

ГОСУДАРСТВО И ОБЩЕСТВО

DOI: 10.14515/monitoring.2020.1.07

Правильная ссылка на статью:

Климова А. М., Чмель К. Ш. Региональные различия в субъективном благополучии: компенсирует ли социальная политика эффекты неравенства в России? // Мониторинг общественного мнения: Экономические и социальные перемены. 2020. № 1. С. 143—176. <https://doi.org/10.14515/monitoring.2020.1.07>.

For citation:

Klimova A. M., Chmel K. Sh. (2020) Regional Differences in Subjective Well-Being: Does Social Policy Offset the Effects of Inequality in Russia?. *Monitoring of Public Opinion: Economic and Social Changes*. No. 1. P. 143—176. <https://doi.org/10.14515/monitoring.2020.1.07>.



А. М. Климова, К. Ш. Чмель
**РЕГИОНАЛЬНЫЕ РАЗЛИЧИЯ В СУБЪЕКТИВНОМ БЛАГОПОЛУЧИИ:
КОМПЕНСИРУЕТ ЛИ СОЦИАЛЬНАЯ ПОЛИТИКА ЭФФЕКТЫ
НЕРАВЕНСТВА В РОССИИ?**

РЕГИОНАЛЬНЫЕ РАЗЛИЧИЯ В СУБЪЕКТИВНОМ БЛАГОПОЛУЧИИ: КОМПЕНСИРУЕТ ЛИ СОЦИАЛЬНАЯ ПОЛИТИКА ЭФФЕКТЫ НЕРАВЕНСТВА В РОССИИ?

REGIONAL DIFFERENCES IN SUBJECTIVE WELL-BEING: DOES SOCIAL POLICY OFFSET THE EFFECTS OF INEQUALITY IN RUSSIA?

КЛИМОВА Айгуль Маратовна — кандидат социологических наук, доцент Департамента социологии, старший научный сотрудник Лаборатории сравнительных социальных исследований, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Москва, Россия
E-MAIL: amavletova@hse.ru
<https://orcid.org/0000-0001-7407-2072>

Aigul M. KLIMOVA¹ — Cand. Sci. (Soc.), Associate Professor at the Department of Sociology; Senior Research Fellow at the Laboratory for Comparative Social Research
E-MAIL: amavletova@hse.ru
<https://orcid.org/0000-0001-7407-2072>

¹ National Research University Higher School of Economics, Moscow, Russia

ЧМЕЛЬ Кирилл Шамилевич — бакалавр политической науки, младший научный сотрудник Лаборатории сравнительных социальных исследований, преподаватель Департамента интегрированных коммуникаций, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Москва, Россия
E-MAIL: kchmel@hse.ru
<https://orcid.org/0000-0002-1136-8754>

Kirill Sh. CHMEL¹ — Bachelor of Arts (BA) in Political Science, Junior Research Fellow at the Laboratory for Comparative Social Research; Lecturer at the Department of Integrated Communications
E-MAIL: kchmel@hse.ru
<https://orcid.org/0000-0002-1136-8754>

¹ National Research University Higher School of Economics, Moscow, Russia

Аннотация. Среди целей, стоящих перед социальной политикой, существует одна, в достижении которой особенно заинтересованы социальные государства. Это снижение уровня неравенства, и, следовательно, повышение субъективного благополучия населения. Однако действительно ли успешная социальная политика позволяет компенсировать эффекты неравенства? Этот вопрос давно находится в повестке исследований, но не так много эмпирических работ дают однозначный ответ на него. В данной работе мы проверяем гипотезу, согласно которой в регионах, характеризующихся относительно низкими средними доходами населения и высоким уровнем неравенства, социальная политика посредством перераспределения больших долей региональных бюджетов на здравоохранение, образование и социальные программы снижает негативное влияние неравенства на благополучие. Для проверки гипотезы мы используем два источника эмпирических данных: (1) результаты опроса, проведенного в 34 регионах России, который репрезентирует население этих регионов, (2) объективные показатели, измеряющие объемы используемых инструментов социальной политики в регионах, охваченных опросом. Для

Abstract. Among the goals of social policy there is a specific one that welfare states are particularly interested in. This goal refers to a decrease in inequality levels, and consequently, an increase in subjective well-being. But does a successful social policy in fact offset the effects of inequality on subjective well-being? This question has long been an important feature of the research agenda but few give a straight answer to it. This work tests a hypothesis assuming that in regions with relatively low levels of average household income and high levels of inequality social policy can reduce negative effects of inequality by redistributing large budget shares between health care, education and social programs. Two sources of empirical data were used in the study: (1) results of a survey conducted in 34 Russian regions representing the population of these regions, (2) objective indicators measuring the extent of social policy tools used in the regions under consideration. To evaluate whether regional social policy is capable of compensating for inequality effects the authors test Bayesian hierarchical models with uninformative and informative prior distributions. The authors conclude that expanding the scope of social policy tools in health care can compensate for the negative effects of the perceived inequality on subjective well-being.

оценки возможности региональной социальной политики компенсировать эффекты неравенства мы тестируем байесовские многоуровневые модели с комбинированными информативными и неинформативными априорными вероятностями. Мы приходим к выводу, что увеличение объема используемых инструментов социальной политики в области здравоохранения может компенсировать негативные эффекты воспринимаемого неравенства на субъективное благополучие.

Ключевые слова: социальная политика, субъективное благополучие, неравенство, Россия, региональные различия, байесовская статистика

Благодарность. Исследование выполнено за счет гранта Российского научного фонда: грант No 181800341 «Ценностная трансформация и субъективное качество жизни: региональная перспектива».

Keywords: social policy, subjective well-being, inequality, Russia, regional differences, Bayesian statistics

Acknowledgments. The study is financed by Russian Science Foundation, grant no. 181800341 “Transformation of values and subjective quality of life: a regional perspective”.

Введение

Предыдущие исследования показывают, что уровень неравенства в обществе влияет на ключевой для понимания состояния населения показатель — субъективное благополучие [Alesina, Di Tella, MacCulloch, 2004; Bjørnskov et al., 2013]. Огромный пласт литературы посвящен изучению индикаторов, влияющих на субъективное благополучие [Diener, 1984; Myers, Diener, 1995]. Среди прочего ряд исследователей обращают внимание на значимость влияния субъективной оценки неравенства или его объективного измерения [Blanchflower, Oswald, 2004; Oishi, Kesebir, Diener, 2011]. Однако, несмотря на значительный объем литературы по данным тематическим направлениям, на наш взгляд, исследования упускают существенную связь, которая позволит определить, насколько те или иные меры социальной политики компенсируют влияние восприятия неравенства на субъективное благополучие.

В данной работе мы предпринимаем попытку оценить, в какой мере определенные меры социальной политики напрямую влияют на благополучие граждан, а также насколько социальная политика опосредует существующую взаимосвязь между восприятием неравенства и благополучием. Данную связь мы рассматриваем в контексте регионов России. Для российского контекста это представ-

ляет особую значимость, так как во многом социальная политика входит в зону ответственности региональных, а не федеральных чиновников. Следовательно, наблюдаемая вариация будет связана именно с региональными различиями.

Возможности социальной политики регионов по снижению неравенства широко изучены через призму различных направлений. В рамках экономического подхода ученые изучают межрегиональное неравенство и объясняют его такими объективными факторами, как региональные инвестиции, рынок труда, человеческий капитал, уровень бедности, душевой ВРП и т. д. [Зубаревич, 2010]. В рамках социологического подхода исследуется восприятие социального неравенства на индивидуальном уровне и такие факторы, влияющие на это восприятие, как оценка возможностей получения образования, поиска подходящей работы, общественного участия и др. При этом отечественные социологи наибольшее внимание уделяют значимой для российского общества проблеме бедности и межрегиональных различий в уровне бедности [Беляева, 2006; Тихонова, 2014; Мареева, Тихонова, 2016]. В рамках политологического подхода измеряется эффективность затрат регионов на социальную политику в терминах влияния на региональный коэффициент Джини и уровень относительной бедности [Туманянц, Сесина, 2017].

Находясь на стыке перечисленных трех подходов, мы задаем следующий исследовательский вопрос: опосредует ли применение инструментов социальной политики взаимосвязь между восприятием неравенства и субъективным благополучием? Другими словами, формулируя данный вопрос на языке политики, насколько социальная политика в регионах РФ эффективна, то есть способна снизить негативное влияние оценки неравенства жителей на их оценку субъективного благополучия? Таким образом, мы считаем социальную политику регионов эффективной в том случае, если она приводит к повышению субъективного благополучия жителей посредством компенсации негативных эффектов от восприятия неравенства.

Мы предполагаем, что в регионах с относительно низкими показателями доходов и высоким уровнем неравенства меры социальной политики, направленные на затраты в области образования и здравоохранения, могут снизить влияние оценки неравенства жителями на их субъективное благополучие. Другими словами, эффективные механизмы перераспределения даже при высокой субъективной оценке социального расслоения приводят к более высокой оценке благополучия посредством компенсаций в виде пособий, выплат, хорошего уровня здравоохранения.

Благодаря имеющемуся уникальному массиву данных мы проверим гипотезу в настоящем исследовании. На наш взгляд, это будет первая комплексная попытка в отечественной литературе ответить на данный вопрос, совмещающая объективные региональные показатели и субъективные оценки неравенства и благополучия на уровне 34 российских регионов.

Социальная политика российских регионов

Рассмотрим понятие и механизмы социальной политики. Один из наиболее распространенных способов определения социальной политики предполагает определение ее целей и групп, на которых она направлена. Традиционно целью социальной политики считалась борьба с неравенством и бедностью [Macbeath,

1957], однако сегодня социальная политика понимается в более широком ключе и охватывает все меры, принимаемые для повышения субъективного благополучия [Alcock, Daly, Griggs, 2008].

Тем не менее при реализации социальной политики всегда ставится вопрос о перераспределении [Häusermann, 2010]. В связи с этим возникает необходимость выработки критериев для определения групп получателей выгод; как правило, это группы высокого риска [Rehm, 2009]. Люди сталкиваются с незапланированными рисками, оказываются более уязвимыми в результате старения, заболеваний, потери работы и других объективных факторов [Iversen, 2005]. Задача социальной политики — компенсировать эти риски посредством создания честного механизма перераспределения [Alesina, Giuliano, 2011]. Таким образом, под социальной политикой мы будем понимать принцип организации отношений между различными социальными группами, регулирующий распределение благ между ними для достижения совокупного благополучия общества, а также ценности и механизмы организации такого перераспределения [Dalton, 2013: 4].

Несмотря на то, что изначально социальная политика была неотъемлемой компонентой исключительно государств всеобщего благоденствия, модели социальной политики применяются и в менее стабильных политических системах, странах демократического транзита, посткоммунистических странах [Mares, Carnes, 2009]. Институциональные ограничения социальной политики в таких политических средах зачастую делают их особенно интересными для исследований. Российский контекст в данном случае не исключение.

В результате транзита от плановой модели экономики к рыночно-ориентированной в России сложилась уникальная институциональная среда для социальной политики. С одной стороны, просоциальный характер политики СССР, пользующийся широкой популярностью у граждан, предполагал расширение социальных гарантий и обеспечение населения бесплатными публичными благами в огромном объеме [Polese et al., 2014]. С другой стороны, рыночная модель стала требовать от российского правительства перехода на стандарты социальной политики МВФ, предполагающие индивидуалистическую политику и высокую роль частных сбережений [Williamson, Howling, Maroto, 2006]. Социальная политика России до сих пор вынуждена балансировать между двумя полюсами, неся в себе черты как социалистической, так и индивидуалистической системы: высокая доля государственного регулирования и государственного финансирования системы социальной защиты при низкой доле участия финансовых активов бизнеса, благотворителей и личных сбережений граждан.

