Р. К. Кучаков
младший научный сотрудник Института проблем правоприменения Европейского университета в Санкт-Петербурге

Ю. В. Раскина
канд. экон. наук, доцент факультета экономики Европейского университета в Санкт-Петербурге; младший научный сотрудник Международного центра экономики, управления и политики в области здоровья Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики» (Санкт-Петербург)

СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКИЙ ГРАДИЕНТ САМООЦЕНОК ЗДОРОВЬЯ ПОЖИЛОГО НАСЕЛЕНИЯ РОССИИ И КИТАЯ: РЕЗУЛЬТАТЫ ПРИМЕНЕНИЯ ИЕРАРХИЧЕСКИХ МОДЕЛЕЙ УПОРЯДОЧЕННОГО ВЫБОРА

Введение

Сравнение уровня и социально-экономического градиента здоровья населения России и Китая представляет значительный исследовательский интерес. История развития Китайской Народной Республики и России в XX в. имеет определенное сходство. Пережившие войны и революции, обе развивались долгое время как социалистические страны. После распада СССР Россия провозгласила отход от социалистических принципов и начало строительства рыночной экономики. Рыночные реформы в России проводились в крайне неблагоприятных условиях и далеко не лучшими методами. Китай пошел по иному пути: в конце 1970-х гг. была принята программа государственной политики в сфере экономики, получившая название «политика реформ и открытости». Итогом нового курса стало «экономическое чудо» – быстрые и устойчивые темпы экономического роста, обусловленные плавным переходом от командной экономики к рыночной. Вполне оправдано сравнивать последствия деятельности политико-экономических режимов, установившихся в России и Китае в обозначенный исторический период, применительно к сфере общественного здоровья населения.

Кросс-культурные сравнения являются неотъемлемой частью современной экономической науки. Релевантность сопоставления различных феноменов экономической жизни это существенная методологическая проблема, имеющая длительную историю изучения. Важность данной проблемы становится особо ясной при использовании данных опросного типа, т. е. данных, полученных в результате массовых обследований населения. Нам необходимо постоянно обращать внимание на многообразие контекстов, в которое погружено то или иное сообщество и отдельно взятый индивид. Таким образом, при значительных культурных различиях следует допустить существование системных расхождений в ответах респондентов по какому-либо признаку – т. е. систематическое смещение, которое необходимо учитывать при статистическом анализе. Одной из возможных аналитических альтернатив, делающих подобное сравнение корректным, является метод якорных виньеток, и его частное воплощение в виде иерархической модели упорядоченного выбора (Hierarchical Ordered Probit Model, HOPIT).

© Р. К. Кучаков, Ю. В. Раскина, 2017

Цель данной работы можно сформулировать следующим образом – выявление социально-экономического неравенства в оценке уровня своего здоровья жителями России и Китая с учетом возможного смещения данных оценок и его коррекции при помощи метода якорных виньеток.

В первом разделе статьи сравниваются показатели здоровья населения России и Китая, а также такие детерминанты здоровья, как образование, уровень жизни, характеристики системы здравоохранения и употребление табака и алкоголя, на основании агрегированных статистических данных. Второй раздел посвящен разбору ключевых моментов метода якорных виньеток с небольшим методологическим экскурсом. В третьем разделе содержатся результаты оценивания иерархических моделей упорядоченного выбора по данным Исследования ВОЗ по вопросам глобального старения и здоровья взрослых (SAGE: Study on Global Ageing and Adult Health) для определения социально-экономического градиента здоровья в отношении таких проекций здоровья как «мобильность»[1] и «боль и дискомфорт» населения России и Китая. В заключении суммируются результаты исследования, обсуждаются ограничения проведенного анализа и обозначаются дальнейшие направления исследований по предложенной в статье тематике.

Сопоставление состояния здоровья и детерминант здоровья жителей России и Китая

Кризис смертности, наблюдавшийся в Восточной Европе с начала 1990-х годов, особенно сильно затронул Россию. Бромет (Bromet et al., 2005, p. 682) характеризует восточноевропейское пространство как «лабораторию для эпидемиологических исследований высокого риска» («high-risk epidemiology laboratory»). На рис. 1 приведена динамика ожидаемой продолжительности жизни (ОПЖ) при рождении населения в целом, а также мужчин и женщин России и Китая.

Рис. 1. Ожидаемая продолжительность жизни при рождении, Россия и Китай

Источник: Построено авторами по данным Life expectancy at birth, total (years) (World Development Indicators).

В 1980 г. значения ОПЖ при рождении для всего населения России и Китая были практически равны, российские мужчины на 4 года отставали, женщины – на 5 лет опережали жителей Китая по этому показателю, Если россиянки растеряли свое преимущество в ОПЖ при рождении перед китаянками в начале 1990-х гг., а теперь догоняют их, уступая около двух лет, то ОПЖ при рождении российских мужчин ниже, чем у китайских, на протяжении рассматриваемого периода, разница не в пользу россиян достигала более 13 лет в 2005 г., и сократилась до 9 лет в 2014 г.

