study of 14 Asian Countries. *Asia Pacific Journal of Public Administration*, 2020, vol. 42, no. 2, pp. 66-68. DOI:10.1080/23276665.2020.1755873.
28. Levi M. Social and Unsocial Capital: A Review Essay of Robert Putnam's Making Democracy Work. *Politics and Society*, 1996, vol. 24, no. 1, pp. 45-55. DOI:10.1177/0032329296024001005.
29. Lockerbie B. Prospective Voting in Presidential Elections, 1956-1988. *American Politics Research*, 1992, vol. 20, no. 3. DOI:10.1177/1532673X9202000303.
30. Maas C. J. M., Hox J. J. Sufficient Sample Sizes for Multilevel Modeling. *Methodology European Journal of Research Methods for the Behavioral and Social Sciences*, 2005, vol. 1, no. 3, pp. 86-92. DOI:10.1027/1614-2241.1.3.86.
31. McAllister I. The Economic Performance of Governments. In: Norris P. (ed.). *Critical Citizens. Global Support for Democratic Governance*. New York, NY, Cambridge University Press, 1999.
32. McNeish D. Small Sample Methods for Multilevel Modeling: A Colloquial Elucidation of REML and the Kenward-Roger Correction. *Multivariate Behavioral Research*, 2017, vol. 52, no. 5, pp. 661-670. DOI:10.1080/00273171.2017.1344538.
33. Medve-Bálint G., Boda Z. The Poorer You Are, the More You Trust? The Effect of Inequality and Income on Institutional Trust in East-Central Europe. *Sociologický Časopis*, 2014, vol. 50, no. 3, pp. 419-453. DOI:10.13060/00380288.2014.50.3.104.
34. Möring K. The Fixed Effects Approach as Alternative to Multilevel Models for Cross-National Analyses. *GK SOCLIFE Working Paper Series*, no. 16/2012, 2012.
35. Nadeau R., Lewis-Beck M., Bélanger E. Economics and Elections Revisited. *Comparative Political Studies*, 2013, vol. 46, no. 5, pp. 551-573. DOI:10.1177/0010414012463877.
36. Niehues J., Peich A. Lower and Upper Bounds of Unfair Inequality: Theory and Evidence for Germany and the US. *IZA Discussion Papers*, no. 5834, 2011.
37. Oshchepkov A., Shirokanova A. Multilevel Modeling for Economists: Why, When and How. *HSE Research Program Working Papers*, Series: Economics, WP BRP 233/EC/2020, 2020.
38. Raudenbush S., Bryk A. *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*. Thousand Oaks, CA: SAGE Publications, 2002.
39. Roemer J. *Equality of Opportunity*. Cambridge, MA, Harvard University Press, 1998.
40. Roemer J., Trannoy A. Equality of Opportunity: Theory and Measurement. *Journal of Economic Literature*, 2016, vol. 54, no. 4, pp. 1288-1332. DOI:10.1257/jel.20151206.
41. Rothstein B. *The Quality of Government. Corruption, Social Trust, and Inequality in International Perspective*. Chicago, IL, University of Chicago Press, 2011.
42. Reutzel F. Inequality of Opportunity and Support for Democracy: Evidence from Transition Countries. *EBRD Working Paper*, no. 248, 2020.
43. Rueda D., Stegmueller D. The Externalities of Inequality: Fear of Crime and Preferences for Redistribution in Western Europe. *American Journal of Political Science*, 2016, vol. 60, no. 2, pp. 472-489. DOI:10.1111/ajps.12212.
44. Sachweh P., Olafsdottir S. The Welfare State and Equality? Stratification Realities and Aspirations in Three Welfare Regimes. *European Sociological Review*, 2012, vol. 28, no. 2, pp. 149-168. DOI:10.1093/esr/jcq055.
45. Schmalor A., Heine S. Subjective Economic Inequality Decreases Emotional Intelligence, Especially for People of High Social Class. *Social Psychological and Personality Science*, 2022, vol. 13, no. 1, pp. 210-219. DOI:10.1177/1948550621996867.
46. Tukey J. *Exploratory Data Analysis*. Reading, MA, Addison-Wesley, 1977.

47. Uslaner E. M. Corruption and Inequality Trap in Africa. *Afrobarometer Working Paper*, no. 69, 2007.
48. Uslaner E. M. *Corruption, Inequality, and the Rule of Law: The Bulging Pocket Makes the Easy Life*. Cambridge, Cambridge University Press, 2008. DOI:10.1017/CBO9780511510410.
49. Van Erkel P., Van der Meer T. Macroeconomic Performance, Political Trust and the Great Recession: A Multilevel Analysis of the Effects of Within-Country Fluctuations in Macroeconomic Performance on Political Trust in 15 EU Countries, 1999-2011. *European Journal of Political Research*, 2016, vol. 55, no. 1, pp. 177-197. DOI:10.1111/1475-6765.12115.
50. Van de Gaer D. *Equality of Opportunity and Investment in Human Capital*, PhD Dissertation. Leuven, 1993.
51. Van der Meer T. In What We Trust? A Multi-Level Study into Trust in Parliament as an Evaluation of State Characteristics. *International Review of Administrative Sciences*, 2010, vol. 76, no. 3, pp. 517-536. DOI:10.1177/0020852310372450.
52. Van der Meer T., Hakhverdian A. Political Trust as the Evaluation of Process and Performance: A Cross-National Study of 42 European Countries. *Political Studies*, 2017, vol. 65, no. 1, pp. 81-102. DOI:10.1177/0032321715607514.
53. Van der Meer T., Te Grotenhuis M., Pelzer B. Influential Cases in Multilevel Modeling: A Methodological Comment. *American Sociological Review*, 2010, vol. 75, no. 1, pp. 173-178. DOI:10.1177/0003122409359166.
54. Zak P. J., Knack S. Trust and Growth. *The Economic Journal*, 2001, vol. 111, no. 470, pp. 295-321. DOI:10.1111/1468-0297.00609.
55. Zmerli S., Castillo J. Income Inequality, Distributive Fairness and Political Trust in Latin America. *Social Science Research*, 2015, vol. 52, pp. 179-192. DOI:10.1016/j.ssresearch.2015.02.003.
56. Zmerli S., Van der Meer T. (eds.). *Handbook on Political Trust*. Cheltenham, Edward Elgar, 2017.