Так как Российская Федерация, согласно ч. 1 ст. 7 Конституции РФ, является «социальным государством», установление социальной справедливости и борьба с неравенством являются определяющими принципами государственной политики [Конституция Российской Федерации, 2007]. В связи с высокой ролью государственного регулирования основным инструментом социальной политики выступает перераспределение доходов населения посредством планирования государственного бюджета. Помимо этого, государство также использует инструменты социального и пенсионного страхования и др. инструменты. Тем не менее именно бюджетный аспект делает вопрос о социальной политике особенно интересным в региональном разрезе.

Статья 71 Конституции РФ закрепляет строго за федеральной властью определение основ и направлений социальной политики, однако их координация и реализация в ст. 72 отводятся региональной власти. У региональной власти практически не остается инструментов социальной политики, кроме бюджетного планирования. Это создает уникальный контекст, в котором мы наблюдаем вариацию в социальных тратах при сохранении общих принципов и целей: одни регионы могут быть более успешны с точки зрения перераспределения ресурсов, чем другие. На рисунке 1 изображена вариация между регионами РФ по показателю социальных расходов консолидированного бюджета.

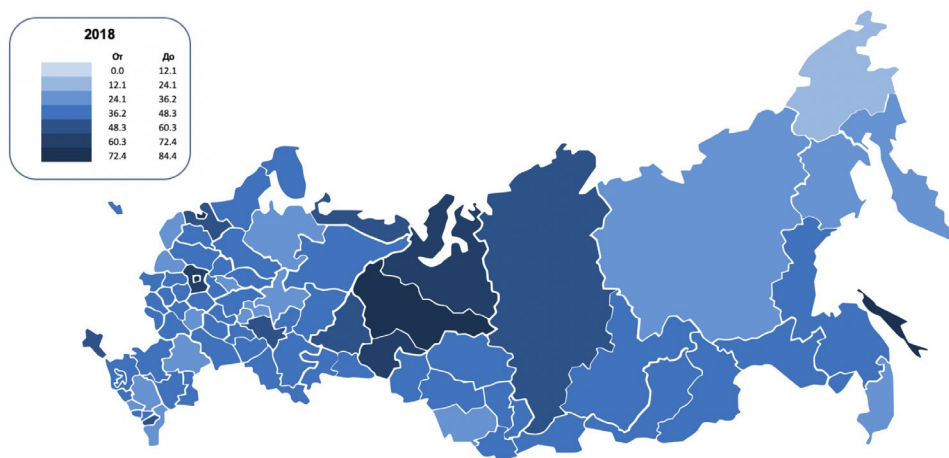


Рис. 1. Социальные расходы консолидированного бюджета в 2018 г., тыс. руб. на человека¹

Тем не менее сами по себе расходы бюджета едва ли можно назвать надежными показателями эффективности социальной политики. Отечественные исследователи предприняли немало усилий для оценки эффективности как в сравнительной региональной перспективе, так и в масштабах всей страны [см. Гонтмахер, Малева, 2008; Гонтмахер, 2013; Абанкина и др., 2015; Якобсон, 2010]. Применяются в том числе и количественные оценки эффективности социальной политики, которые основываются на объективных региональных показателях (например, обеспеченность региона врачами, учителями и т. д.) или экспертных оценках. Подобные оценки позволяют сравнивать эффективность управления в области социальных вопросов. В частности, этому посвящен рейтинг эффективности управления в субъектах Российской Федерации аналитического агентства REGNUM, результаты которого по 2017 г. представлены на рисунке 2². Несмотря на то, что мы видим

¹ Источник: Социальная ориентированность бюджетов регионов России — рейтинг 2019 // РИА Рейтинг. 2019. 28 мая. URL: <https://riarating.ru/infografika/20190528/630125306.html> (дата обращения: 11.02.2020).

² Рейтинг эффективности управления в субъектах Российской Федерации по направлению «социальный блок» аналитического агентства REGNUM основывается на следующих сферах: здравоохранение, образование, межнациональные и межконфессиональные отношения, развитие социально значимой транспортной инфраструктуры и ЖКХ. В рейтинг включены как объективные показатели региональной социальной политики, так и экспертные оценки [подробнее см. Орлов, Туровский, 2017].

различия между регионами, необходимо принимать во внимание, что здесь учтена не только объективная вариация между регионами, но и различия в экспертных оценках. Вопрос же об оценке эффективности социальной политики с точки зрения достижения ее целей, измеренной посредством использования только объективных показателей, остается по-прежнему открытым.



Рис. 2. V рейтинг эффективности управления в субъектах Российской Федерации: социальный блок³

Неравенство и субъективное благополучие

Субъективное благополучие чаще всего понимается исследователями и измеряется в опросах как оценка уровня счастья, удовлетворенности жизнью или оценка позитивных чувств и эмоций, которые человек испытывал за последнее время [Diener, 1984]. Несмотря на ряд сложностей концептуализации и измерения субъективного благополучия [см. Алмакаева, 2006], мы будем понимать его в данной работе как оценку счастья или удовлетворенности жизнью.

Фактор материального благополучия сам по себе является предиктором субъективного благополучия. Исследования демонстрируют, что обеспеченные социальные группы, и, если говорить в страновом разрезе, богатые страны в среднем характеризуются более высоким уровнем субъективного благополучия [Diener, Diener, 1995; Stevenson, Wolfers, 2008].

Вместе с тем в 1970-х гг. Р. Истерлин указал на следующий парадокс. Доходы страны могут расти, но не всегда данный рост приводит к повышению уровня субъективного благополучия ее жителей [Easterlin, 1974]. Пытаясь объяснить парадокс Истерлина, исследователи показали, что данное влияние опосредуется рядом факторов, среди которых объективный уровень неравенства, воспринимаемый уровень неравенства, культурные и ценностные факторы, ощущение справед-

³ Источник: REGNUM — Рейтинг эффективности управления в субъектах Российской Федерации 2017 г. [Орлов, Туровский, 2017]. Для изображения шкала была преобразована в 100-балльную (0 — минимальная эффективность регионального управления в социальном блоке, 100 — максимальная эффективность управления).

ливости происходящих изменений, соотнесение себя с референтными группами и др. [Brockmann et al., 2009; Georgellis, Tsitsianis, Yin, 2009; Oishi, Kesebir, 2015; Verwiebe, Wegener, 2000].

Одним наиболее важных факторов, опосредующих влияние уровня доходов на субъективное благополучие, оказалось неравенство. Изучено влияние как объективных индикаторов неравенства (например, коэффициента Джини) [Alesina, Di Tella, MacCulloch, 2004; Blanchflower, Oswald, 2004], так и субъективной оценки неравенства на благополучие [Bjørnskov et al., 2013]. Исследования показывают, что чем выше объективные показатели неравенства или чем выше оценивают неравенство индивиды, тем ниже их субъективная оценка благополучия.

Однако величина эффекта этого влияния может варьироваться в зависимости от регионов, стран, городов, социально-демографических характеристик индивидов, а также в зависимости от разных факторов, опосредующих влияние неравенства на субъективное благополучие. Так, связь между двумя переменными может быть опосредована оценкой легитимности неравенства. Если жители принимают неравенство как справедливый результат функционирования рынка, то наблюдается более высокая оценка субъективного благополучия. Подобный эффект выше в странах с менее выраженными возможностями для вертикальной социальной мобильности [ibid.]. Кроме того, связь может быть опосредована уровнем доверия: в случае увеличения неравенства или роста субъективной оценки неравенства снижаются уровень обобщенного доверия и оценка уровня честности людей. Это, в свою очередь, приводит к снижению уровня субъективного благополучия [Oishi, Kesebir, Diener, 2011].

Если социальная политика ставит в качестве одной из целей борьбу с неравенством, что она может сделать с субъективным благополучием? Важно отметить, что, говоря о борьбе с неравенством, мы также обращаем внимание на уровень воспринимаемого неравенства. Данный уровень определяется честностью механизмов распределения социальной политики [Baldwin, 1990]. Таким образом, справедливым будет вопрос, насколько социальная политика в регионах РФ эффективна, то есть способна снизить негативное влияние оценки неравенства жителей на их оценку субъективного благополучия?

Соответственно, в данной работе мы рассматриваем инструменты социальной политики региона как модератор взаимосвязи между восприятием неравенства и субъективным благополучием. Мы выдвигаем следующие гипотезы исследования:

- **H1 (прямой эффект социальной политики)**: чем больше объемы использованных инструментов социальной политики в регионе, тем выше субъективное благополучие жителей.
- **H2 (эффект субъективного неравенства)**: более низкая субъективная оценка неравенства в регионе приводит к улучшению субъективного благополучия жителей.
- **H3 (социальная политика как модератор)**: большие объемы использованных инструментов социальной политики в регионе снижают негативное влияние оценки неравенства жителей на их оценку субъективного благополучия.

Ключевой для данного исследования является гипотеза НЗ о социальной политике как модераторе. Мы предполагаем, что в регионах, где используется больше инструментов социальной политики, высокая оценка неравенства будет в меньшей степени снижать субъективное благополучие по сравнению с регионами, в которых меры социальной политики не так обширно имплементированы.

Эмпирическая база и методология исследования

В статье используются данные социологического опроса, проведенного Лабораторией сравнительных социальных исследований НИУ ВШЭ в 34 регионах РФ методом САТИ (computer-assisted telephone interviewing) с использованием вероятностной выборки в 2018—2019 гг. Объем выборки составил 10 829 анкет: в 32 регионах — около 300 анкет, в городах федерального значения (Москва и Санкт-Петербург) — около 500. Более детальная информация отражена в Приложении 1.

Измерения: зависимая, независимые и контрольные переменные

Зависимая переменная: субъективное благополучие. Для измерения субъективного благополучия мы использовали следующий вопрос: «Насколько Вы удовлетворены своей жизнью в целом?». Респонденты оценивали удовлетворенность по пятибалльной шкале, где 1 — «совершенно не удовлетворен» и 5 — «полностью удовлетворен». Всего по выборке 29,6 % сообщили, что они полностью удовлетворены жизнью, 34 % — скорее удовлетворены, 26,9 % — частично удовлетворены, частично нет, 5 % — скорее не удовлетворены, 4 % — полностью не удовлетворены и менее 1 % затруднились ответить на вопрос.

В качестве предикторов в модели мы используем как индивидуальные переменные (1 уровень), так и агрегированные переменные на уровне региона (2 уровень).

Независимая переменная на 1 уровне: восприятие неравенства. Для измерения субъективной оценки неравенства задавался следующий вопрос: «Насколько остро в нашем регионе стоит проблема неравенства — расслоения общества по доходам и материальному достатку?», который измерялся по четырехбалльной шкале от «практически незаметна» до «крайне остро». Отметим, что в работе мы используем термины «восприятие неравенства» и «субъективная оценка неравенства» как взаимозаменяемые.

Независимая переменная на 2 уровне: «социальные расходы». Говоря об объемах использованных инструментов социальной политики, исследователи обращаются к такому индикатору, как «социальные расходы» — расходы бюджетов стран на инструменты социальной политики [Henderson, 1968]. Отечественные исследователи также используют данный индикатор: несмотря на то, что он не является комплексным для полной оценки инструментов социальной политики, он считается достаточным для базовой оценки ее эффективности на уровне российских регионов [см. Зубаревич, Сафронов, 2013; Зубаревич, 2016, 2019]. Вслед за российской и зарубежной литературой в качестве измерения объемов использованных инструментов социальной политики мы предлагаем следующие (опираясь на данные за 2018 г.):

- *доля расходов регионального бюджета на социальную политику:* выплаты и денежные пособия, натуральная помощь отдельным категориям граждан, социальная помощь в виде предоставления льгот по услугам;

- доля расходов регионального бюджета на здравоохранение;
- доля расходов регионального бюджета на образование.

Так как доли являются производными друг от друга измерениями, мы рассматриваем их как отдельные независимые переменные, а не как единый набор предикторов.

Контрольные переменные на первом уровне. Предыдущие исследования показали, что ряд социально-демографических показателей может определять субъективное благополучие граждан [Diener, 1984; Myers, Diener, 1995]. Именно поэтому мы включаем в качестве контрольных переменных пол, возраст, семейное положение, наличие высшего образования, доход и др. (см. табл. 1). Мы также включаем в качестве контрольной переменной обобщенное доверие, так как исследования отмечают, что оно является значимым предиктором субъективного благополучия [Ram, 2010; Sarracino, 2013].

Контрольные переменные на втором уровне. Так как расходы регионального бюджета сильно скоррелированы с огромным набором региональных характеристик (таких как уровень безработицы, валовый региональный продукт, межбюджетные трансферты и т. д.), в качестве контрольной переменной на втором уровне мы включаем только наиболее значимый для нас показатель объективного измерения неравенства — региональный коэффициент Джини.

В связи с тем, что как в ключевых для данного исследования переменных первого уровня, так и в некоторых контрольных переменных присутствуют пропущенные значения (8,5% пропущенных значений в ключевых переменных), мы предварительно провели их анализ. Тест Литтла не позволяет утверждать, что пропуски описываются моделью MCAR (missing completely at random, $\chi^2 = 608,82$; $p < 0,000$), однако визуальный анализ показывает, что отсутствие систематических паттернов в пропусках свидетельствует о модели MAR (missing at random, см. Приложение 2). Таким образом, мы удаляем наблюдения с пропущенными значениями, не создавая систематических смещений в данных. Описательные статистики для всех переменных представлены в таблице 1 (более подробную статистику в разрезе регионов см. в Приложении 1).

Таблица 1. **Описательная статистика по всей выборке**

	N	M	SD	Min	Q25	Med	Q75	Max
<i>Переменные 2 уровня (регионы РФ)</i>								
Коэффициент Джини	10829	0,38	0,02	0,34	0,36	0,38	0,40	0,44
Доля расходов на здравоохранение (%)	10829	7,46	1,89	4,43	6,55	7,33	7,90	13,07
Доля расходов на образование (%)	10829	29,30	4,86	12,69	27,30	29,64	31,84	37,98
Доля расходов на социальную политику (%)	10829	23,01	4,23	12,34	21,07	23,51	25,23	29,85
<i>Переменные 1 уровня (индивиды)</i>								
Субъективное благополучие (1 – совершенно не удовлетворен, 5 – полностью удовлетворен)	10762	3,81	1,05	1,00	3,00	4,00	5,00	5,00
Восприятие неравенства (1 – проблема неравенства практически незаметна, 4 – крайне остро заметна)	9907	2,66	1,02	1,00	2,00	3,00	3,00	4,00
Возраст	10829	46,26	16,71	18,00	32,00	45,00	60,00	95,00

	N	M	SD	Min	Q25	Med	Q75	Max
Семейный доход (1 — живете, не испытывая материальных затруднений, 4 — очень трудно жить на такой доход)	10654	2,82	0,89	1,00	2,00	3,00	4,00	4,00
Пол (1 — Женский)*	10829	0,55						
Семейное положение*	10780	0,55						
Высшее образование (1 — Да)*	10829	0,31						
Трудоустройство (1 — Работаю)*	10829	0,57						
Проживает в регионе с рождения (1 — Да)*	10822	0,70						
Дети (1 — Да)*	10790	0,78						
Обобщенное доверие (1 — Нужно быть осторожным в отношениях с людьми)*	10430	0,76						

Примечание. N — число наблюдений; M — среднее значение; SD — стандартное отклонение; Min — минимальное значение; Q25 — нижний квартиль; Med — медиана; Q75 — верхний квартиль; Max — максимальное значение; для бинарных переменных (*) указаны только значения среднего.

Байесовский многоуровневый подход к анализу данных

Для моделирования взаимосвязи между субъективной оценкой неравенства и субъективным благополучием, опосредованной региональными различиями в расходах на социальную политику, мы используем многоуровневые регрессионные модели [Gelman, Hill, 2006]. В связи с тем, что нам необходимо не просто учесть кластерную структуру данных, то есть разные уровни наблюдений, но и оценить, в какой мере переменные регионального уровня выступают модераторами для взаимосвязей на индивидуальном уровне, мы делаем выбор именно в пользу многоуровневых моделей (или моделей со смешанными эффектами, mixed-effects model), а не моделей с фиксированными (fixed-effects model) или случайными (random-effects model) эффектами, которые часто используются для аналогичной структуры данных.

Однако вместо традиционного частотного подхода к оценке многоуровневых моделей мы делаем выбор в пользу байесовских оценок. Так как на втором уровне наблюдения представляют собой конечную выборку, охватывающую определенную совокупность регионов России, а не вероятностную выборку, оценки при предикторах второго уровня и доверительные интервалы в частотном подходе не имеют корректной содержательной и статистической интерпретации [Bryan, Jenkins, 2015]. Более того, результаты симуляционных исследований демонстрируют, что для такого набора наблюдений на втором уровне использование частотного подхода в многоуровневых моделях приводит к более смещенным оценкам [Stegmueller, 2013], причем ошибка значительно растет в тех случаях, когда число наблюдений на втором уровне не превышает 50 [Maas, Hox, 2004].

Использование байесовского подхода дает возможность сфокусировать внимание на оценке величины эффекта, а не статистической значимости коэффициентов [Dienes, 2011]. Величина эффекта является не только основой научного интереса [Sullivan, Feinn, 2012], но и представляет практический интерес для оценки эффектов от принятия различных политических программ.

Проверка гипотез в рамках эмпирической стратегии

На основе байесовской двухуровневой модели мы проверим три гипотезы следующим образом.

H1 (прямой эффект социальной политики): мы ожидаем, что более высокие доли регионального бюджета на социальную политику, здравоохранение и образование (переменные второго уровня в модели) приводят к увеличению субъективного благополучия жителей. Иными словами, мы ожидаем положительные корреляции между расходами на социальную политику/здравоохранение/образование и уровнем субъективного благополучия в регионе.

H2 (эффект субъективного неравенства): мы ожидаем отрицательную корреляцию между субъективной оценкой неравенства в регионе и уровнем благополучия (чем выше оценка неравенства, тем ниже уровень субъективного благополучия в регионе).

H3 (социальная политика как модератор): для проверки данной гипотезы рассмотрим взаимодействие между переменными второго уровня (доля регионального бюджета на социальную политику/здравоохранение/образование) с переменной индивидуального уровня — оценкой неравенства в регионе. Мы ожидаем положительную корреляцию между долей регионального бюджета на социальную политику/здравоохранение/образование и оценкой неравенства в регионе. Это означает, что увеличение доли бюджета на данные расходы снижает негативное влияние оценки неравенства на субъективное благополучие.

В связи с тем, что региональные различия внутри страны не столь большие, мы ожидаем, что все интересующие нас величины эффекта будут маленькими или средними по своему значению.

Несмотря на то, что мы говорим об эффектах социальной политики и оценке неравенства на субъективное благополучие, мы не строим каузальные модели, показывающие причинно-следственные связи. Как и большинство других исследователей, мы опираемся в своем анализе на корреляционные модели. Основываясь на ряде теоретических и эмпирических работ, мы можем сделать предположение о каузальных эффектах, однако читателю следует принимать во внимание ограничения проведенного анализа.

Спецификация многоуровневой модели

В соответствии с эмпирической стратегией мы последовательно оцениваем две вложенные модели для каждого из трех измерений расходов на социальную политику. Соответственно, мы сначала оцениваем (1) модель многоуровневой регрессии со случайной константой и случайным наклоном, а затем (2) модель многоуровневой регрессии со случайной константой и случайным наклоном, которая включает в себя эффект взаимодействия между переменной первого и второго уровня. Спецификация таких моделей в общем виде выглядит следующим образом:

$$\mathbf{y} \sim N(\beta_{jk}\mathbf{x}, \sigma^2) \quad \beta_{jk} \sim N(\boldsymbol{\gamma}_j, \boldsymbol{\Omega}),$$

где $\beta_{jk} = (\beta_{j1}, \beta_{j2}, \dots, \beta_{jk})'$ — константа и $K-1$ параметров при предикторах на первом уровне; $j = 1, \dots, J = 34$ — индексы для регионов;

σ — стандартное отклонение ошибки на первом уровне;

$\boldsymbol{\gamma}_j = (\gamma_{j1}, \dots, \gamma_{jk})'$ — параметры на втором уровне;

$\boldsymbol{\Omega}$ — ковариационная матрица второго уровня, часто обозначаемая как «матрица случайных эффектов».

Для данной параметризации мы предлагаем следующие априорные распределения. Для второго уровня мы предполагаем неинформативное априорное распределение для всех γ в модели, где $\gamma \sim N(0, 10^2)$. Для модели с эффектом взаимодействия мы отдельно предполагаем, что неинформативное априорное распределение для γ_{10} , то есть для константы, имеет вид распределения Коши $\gamma_{10} \sim Cauchy(0, 10)$ в связи с тем, что константа для такой модели больше не интерпретируется как среднее по всем регионам.

Для Ω мы предполагаем, что все стандартные отклонения, то есть квадратные корни из диагональных элементов матрицы имеют информативное априорное распределение вида $D(\Omega)_i \sim InvGamma(2.5, 1)$. Другими словами, мы предполагаем, что региональные различия существуют, но накладываем априорное обратное гамма распределение, чтобы не переоценивать величину этих различий [Griffin, Brown, 2010]. Для корреляций, то есть для оставшихся элементов матрицы Ω , мы используем неинформативное априорное распределение, описанное в [Lewandowski, Kurowicka, Joe, 2009] с параметром 1. Наконец, для σ мы используем неинформативное распределение, равное половине от распределения Коши с параметрами $\sigma \sim Cauchy(0, 2)$.

Апостериорная вероятность $p(\beta_1, \dots, \beta_j, \sigma, \gamma, \Omega | y, x, z)$ рассчитана с использованием алгоритмов MCMC (Markov Chain Monte Carlo). Расчеты проводились с помощью программного расширения Stan [Carpenter et al., 2017], которое использует алгоритм HMC (Hamiltonian Monte-Carlo Sampler) с расширением NUTS (No-U-Turn Sampler) для уменьшения автокорреляции в цепях [Hoffman, Gelman, 2014]. Для всех моделей мы использовали 3 цепи, 7500 итераций (10000 итераций для моделей с эффектами взаимодействия) с периодом разогрева цепи в 1000 операций и параметром δ , равным 0.99 для лучшей сходимости цепи. Все модели, представленные ниже, достигли сходимости по всем параметрам. Численная диагностика представлена в Приложении 3.

Результаты

Описательная статистика

Для начала дадим описательную статистику основных индикаторов. Доля региональных бюджетов на социальную политику в 2018 г. варьировалась от 12,34% до 29,85%. Максимальное значение показал Алтайский край, в то время как минимальное — Татарстан (см. Приложение 1 и рис. 3а). Достаточно высокие доли бюджета были потрачены на социальную политику в Чечне, Омской и Саратовской областях, Ставропольском крае, Дагестане, в то время как наиболее низкие — в Белгородской и Ленинградской областях, Санкт-Петербурге, Москве и Московской области.

Доля региональных бюджетов на здравоохранение варьировалась от 4,3% до 13,07%. Максимальное значение показал Санкт-Петербург, в то время как минимальное — Тамбовская область (см. Приложение 1 и рис. 3б). Более высокие доли бюджета потрачены на здравоохранение в Московской, Ленинградской и Владимирской областях, более низкие — в Дагестане, Саратовской области, Чечне и Новосибирской области.

Доля региональных бюджетов на образование варьировалась от 12,69% до 37,98%. Максимальное значение показал Дагестан, в то время как минимальное — Москва (см. Приложение 1 и рис. 3с). Более высокие доли бюджета потрачены на образование в Чечне, Томской, Челябинской, Оренбургской, Новосибирской областях и Чувашии. Москва в данном случае сильно отличается от других регионов, так как доля затрат на образование более чем в два раза ниже средней доли затрат на образование в других регионах.

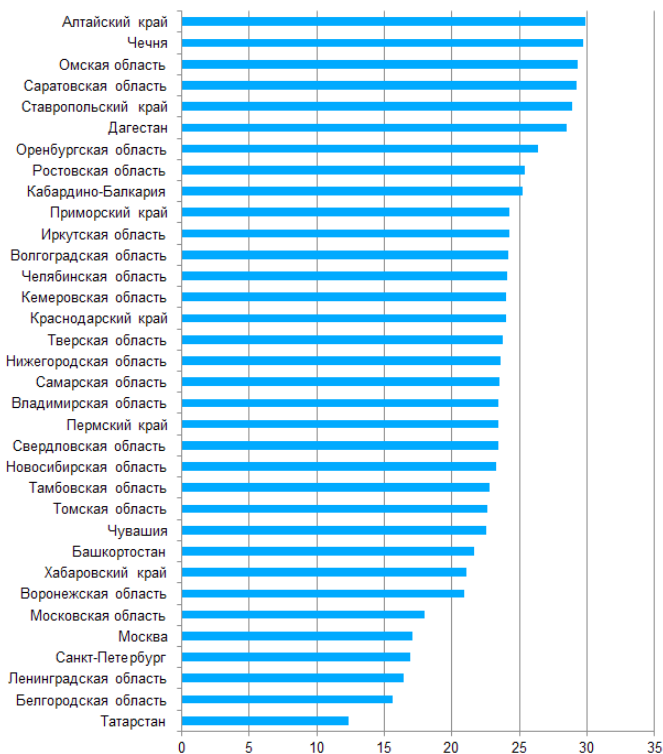


Рис. 3а. Доли региональных бюджетов на социальную политику

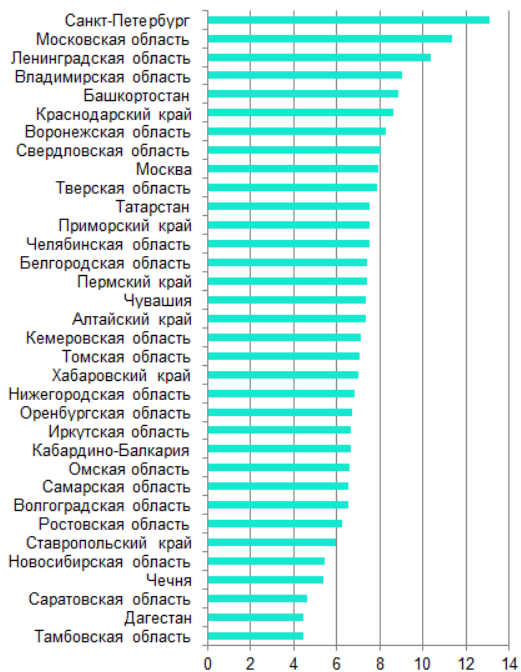


Рис. 3б. Доли региональных бюджетов на здравоохранение (3б)

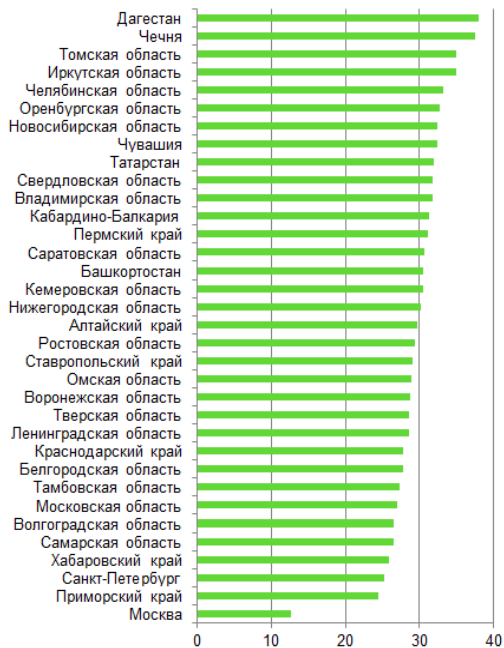


Рис. 3с. Доли региональных бюджетов на образование (3с)

Корреляции между долями затрат регионального бюджета на социальную политику, здравоохранение и образование имеют слабую и среднюю силу связи. Наибольшая корреляция, при этом отрицательная — между долей затрат на социальную политику и здравоохранением ($r = -0,60$), что показывает выбор, который делает региональное правительство по основным затратам бюджета. Положительная слабая корреляция найдена между долей затрат на социальную политику и образование ($r = 0,42$) и отрицательная корреляция — между долей затрат на здравоохранение и образование ($r = -0,34$).

По результатам опроса, *среднее значение удовлетворенности жизни* (субъективного благополучия) по пятибалльной шкале варьируется от 3,6 до 4,1. Дисперсионный анализ показывает статистически значимые различия между регионами ($F(33, 10728) = 2,50, p < 0,001$), однако сама величина эффекта очень низкая (эта квадрат $\eta^2 = 0,008$), то есть различия между областями крайне слабые. Наиболее низкие значения субъективного благополучия мы видим в Ставропольском крае, Владимирской и Саратовской областях (см. Приложение 1 и рис. 4а). Наиболее высокие значения субъективного благополучия — в Чечне, Московской и Томской областях.

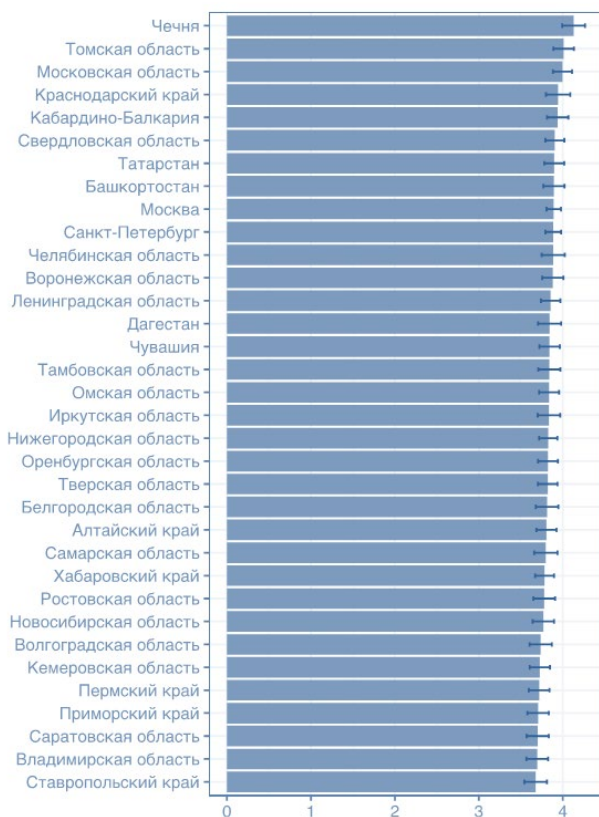


Рис. 4а. Средние значения удовлетворенности жизни (субъективного благополучия)

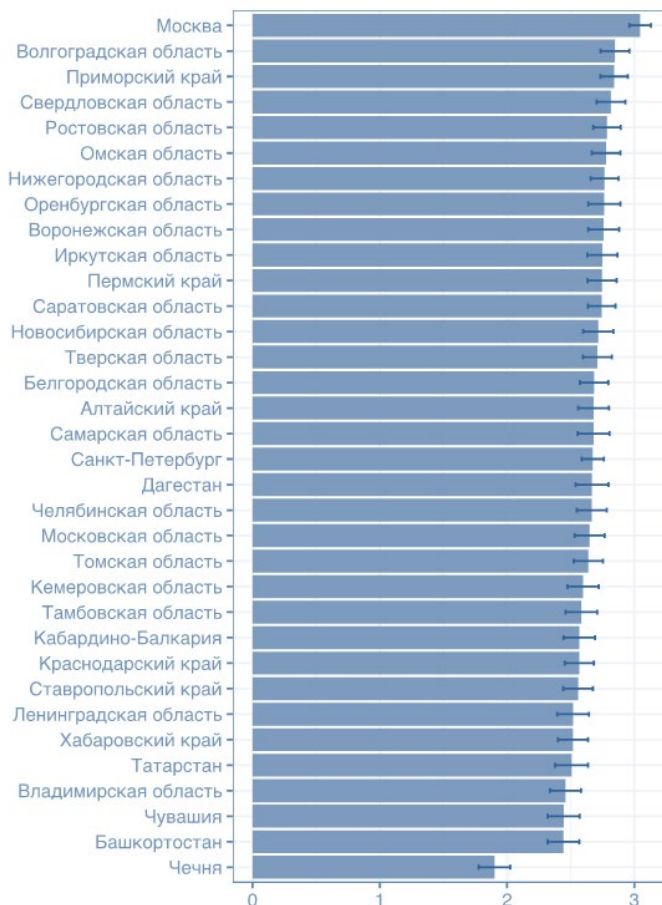


Рис. 4b. Средние значения оценки неравенства в регионе (4b)

Средняя оценка неравенства по четырехбалльной шкале варьировалась от 1,9 до 3,0 (см. Приложение 1 и рис. 4b). Дисперсионный анализ показывает статистически значимые различия между регионами ($F(33, 9873) = 10,23, p < 0,001$). Сама величина эффекта относительно небольшая (эта квадрат $\eta^2 = 0,03$), однако отметим, что различия в оценке неравенства между регионами больше, чем различия в субъективном благополучии. Регионы, показывающие наименьшие оценки регионального неравенства, — Чечня, Башкортостан, Чувашия и Владимирская область (см. Приложение 1 и рис. 4b). Ожидаемо, что в Москве фиксируется наибольшее значение субъективного регионального неравенства.

Анализ апостериорных вероятностей

В таблице 2 представлены результаты байесовского многоуровневого моделирования. Согласно моделям, не включающим эффекты взаимодействия (M1,

М3, М5), с высокой степенью уверенности мы можем утверждать, что оценка неравенства действительно негативно связана с субъективным благополучием: чем выше индивиды оценивают неравенство в регионе, тем хуже их субъективное благополучие. Несмотря на то, что средний размер эффекта по модулю равен всего 0,1, 95 % интервалы надежности не пересекают ноль и свидетельствуют о том, что знак при коэффициенте строго отрицательный (см. табл. 2). Следовательно, мы утверждаем, что с 99 % вероятностью эффект оценки неравенства на субъективное благополучие отрицательный. Другими словами, *мы на 99 % уверены в подтверждении гипотезы H2*.

В то же время модели без эффектов взаимодействия не позволяют однозначно подтвердить или опровергнуть первую гипотезу о прямом эффекте расходов региональных бюджетов на субъективное благополучие. Так, для М1 мы можем утверждать, что вероятность положительного эффекта расходов на социальную политику на субъективное благополучие составляет всего 32,5 %. Тем не менее с 80 % вероятностью этот эффект наблюдается для модели, где в качестве расходов выступают расходы на здравоохранение (М3); 76 % — вероятность для модели с расходами на образование (М5). Несмотря на то, что мы имеем высокую степень уверенности в этих эффектах, их размеры не превосходят 0,01 при увеличении расходов на один процент. Таким образом, *мы находим основание для подтверждения гипотезы H1, но только для здравоохранения и образования*.

Таблица 2. *Результаты байесовского многоуровневого моделирования*

	Социальная политика		Здравоохранение		Образование	
	М1	М2	М3	М4	М5	М6
Восприятие неравенства	-0,10 [-0,14; -0,07]	0,01 [-0,17; 0,19]	-0,11 [-0,14; -0,07]	-0,16 [-0,30; -0,02]	-0,10 [-0,14; -0,07]	0,05 [-0,16; 0,27]
Коэффициент Джини	0,52 [-0,65; 1,71]	0,50 [-0,69; 1,68]	0,50 [-0,64; 1,64]	0,49 [-0,67; 1,65]	0,82 [-0,48; 2,13]	0,81 [-0,48; 2,10]
Расходы бюджета*	0,00 [-0,01; 0,01]	0,01 [-0,01; 0,03]	0,01 [-0,01; 0,02]	-0,01 [-0,07; 0,04]	0,00 [0,00; 0,01]	0,02 [-0,00; 0,04]
Восприятие неравенства X Расходы бюджета		-0,01 [-0,01; 0,00]		0,01 [-0,01; 0,03]		-0,01 [-0,01; 0,00]
Константа	4,84 [4,29; 5,40]	4,53 [3,81; 5,25]	4,78 [4,30; 5,25]	4,93 [4,32; 5,52]	4,62 [3,95; 5,28]	4,19 [3,33; 5,06]
Контрольные переменные	+	+	+	+	+	+
<i>Случайные эффекты</i>						
sd(Константа)	0,21 [0,14; 0,29]	0,20 [0,13; 0,29]	0,20 [0,14; 0,29]	0,20 [0,14; 0,29]	0,20 [0,13; 0,28]	0,19 [0,13; 0,28]
sd(Восприятие неравенства)	0,07 [0,05; 0,10]	0,07 [0,05; 0,10]	0,07 [0,05; 0,10]	0,07 [0,05; 0,10]	0,07 [0,05; 0,10]	0,07 [0,05; 0,10]

	Социальная политика		Здравоохранение		Образование	
	М1	М2	М3	М4	М5	М6
Cor(Константа, Восприятие неравенства)	-0,98 [-1,00; -0,92]	-0,98 [-1,00; -0,92]	-0,98 [-1,00; -0,92]	-0,98 [-1,00; -0,92]	-0,98 [-1,00; -0,92]	-0,98 [-1,00; -0,92]
Sigma	1,04 [1,02; 1,05]	1,04 [1,02; 1,05]	1,04 [1,02; 1,05]	1,04 [1,02; 1,05]	1,04 [1,02; 1,05]	1,04 [1,02; 1,05]
N	9364	9364	9364	9364	9364	9364

Примечание. В качестве коэффициентов указан средний размер эффекта; 95% интервалы надежности (credible intervals) даны в квадратных скобках; тип расходов бюджета (*) указан в шапке таблицы; зависимая переменная — субъективное благополучие.

Для того чтобы проверить третью гипотезу, мы сначала определим степень надежности результатов по моделям с переменными взаимодействия, а затем представим само доказательство, используя возможности предсказания зависимой переменной на основе апостериорных распределений. Обратим внимание, что в моделях с переменными взаимодействия предикторы при восприятии неравенства и расходах бюджетов интерпретируются только при фиксации одного из этих показателей на уровне нуля. Однако так как ни одна из шкал не предполагает наличие нуля, мы не будем давать интерпретации данных коэффициентов.

Для модели социальной политики (М2, табл. 2) мы имеем высокую степень уверенности в том, что знак при эффекте взаимодействия — отрицательный; всего в 10% случайных выборок из цепей мы наблюдаем обратный, положительный результат. Однако принимая во внимание тот факт, что основные эффекты не интерпретируются (расходы на социальную политику в основной модели равны нулю), мы делаем вывод, что гипотеза НЗ не подтверждается.

При этом мы достаточно уверены в эффектах, наблюдаемых в моделях образования и здравоохранения. Так, для последнего при среднем положительном эффекте, равном 0,01 (М4, табл. 2), мы имеем вероятность того, что положительный знак при эффекте меняется на отрицательный только в 20% выборок. Таким образом, принимая во внимание высокую степень уверенности в основных эффектах, мы делаем вывод, что с 80% вероятностью гипотеза НЗ для доли расходов на здравоохранение подтверждается: социальная политика может выступать модератором и компенсировать эффекты неравенства в тех случаях, когда в регионе используются большие объемы ее инструментов в области здравоохранения.

Интересно, что с еще большей степенью уверенности мы можем сделать вывод об эффекте взаимодействия для модели с образованием: с 93% вероятностью эффект, который мы наблюдаем — отрицательный, что противоречит нашим ожиданиям. Однако вместе с этим мы видим, что по модулю растет положительный средний эффект при расходах на образование — теперь он равен 0,02, при вероятности того, что он действительно положительный — 95%. Мы не можем представить читателю маргинальные эффекты аналогичным образом, как это делает частотная статистика, чтобы разобраться в причине получения такого контринтуитивного результата. Однако мы можем построить предсказания на основе извлечений из марковских цепей и описать распределения для предсказанных значений субъективного благополучия.

В таблице 3 представлены результаты прогнозирования субъективного благополучия при разном восприятии неравенства и разных расходах бюджета на инструменты социальной политики. Таблица во многом объясняет полученный нами результат для модели с переменными взаимодействия. Несложно заметить, что положительное изменение в субъективном благополучии при увеличении доли расходов на образование с минимальных на максимальные с 95 % вероятностью происходит только для низкого восприятия неравенства (средняя величина эффекта $\beta = 0,294$, табл. 3а). При высоком неравенстве эффекта компенсации от больших объемов инструментов социальной политики в области образования не наблюдается. Отсюда мы делаем вывод, что этот результат не является подтверждением НЗ для инструментов социальной политики в области образования.

Тем не менее мы находим устойчивое подтверждение гипотезы НЗ для модели с использованием расходов на здравоохранение. С вероятностью 88,2 % мы можем утверждать, что субъективное благополучие при высоком восприятии неравенства будет расти с увеличением доли расходов бюджета на здравоохранение (средняя величина эффекта $\beta = 0,136$, табл. 3б). Следовательно, мы находим подтверждение гипотезы НЗ о компенсирующем эффекте социальной политики, но только в области здравоохранения, в то время как для расходов на социальную политику и образование мы таких эффектов не наблюдаем.

Таблица 3. Предсказанные значения для субъективного благополучия при разном индивидуальном восприятии в разных институциональных контекстах

а. Образование

Оценка неравенства	Доля расходов бюджета		Эффект расходов бюджета
	Низкая	Высокая	
Низкое	4,389 [3,774; 5,011]	4,683 [4,177; 5,187]	0,294 [-0,056; 0,649]
Высокое	4,342 [3,743; 4,946]	4,240 [3,727; 4,736]	-0,103 [-0,392; 0,182]
Эффект неравенства	-0,047 [-0,413; 0,331]	-0,443 [-0,642; -0,241]	

Примечание. В качестве значений указаны предсказанные средние значения субъективного благополучия и 95 % интервалы надежности для них (в квадратных скобках); жирным отмечен средний размер эффекта, рассчитанный как разница между двумя предсказанными значениями субъективного благополучия (по строке или столбцу соответственно).

б. Здравоохранение

Оценка неравенства	Доля расходов бюджета		Эффект расходов бюджета
	Низкая	Высокая	
Низкое	4,736 [4,245; 5,220]	4,673 [4,131; 5,216]	-0,062 [-0,359; 0,237]
Высокое	4,354 [3,859; 4,840]	4,491 [3,962; 5,025]	0,136 [-0,092; 0,379]
Эффект неравенства	-0,381 [-0,568; -0,195]	-0,182 [-0,500; 0,137]	

Примечание. В качестве значений указаны предсказанные средние значения субъективного благополучия и 95 % интервалы надежности для них (в квадратных скобках); жирным отмечен средний размер эффекта, рассчитанный как разница между двумя предсказанными значениями субъективного благополучия (по строке или столбцу соответственно).

Дискуссия

Ряд исследователей обнаружили связь между макроэкономическими показателями на уровне стран и субъективным благополучием их жителей. Так, анализ результатов кросс-культурных исследований показывает наличие положительной корреляции между ВВП на душу населения страны и субъективным благополучием жителей, а также наличие отрицательной корреляции между коэффициентом неравенства Джини страны и субъективным благополучием [Hagerty, Veenhoven, 2003; Sanfey, Teksoz, 2007]. Такое же негативное влияние оказывают уровень безработицы в стране и уровень инфляции на субъективное благополучие [Blanchflower et al., 2014]. Другие исследования показали, что экономическая политика государства (например, доля государственного сектора в экономике) также влияет на субъективное благополучие [Vjørnskov, Dreher, Fischer, 2007; Perovic, Golem, 2010; Ram, 2008].

Вместе с тем, несмотря на наличие кросс-культурных исследований, показывающих наличие связи между макроэкономическими показателями и субъективным благополучием, отсутствуют исследования на уровне одной страны, сравнивающие регионы, а также исследования, учитывающие влияние инструментов социальной политики. В данной работе мы показали, что на уровне российских регионов доля затрат регионального бюджета на здравоохранение и образование положительно влияет на субъективное благополучие жителей, однако сама величина эффекта, как мы и ожидали, очень небольшая. Так, увеличение доли бюджета на здравоохранение на 1 процентный пункт приводит к увеличению субъективного благополучия в среднем на 0,01 по пятибалльной шкале, а увеличение доли бюджета на образование — на 0,005. Вопреки ожиданиям увеличение доли бюджета на социальную политику не оказывает влияние на субъективное благополучие. Скорее всего, данный результат связан с тем, что расходы на социальную политику включают в себя разные статьи (выплаты и денежные пособия, натуральную помощь отдельным категориям граждан, социальную помощь в виде предоставления льгот по услугам), которые могут значительно различаться в разных регионах.

Мы ожидали, что инструменты социальной политики снизят негативное влияние оценки неравенства жителей на их оценку субъективного благополучия, но полученные результаты противоречивы. С одной стороны, мы обнаружили, что увеличение расходов на образование приводит к увеличению субъективного благополучия только в том случае, если неравенство оценивается как низкое. С другой стороны, увеличение расходов на здравоохранение компенсирует негативное влияние оценки неравенства жителей на их оценку субъективного благополучия, то есть приводит к увеличению субъективного благополучия, если неравенство оценивается как высокое. Объясняя данные результаты, мы вслед за другими исследователями можем предположить, что образование является конкурентным полем, которое может приводить к игре с нулевой суммой, когда индивиды конкурируют между собой за одни и те же ресурсы. В связи с большим доступом к образованию среди обеспеченных слоев населения, особенно в регионах с высоким уровнем неравенства, инвестиции в эту область не могут компенсировать негативное влияния неравенства. Напротив, в области здравоохранения от инвестиций может выиграть большее количество жителей и более вероятно, что может быть

найден Парето-оптимальное равновесие, когда нет прямой конкуренции между потребителями данных услуг [Ho, Ng, 2016]. Это, в свою очередь, может привести к компенсации неравенства и увеличению субъективного благополучия жителей, если неравенство оценивается как высокое. В соответствии с этим мы обнаружили разные паттерны в нашем исследовании. Однако отметим, что сами величины эффекта достаточно низкие. Таким образом, подобное влияние очень небольшое.

Заключение

Ряд исследователей указывают, что субъективное благополучие должно быть одним из ключевых показателей в области социальной политики [Austin, 2016; Easterlin, 2013; Veenhoven, 2002]. Однако отметим, что почти отсутствуют работы по оценке влияния социальной политики на меры субъективного благополучия, в том числе на уровне регионов одной страны, а также влияния на связь между оценкой неравенства жителей и их субъективным благополучием. В работе мы предприняли такую попытку на уровне сравнения российских регионов. На основе данных социологического опроса в 34 регионах и агрегированных показателей региональной социальной политики мы показали изменения связи между субъективной оценкой неравенства в регионе и оценкой субъективного благополучия в зависимости от успешной социальной политики региона. Данное исследование носит эксплораторный характер, и результаты должны быть проверены в последующих исследованиях с учетом большего количества регионов и изменений в социальной политике регионов.

Результаты исследования имеют ряд ограничений, которые необходимо учитывать. Во-первых, в качестве предикторов были использованы доли затрат регионального бюджета на социальную политику, здравоохранение и образование. В последующих моделях может иметь смысл анализировать не доли, а именно денежные показатели расходов на одного жителя области. Например, доля затрат на образование может быть относительно невысокой, однако при этом сами затраты в денежном эквиваленте могут быть значительными в случае большого регионального бюджета. В рамках нашего подхода мы оперировали долями, чтобы измерить и сравнить данный эффект, подчеркнув влияние политического решения о расходах бюджета на субъективное благополучие жителей и исключив при этом влияние объема этого бюджета. Однако в последующих исследованиях возможно измерить эффект денежных затрат в рамках региональных бюджетов.

Во-вторых, в статье используются индикаторы на уровне бюджетов, однако в последующих работах можно учесть такие важные показатели, как количество больниц в регионе на человека, обеспеченность детсадами и школами, а также обеспеченность жильем и качество этого жилья.

В-третьих, мы оперировали на уровне наблюдаемых переменных субъективного благополучия и оценки неравенства. В связи с тем, что вопросы о субъективном благополучии и оценке неравенства могут быть подвержены систематической ошибке социального одобрения, которая может варьироваться в зависимости от региона, в последующих работах (в случае увеличения количества регионов, то есть наблюдений на втором уровне) необходимо проанализировать данные на уровне латентных переменных.

В-четвертых, необходимо учитывать, что проведенный анализ не является каузальным, то есть в строгом смысле мы не можем говорить о некоторой причинно-следственной связи между решениями в области социальной политики и субъективным благополучием жителей, а также что данные решения компенсируют влияние оценки неравенства на субъективное благополучие жителей регионов. В данном случае анализ проводится на уровне корреляций, и мы руководствуемся теоретико-методологическими работами, которые предполагают наличие данных каузальных эффектов, однако сами модели подобную связь не показывают. В последующих работах необходимо построить каузальные модели на основе лонгитюдных данных, учитывая решения в области социальной политики регионов за несколько лет, или на основе ввода в модель инструментальной переменной. Кроме того, необходимо учитывать, что результаты проведены на уровне 34 российских регионов, и для более полного анализа необходимо включить в анализ другие регионы.

Несмотря на данные ограничения работы, мы считаем, что в отечественной литературе мы предприняли первую комплексную попытку ответить на вопрос о возможности эффективной социальной политики компенсировать влияние оценки неравенства на субъективное благополучие жителей российских регионов. Для ответа на данный вопрос мы совместили объективные региональные показатели и субъективные оценки неравенства и благополучия на уровне 34 российских регионов. Наиболее интересный результат, полученный в работе, свидетельствует о возможном эффекте влияния региональной политики в области здравоохранения на субъективное благополучие жителей, в особенности там, где неравенство оценивается как высокое. Однако для более основательных выводов следует и дальше изучать связь между инструментами социальной политики и субъективным благополучием жителей российских регионов. Наша попытка показывает, что результаты подобного направления могут быть интересны как социальным ученым, так и региональным политическим институтам.

Список литературы (References)

- Абанкина И. В., Абанкина Т. В., Акиндинова Н. В., Бирюкова С. С., Вишнеvский А. Г., Денисенко М. Б., Дерзкова Н. П., Деркачев П. В., Дудырев Ф. Ф., Захаров С. В., Исупова О. Г., Капелюшников Р. И., Кондрашов Н. В., Косарева Н. Б., Косарецкий С. Г., Кузьминов Я. И., Куренной В. А., Куштанина Е. В., Мерцалова Т. А., Мкртчян Н. В., Овчарова Л. Н., Ощепков А. Ю., Пинская М. А., Полиди Т. Д., Прокопов Ф. Т., Пузанов А. С., Рудник Б. Л., Семенов Д. С., Синявская О. В., Фрумин И. Д., Чернявский А. В., Шишкин С. В., Якобсон Л. И. Социальная политика в России: долгосрочные тенденции и изменения последних лет / под ред. Я. И. Кузьминова, Л. Н. Овчаровой, Л. И. Якобсона. М. : Издательский дом Высшей школы экономики, 2015.
- Abankina I. V., Abankina T. V., Akindinova N. V., Biryukova S. S., Vishnevsky A. G., Denisenko M. B., Derzkova N. P., Derkachev P. V., Dudyrev F. F., Zakharov S. V., Isupova O. G., Kapelyushnikov R. I., Kondrashov N. V., Kosareva N. B., Kosaretsky S. G., Kuzminov Ya. I., Kurennoy V. A., Kushtanina E. V., Mertsalova T. A., Mkrтчan N. V., Ovcharova L. N., Oshchepkov A. Yu., Pinskaya M. A., Polidi T. D., Prokopov F. T., Puzanov A. S., Rudnik B. L.,

Semenov D. S., Sinyavskaya O. V., Frumin I. D., Chernyavsky A. V., Shishkin S. V., Jakobson L. I. (2015) *Social Policy in Russia: Long-term Trends and Recent Changes* / ed. by Kuzminov Ya. I., Ovcharova L. N., Jakobson L. I. Moscow: Higher School of Economics. (In Russ.)

Алмакаева А. М. Субъективное качество жизни: основные проблемы исследования // Вестник Самарского государственного университета. Гуманитарная серия. 2006. № 5/1 (45). С. 41—47.

Almakaeva A. M. (2006) Subjective Quality of Life: The Main Problems of the Study. *Vestnik of Samara State University*. No. 5/1 (45). P. 41—47. (In Russ.)

Беляева Л. Социальная стратификация и бедность в регионах России (к составлению социокультурного портрета регионов) // Социологические исследования. 2006. № 9. С. 52—62.

Belyaeva L. (2006) Social Stratification and Poverty in the Regions of Russia (Toward the Compilation of a Sociocultural Portrait of the Regions). *Sociological Studies*. No. 9. P. 52—62. (In Russ.)

Гонтмахер Е. Российские социальные неравенства как фактор общественно-политической стабильности // Вопросы экономики. 2013. № 4. С. 68—81. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2013-4-68-81>.

Gontmakher E. (2013) Russian Social Inequality as a Factor of Socio-Political Stability. *Voprosy Ekonomiki*. No. 4. P. 68—81. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2013-4-68-81> (In Russ.)

Гонтмахер Е., Малева Т. Социальные проблемы России и альтернативные пути их решения // Вопросы экономики. 2008. № 2. С. 61—72. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2008-2-61-72>.

Gontmakher E., Maleva T. (2008) Russia's Social Problems and Alternative Ways of Their Solving. *Voprosy Ekonomiki*. No. 2. P. 61—72. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2008-2-61-72>. (In Russ.)

Зубаревич Н. Регионы России: неравенство, кризис, модернизация. М.: Независимый институт социальной политики, 2010.

Zubarevich N. (2010) *Regions of Russia: Inequality, Crisis, Modernization*. Moscow: Independent Institute for Social Policy. (In Russ.)

Зубаревич Н. Социальная география российского кризиса // Общественные науки и современность. 2016. № 5. С. 5—18.

Zubarevich N. (2016) Social Geography of the Russian Crisis. *Social Sciences and Contemporary World*. No. 5. P. 5—18. (In Russ.)

Зубаревич Н. Социально-экономическое развитие регионов : Итоги 2018 г. // Экономическое развитие России. 2019. Т. 26. № 3. С. 52—55.

Zubarevich N. (2019) Socio-economic Development in the Regions: 2018 Results. *Economic Development of Russia*. Vol. 26. No. 3. P. 52—55. (In Russ.)

Зубаревич Н., Сафронов С. Неравенство социально-экономического развития регионов и городов России 2000-х годов: рост или снижение? // Общественные науки и современность. 2013. № 6. С. 15—26.

Zubarevich N., Safronov S. (2013) Inequality of Socio-economic Development of Regions and Cities of Russia of the 2000s: Growth or Decline? *Social Sciences and Modernity*. No. 6. P. 15—26. (In Russ.)

Конституция Российской Федерации: принята всенар. голосованием 12.12.1993 г. М.: АСТ: Астрель, 2007.

Constitution of the Russian Federation: adopted by national referendum on December 12, 1993. Moscow: AST: Astrel, 2007. (In Russ.)

Мареева С., Тихонова Н. Бедность и социальные неравенства в России в общественном сознании // Мир России: Социология, этнология. 2016. Т. 25. № 2. С. 37—67.

Mareeva S., Tikhonova N. (2016) Public Perceptions of Poverty and Social Inequality in Russia. *Universe of Russia: Sociology, Ethnology*. Vol. 25. No. 2. P. 37—67. (In Russ.)

Орлов Д., Туровский Р. Рейтинг эффективности управления в субъектах Российской Федерации в 2017 году. М.: Агентство политических и экономических коммуникаций; Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», 2017. URL: https://regnum.ru/uploads/docs/2017/12/19/regnum_file_1513682275989534.pdf (дата обращения: 11.02.2020).

Orlov D., Turovsky R. (2017) Social Policy Efficiency in the Regions of the Russian Federation in 2017. М.: Agency for Political and Economic Communications; National Research University Higher School of Economics. URL: https://regnum.ru/uploads/docs/2017/12/19/regnum_file_1513682275989534.pdf (accessed: 11.02.2020). (In Russ.)

Тихонова Н. Социальная структура России: Теории и реальность. М. : Новый Хронограф, 2014.

Tikhonova N. (2014) Social Structure of Russia. Theory and Reality. Moscow: Novy Khronograph. (In Russ.)

Туманянц К., Сесина Ю. Расходы на социальную политику российских регионов в координатах «затраты — результат» // Экономическая политика. 2017. Т. 12. № 5. С. 128—149. <https://doi.org/10.18288/1994-5124-2017-5-07>.

Tumanians K., Sesina J. (2017) Social Expenditures of Russian Regions in Terms of “Input — Output”. *Economic Policy*. Vol. 12. No. 5. P. 128—149. <https://doi.org/10.18288/1994-5124-2017-5-07>. (In Russ.)

Якобсон Л. И. Слабость социальной политики: недоработка начальства или симптом состояния общества? // Журнал Новой экономической ассоциации. 2010. № 6. С. 161—163.

Jakobson L. I. (2010) Weakness of Social Policy: A Lack of Leadership or a Symptom of the Society? *Journal of the New Economic Association*. No. 6. P. 161—163. (In Russ.)

Alcock C., Daly G., Griggs E. (2008) *Introducing Social Policy*. New York: Routledge.

Alesina A., Di Tella R., MacCulloch R. (2004) Inequality and Happiness: Are Europeans and Americans Different? *Journal of Public Economics*. Vol. 88. No. 9—10. P. 2009—2042. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2003.07.006>.

Alesina A., Giuliano P. (2011) Preferences for Redistribution. In: Benhabib J., Bisin A., Jackson M. *Handbook of Social Economics. Volume 1A*. Amsterdam: North — Holland. P. 93—132.

Austin A. (2016) On Well-Being and Public Policy: Are We Capable of Questioning the Hegemony of Happiness? *Social Indicators Research*. Vol. 127. No. 1. P. 123—138. <https://doi.org/10.1007/s11205-015-0955-0>.

Baldwin P. (1990) *The Politics of Social Solidarity: Class Bases of the European Welfare State, 1875—1975*. Cambridge: Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CB09780511586378>.

Bjørnskov C., Dreher A., Fischer J.A.V. (2007) The Bigger the Better? Evidence of the Effect of Government Size on Life Satisfaction around the World. *Public Choice*. No. 130. No. 3—4. P. 267—292. <https://doi.org/10.1007/s11127-006-9081-5>.

Bjørnskov C., Dreher A., Fischer J.A., Schnellenbach J., Gehring K. (2013) Inequality and Happiness: When Perceived Social Mobility and Economic Reality Do Not Match. *Journal of Economic Behavior and Organization*. Vol. 91. P. 75—92. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2013.03.017>.

Blanchflower D. G., Bell D. N.F., Montagnoli A., Moro M. (2014) The Happiness Trade-Off between Unemployment and Inflation. *Journal of Money, Credit and Banking*. Vol. 46. No. S2. P. 117—141. <https://doi.org/10.1111/jmcb.12154>.

Blanchflower D. G., Oswald A. J. (2004) Well-Being over Time in Britain and the USA. *Journal of Public Economics*. Vol. 88. No. 7—8. P. 1359—1387. [https://doi.org/10.1016/s0047-2727\(02\)00168-8](https://doi.org/10.1016/s0047-2727(02)00168-8).

Brockmann H., Delhey J., Welzel C., Yuan H. (2009) The China Puzzle: Falling Happiness in a Rising Economy. *Journal of Happiness Studies*. Vol. 10. No. 4. P. 387—405. <https://doi.org/10.1007/s10902-008-9095-4>.

Bryan M. L., Jenkins S. P. (2015) Multilevel Modelling of Country Effects: A Cautionary Tale. *European Sociological Review*. Vol. 32. No. 1. P. 3—22. <https://doi.org/10.1093/esr/jcv059>.

Carpenter B., Gelman A., Hoffman M. D., Lee D., Goodrich B., Betancourt M., Brubaker M., Guo J., Li P., Riddell A. (2017) Stan: A Probabilistic Programming Language. *Journal of Statistical Software*. Vol. 76. No. 1. P. 1—32. <https://doi.org/10.18637/jss.v076.i01>.

Dalton R. J. (2013) *Citizen Politics: Public Opinion and Political Parties in Advanced Industrial Democracies*. Thousand Oaks, CA: CQ Press.

Diener E. D. (1984) Subjective Well-Being. *Psychological Bulletin*. Vol. 95. No. 3. P. 542—575. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.95.3.542>.

Diener E. D., Diener C. (1995) The Wealth of Nations Revisited: Income and Quality of Life. *Social Indicators Research*. Vol. 36. No. 3. P. 275—286. <https://doi.org/10.1007/bf01078817>.

- Dienes Z. (2011) Bayesian versus Orthodox Statistics: Which Side Are You On? *Perspectives on Psychological Science*. Vol. 6. No. 3. P. 274—290. <https://doi.org/10.1177/1745691611406920>.
- Easterlin R. A. (1974) Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence. In: David P. A., Reder M. W. (eds.) *Nations and Households in Economic Growth*. New York: Academic Press. P. 89—125. <https://doi.org/10.1016/b978-0-12-205050-3.50008-7>.
- Easterlin R. A. (2013) Happiness, Growth, and Public Policy. *Economic Inquiry*. Vol. 51. No. 1. P. 1—15. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.2012.00505.x>.
- Gelman A., Hill J. (2006) *Data Analysis Using Regression and Multilevel/Hierarchical Models*. Cambridge: Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CB09780511790942>.
- Georgellis Y., Tsitsianis N., Yin Y. P. (2009) Personal Values as Mitigating Factors in the Link between Income and Life Satisfaction: Evidence from the European Social Survey. *Social Indicators Research*. Vol. 91. No. 3. P. 329—344. <https://doi.org/10.1007/s11205-008-9344-2>.
- Griffin J. E., Brown P. J. (2010) Inference with Normal-Gamma Prior Distributions in Regression Problems. *Bayesian Analysis*. Vol. 5. No. 1. P. 171—188. <https://doi.org/10.1214/10-ba507>.
- Hagerty M. R., Veenhoven R. (2003) Wealth and Happiness Revisited: Growing National Income Does Go with Greater Happiness. *Social Indicators Research*. Vol. 64. No. 1. P. 1—27. <https://doi.org/10.1023/a:1024790530822>.
- Häusermann S. (2010) *The Politics of Welfare State Reform in Continental Europe: Modernization in Hard Times*. Cambridge: Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CB09780511750588>.
- Henderson J. M. (1968) Local Government Expenditures: A Social Welfare Analysis. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 50. No. 2. P. 156—163. <https://doi.org/10.2307/1926191>.
- Ho L. S., Ng Y. K. (2016) *Happiness and Government: The Role of Public Spending and Public Governance*. CPPS Working Papers Series. No. 197. Subang Jaya: Centre for Public Policy Studies.
- Hoffman M. D., Gelman A. (2014) The No-U-Turn Sampler: Adaptively Setting Path Lengths in Hamiltonian Monte Carlo. *The Journal of Machine Learning Research*. Vol. 15. P. 1593—1623.
- Iversen T. (2005) *Capitalism, Democracy, and Welfare*. New York: Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CB09780511758645>.
- Lewandowski D., Kurowicka D., Joe H. (2009) Generating Random Correlation Matrices Based on Vines and Extended Onion Method. *Journal of Multivariate Analysis*. Vol. 100. No. 9. P. 1989—2001. <https://doi.org/10.1016/j.jmva.2009.04.008>.

Maas C., Hox J. (2004) Robustness Issues in Multilevel Regression Analysis. *Statistica Neerlandica*. Vol. 58. No. 2. P. 127—137. <https://doi.org/10.1046/j.0039-0402.2003.00252.x>.

Macbeath A. (1957) *Can Social Policies be Rationally Tested?* London: Oxford University Press.

Mares I., Carnes M. E. (2009) Social Policy in Developing Countries. *Annual Review of Political Science*. Vol. 12. No. 1. P. 93—113. <https://doi.org/10.1146/annurev.polisci.12.071207.093504>.

Myers D. G., Diener E. (1995) Who is Happy? *Psychological Science*. Vol. 6. No. 1. P. 10—19. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9280.1995.tb00298.x>.

Oishi S., Kesebir S. (2015) Income Inequality Explains Why Economic Growth Does Not Always Translate to an Increase in Happiness. *Psychological Science*. Vol. 26. No. 10. P. 1630—1638. <https://doi.org/10.1177/0956797615596713>.

Oishi S., Kesebir S., Diener E. (2011) Income Inequality and Happiness. *Psychological Science*. Vol. 22. No. 9. P. 1095—1100. <https://doi.org/10.1177/0956797611417262>.

Perovic L. M., Golem S. (2010) Investigating Macroeconomic Determinants of Happiness in Transition Countries. *Eastern European Economics*. Vol. 48. No. 4. P. 59—75. <https://doi.org/10.2753/eee0012-8775480403>.

Polese A., Morris J., Kovács B., Harboe I. (2014) 'Welfare States' and Social Policies in Eastern Europe and the Former USSR: Where Informality Fits In? *Journal of Contemporary European Studies*. Vol. 22. No. 2. P. 184—198. <https://doi.org/10.1080/14782804.2014.902368>.

Ram R. (2008) Government Spending and Happiness of the Population: Additional Evidence from Large Cross-Country Samples. *Public Choice*. Vol. 138. No. 3—4. P. 483—490. <https://doi.org/10.1007/s11127-008-9372-0>.

Ram R. (2010) Social Capital and Happiness: Additional Cross-Country Evidence. *Journal of Happiness Studies*. Vol. 11. No. 4. P. 409—418. <https://doi.org/10.1007/s10902-009-9148-3>.

Rehm P. (2009) Risks and Redistribution: An Individual-level Analysis. *Comparative Political Studies*. Vol. 42. No. 7. P. 855—881. <https://doi.org/10.1177/0010414008330595>.

Sanfey P., Teksoz U. (2007) Does Transition Make You Happy? *The Economics of Transition*. Vol. 15. No. 4. P. 707—731. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0351.2007.00309.x>.

Sarracino F. (2013) Determinants of Subjective Well-Being in High and Low Income Countries: Do Happiness Equations Differ across Countries? *The Journal of Socio-Economics*. Vol. 42. P. 51—66. <https://doi.org/10.1016/j.socec.2012.11.006>.

Stegmueller D. (2013) How Many Countries for Multilevel Modeling? A Comparison of Frequentist and Bayesian Approaches. *American Journal of Political Science*. Vol. 57. No. 3. P. 748—761. <https://doi.org/10.1111/ajps.12001>.

Stevenson B., Wolfers J. (2008) Economic Growth and Subjective Well-Being: Reassessing the Easterlin Paradox. National Bureau of Economic Research Working Papers No. 14282. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w14282>.

Sullivan G. M., Feinn R. (2012) Using Effect Size — or Why the *P* Value is Not Enough. *Journal of Graduate Medical Education*. Vol. 4. No. 3. P. 279—282. <https://doi.org/10.4300/jgme-d-12-00156.1>.

Veenhoven R. (2002) Why Social Policy Needs Subjective Indicators. In: Hagerty M. R., Vogel J., Møller V. (eds.) *Assessing Quality of Life and Living Conditions to Guide National Policy. The State of the Art*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers. P. 33—45. https://doi.org/10.1007/0-306-47513-8_3.

Verwiebe R., Wegener B. (2000) Social Inequality and the Perceived Income Justice Gap. *Social Justice Research*. Vol. 13. No. 2. P. 123—149. <https://doi.org/10.1023/a:1007545823040>.

Williamson J. B., Howling S. A., Maroto M. L. (2006) The Political Economy of Pension Reform in Russia: Why Partial Privatization? *Journal of Aging Studies*. Vol. 20. No. 2. P. 165—175. <https://doi.org/10.1016/j.jaging.2005.07.003>.

Приложение 1. Описательная статистика по группам

Область/ город федерального значения	Объем выборки	Коэффициент Джини	Доля регионального бюджета на социальную политику	Доля регионального бюджета на здравоохранение	Доля регионального бюджета на образование	Уровень социального благополучия (данные опроса, 1 — «совершенно не удовлетворен», 5 — «полностью удовлетворен»)	Субъективная оценка регионального неравенства (данные опроса, 1 — проблема неравенства «практически незаметна», 4 — «крайне остро»)
Москва	506	0,439	17,06	7,90	12,69	M=3,87 (SD=0,93)	M=3,05 (SD=0,95)
Санкт-Петербург	508	0,402	16,95	13,07	25,18	M=3,83 (SD=0,95)	M=2,67 (SD=0,96)
Алтайский край	302	0,376	29,85	7,33	29,64	M=3,80 (SD=1,06)	M=2,68 (SD=1,03)
Башкортостан	303	0,410	21,65	8,83	30,55	M=3,86 (SD=1,03)	M=2,44 (SD=1,06)
Белгородская область	305	0,393	15,64	7,40	27,77	M=3,76 (SD=1,08)	M=2,68 (SD=0,95)
Владимирская область	306	0,349	23,44	9,05	31,78	M=3,66 (SD=1,07)	M=2,46 (SD=1,03)
Волгоградская область	303	0,349	24,20	6,54	26,56	M=3,71 (SD=1,12)	M=2,84 (SD=0,96)
Воронежская область	301	0,400	20,89	8,29	28,68	M=3,85 (SD=1,04)	M=2,76 (SD=1,03)
Дагестан	305	0,388	28,51	4,46	37,98	M=3,83 (SD=1,18)	M=2,67 (SD=1,11)
Иркутская область	302	0,349	24,22	6,67	34,92	M=3,78 (SD=1,07)	M=2,80 (SD=1,00)
Кабардино-Балкария	310	0,368	25,23	6,63	31,33	M=3,89 (SD=1,02)	M=2,57 (SD=1,07)
Кемеровская область	303	0,353	24,03	7,10	30,45	M=3,73 (SD=1,06)	M=2,60 (SD=1,03)
Краснодарский край	303	0,403	24,01	8,63	27,83	M=3,86 (SD=1,11)	M=2,57 (SD=0,98)
Ленинградская область	309	0,361	16,40	10,36	28,50	M=3,85 (SD=1,03)	M=2,52 (SD=1,04)
Московская область	305	0,389	17,97	11,33	26,94	M=3,97 (SD=0,96)	M=2,65 (SD=1,01)
Нижегородская область	321	0,395	23,63	6,84	30,15	M=3,83 (SD=0,99)	M=2,7666 (SD=0,94121)
Новосибирская область	307	0,357	23,30	5,44	32,45	M=3,73 (SD=1,06)	M=2,72 (SD=1,01)
Омская область	305	0,382	29,30	6,61	28,86	M=3,82 (SD=1,02)	M=2,78 (SD=0,96)

Область/ город федерального значения	Объем выборки	Коэффициент Джини	Доля регионального бюджета на социальную политику	Доля регионального бюджета на здравоохранение	Доля регионального бюджета на образование	Уровень социального благополучия (данные опроса, 1 — «совершенно не удовлетворен», 5 — «полностью удовлетворен»)	Субъективная оценка регионального неравенства (данные опроса, 1 — проблема неравенства «практически незаметна», 4 — «крайне остро»)
Оренбургская область	305	0,383	26,38	6,72	32,75	M=3,82 (SD=1,05)	M=2,76 (SD=1,09)
Пермский край	302	0,402	23,44	7,39	31,11	M=3,70 (SD=1,04)	M=2,75 (SD=0,96)
Приморский край	306	0,386	24,26	7,50	24,48	M=3,69 (SD=1,09)	M=2,84 (SD=0,91)
Ростовская область	316	0,400	25,43	6,25	29,42	M=3,73 (SD=1,05)	M=2,79 (SD=0,93)
Самарская область	301	0,377	23,51	6,55	26,52	M=3,72 (SD=1,06)	M=2,68 (SD=1,02)
Саратовская область	314	0,362	29,24	4,65	30,70	M=3,67 (SD=1,12)	M=2,74 (SD=0,94)
Свердловская область	306	0,403	23,43	8,05	31,81	M=3,89 (SD=0,96)	M=2,82 (SD=0,96)
Ставропольский край	312	0,384	28,88	5,97	29,06	M=3,64 (SD=1,13)	M=2,56 (SD=1,01)
Тамбовская область	305	0,375	22,75	4,43	27,30	M=3,79 (SD=1,05)	M=2,58 (SD=1,05)
Татарстан	303	0,395	12,34	7,54	31,84	M=3,88 (SD=1,01)	M=2,51 (SD=1,09)
Тверская область	318	0,341	23,78	7,88	28,51	M=3,80 (SD=1,01)	M=2,71 (SD=0,97)
Томская область	307	0,360	22,63	7,07	34,94	M=3,96 (SD=0,97)	M=2,64 (SD=0,98)
Хабаровский край	304	0,388	21,07	7,00	25,82	M=3,78 (SD=1,00)	M=2,52 (SD=1,00)
Челябинская область	314	0,353	24,12	7,49	33,16	M=3,80 (SD=1,06)	M=2,67 (SD=1,03)
Чечня	302	0,373	29,74	5,39	37,55	M=4,08 (SD=1,11)	M=1,90 (SD=1,02)
Чувашия	310	0,338	22,57	7,37	32,37	M=3,83 (SD=1,05)	M=2,44 (SD=1,06)
Всего	10829	0,379	23,23	7,34	29,69	M=3,81 (SD=1,05)	M=2,66 (SD=1,02)

M — среднее значение, SD — стандартное отклонение

Приложение 2. Визуальный анализ пропущенных значений

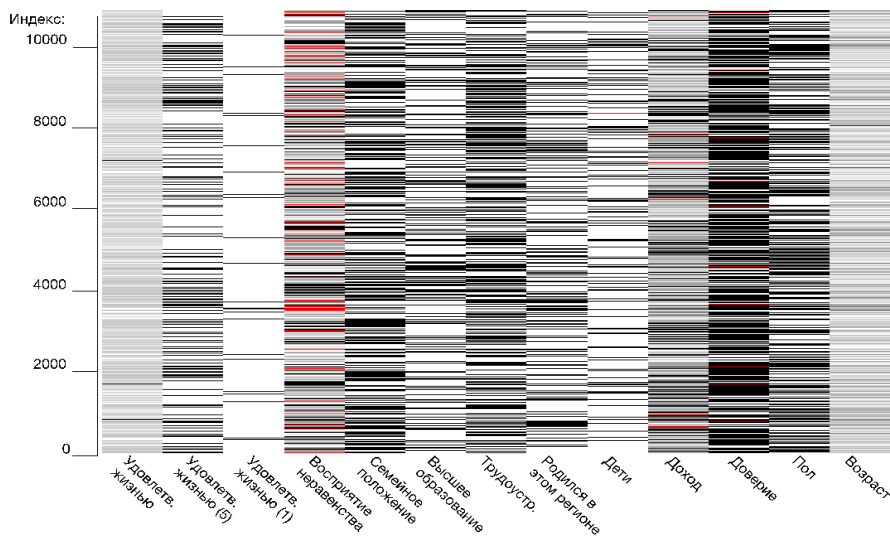


Рис. П1. Визуальный анализ паттернов пропущенных наблюдений; градации серого отражают соответствия измерениям переменных; красные — пропущенные значения

Приложение 3. Численная диагностика сходимости моделей

		Социальная политика		Здравоохранение		Образование	
		M1	M2	M3	M4	M5	M6
<i>Переменные 1 уровня (индивиды)</i>							
Константа	\hat{R}	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	G	0,019	-0,066	-0,379	0,204	0,866	-1,185
	ESS	12456	10102	17384	9003	16211	7989
Восприятие неравенства	\hat{R}	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	G	0,433	-0,370	0,165	-0,354	0,040	1,359
	ESS	7372	8293	10130	6893	10358	6131
Пол	\hat{R}	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	G	-0,369	-0,790	-0,409	-0,268	0,118	0,476
	ESS	20053	36514	30081	32119	26685	30136
Возраст	\hat{R}	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	G	-0,021	-0,327	-0,470	0,865	-0,030	-0,135
	ESS	20591	29715	22248	29145	22511	28098
Семейное положение	\hat{R}	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	G	-0,706	-0,260	0,692	-0,438	1,285	0,689
	ESS	16431	35765	25522	29290	23253	29338
Дети	\hat{R}	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	G	-0,423	-0,558	-0,193	0,291	0,922	0,334
	ESS	17016	32312	24280	27350	20627	27565
Высшее образование	\hat{R}	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	G	0,019	0,516	0,250	0,940	-1,870	-0,633
	ESS	21812	39543	30683	37436	25500	32865
Трудоустройство	\hat{R}	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	G	0,938	0,064	-0,456	0,234	0,376	-0,490
	ESS	19136	35257	27776	32538	27697	30277
Родился / переехал	\hat{R}	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	G	0,449	0,600	1,368	0,343	-0,128	0,334
	ESS	22401	40170	27512	41182	27522	30800
Доход	\hat{R}	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	G	-0,385	0,769	-0,478	0,193	1,127	-0,301
	ESS	21362	50839	29196	35224	28220	34778
Обобщенное доверие	\hat{R}	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	G	-0,459	-0,030	-0,327	0,298	-0,436	0,555
	ESS	22294	45299	29663	36795	27299	30733
<i>Переменные 2 уровня (регионы РФ)</i>							
Коэффициент Джини	\hat{R}	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	G	0,189	0,359	0,525	-0,045	-0,970	0,168
	ESS	12319	19637	16234	16556	16337	15707
Доля расходов регионального бюджета	\hat{R}	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	G	-0,698	-0,040	-0,438	-0,353	-0,906	1,363
	ESS	14484	8241	17621	7008	14450	6234

Эффект взаимодействия	\hat{R}		1,00		1,00		1,00
	G		0,325		0,330		-1,285
	ESS		8299		6842		6244
Случайные эффекты							
sd(Регион)	\hat{R}	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	G	0,321	-0,856	-0,206	-0,376	-0,487	0,069
	ESS	5924	10320	8195	11008	7940	9769
sd(Восприятие неравенства)	\hat{R}	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	G	0,262	-0,686	-0,468	-0,558	-0,268	0,134
	ESS	8010	12728	10141	13900	9478	11958
cor(Регион X Восприятие неравенства)	\hat{R}	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	G	-0,907	0,305	-0,208	0,528	1,073	0,271
	ESS	5709	9369	7466	9934	6170	8782
Sigma	\hat{R}	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	G	-0,222	0,842	1,405	0,040	0,402	-0,801
	ESS	27879	50145	35906	46966	36616	42602

Примечание. \hat{R} — статистика Гельмана-Рубина ($\hat{R} < 1$ свидетельствует о сходимости цепи по параметру); G (Geweke) — t-статистика, сравнивающая среднее значение параметра в первых 10% и последних 50% итераций в цепи (G < 2 свидетельствует о сходимости цепи по параметру); ESS — effective sample size — эффективное число итераций, необходимых для сходимости цепи (параметр растет вместе со сложностью модели; в связи со сложной структурой априорной вероятности мы игнорируем данную диагностику).