[1] Отсутствие ограниченности в физической мобильности из-за проблем со здоровьем.

Тенденция изменений ожидаемой продолжительности жизни в России в последнюю декаду XX в. явно отражает общенациональные катаклизмы, происходившие в это время. По данным обеих стран заметно, что ожидаемая продолжительность жизни женщин в целом более устойчива к негативным экстерналиям, чем мужчин. В России наблюдается не только существенный разрыв между ожидаемой продолжительностью жизни мужчин и женщин, но и чувствительность реакции (волатильность) в кризисной ситуации.

Экспертами ВОЗ рассчитывается обобщенный показатель здоровья населения – «ожидаемая продолжительность здоровой жизни» «healthy life expectancy (HALE)», измеряющий среднее число лет, которые индивиду в определенном возрасте предстоит еще прожить в состоянии хорошего здоровья, без существенных ограничений для полноценной жизни (Mathers, Ho, 2014, p. 10–12). В табл. 1 содержатся данные об ожидаемой продолжительности здоровой жизни при рождении всего населения, мужчин и женщин России и Китая. Ожидаемая продолжительность здоровой жизни при рождении российских мужчин на 8,7 лет ниже, российских женщин – на 1,7 лет ниже, чем у жителей Китая.

В современном мире ведущими причинами смерти являются неинфекционные заболевания, особенно много смертей вызываются четырьмя группами таких заболеваний: сердечно-сосудистые заболевания, рак, диабет и хронические заболевания легких (Alwan et al., 2011). Для российских женщин вероятность умереть от этих четырех причин в возрасте от 30 до 70 лет немногим выше, чем для жительниц Китая (см. табл. 1), для российских мужчин – вдвое выше, чем для китайских. По-видимому, этими заболеваниями во многом объясняется значительная разница в ожидаемой продолжительности жизни и ожидаемой продолжительности здоровой жизни жителей России и Китая.

Таблица 1

Некоторые показатели здоровья населения России и Китая, 2015 г.

Страна	Пол	Ожидаемая продолжительность здоровой жизни при рождении, лет	Вероятность умереть между 30 и 70 годами от сердечно-сосудистых заболеваний, рака, диабета или хронических заболеваний легких, %
Россия	Все население	63,4	29,3
	Мужчины	59,0	41,7
	Женщины	67,8	18,5
Китай	Все население	68,5	18,1
	Мужчины	67,7	20,9
	Женщины	69,5	15,1

Источник: Healthy life expectancy; Risk of premature death from the four target NCDs.

В СССР существовала мощная система здравоохранения, создание которой неразрывно связанно с именем наркома здравоохранения РСФСР Н. Семашко. В основу системы был положен принцип всеобщего доступа к медицинской помощи. Россия унаследовала эту систему, всеобщий доступ сохранился, хотя форма его и изменилась. В современной России медицинское страхование является обязательным, предоставляется в равном объеме всем работающим и не работающим гражданам РФ. Стоит заметить, однако, что «социальный статус, условия работы и место проживания создают разницу в доступе к качественной медицинской помощи» (*social status, working conditions, and geographical residence all create variable access to quality health facilities*) (Marten et al., 2014, p. 2165).

Китай долгое время не имел всеобщего медицинского страхования, кроме того, наблюдалось значительное неравенство в доступе к медицинскому обслуживанию в городских и сельских районах (Treiman, 2012). В 2003–2008 гг. в Китае прошла реформа здравоохранения, сопровождавшаяся ростом расходов на здравоохранение: «Реформа здравоохранения в Китае между 2003 и 2008 гг. была сосредоточена на расширении охвата и обеспечении равного доступа, особенно для сельского населения» (*China's health reform between 2003 and 2008 has focused on extension of coverage and promotion of equitable access, particularly for rural populations*) (Marten et al., 2014, p. 2167). В настоящее время охват медицинским страхованием составляет 92–97% населения Китая.

Некоторые характеристики систем здравоохранения России и Китая приведены в табл. 2. И по расходам на здравоохранение, и по трудовым ресурсом, и инфраструктуре, здравоохранения Китай существенно отстает от России.

Таблица 2

Некоторые характеристики систем здравоохранения России и Китая

Показатель	Россия	Китай
Расходы на здравоохранение, % от ВВП (2014 г.)	7,1	5,5
Расходы на здравоохранение на душу населения, долл. США (2014 г.)	893	420
Расходы на здравоохранение на душу населения по ППС, долл. США (2014 г.)	1836	731
Численность врачей, человек, на 1000 человек населения (2008–2014 гг.)	4,3	1,9
Численность среднего медицинского персонала, человек, на 1000 человек населения (2008–2014 гг.)	8,5	1,9
Число больничных коек на 1000 человек населения (2007–2012 гг.)	9,63	3,8

Источник: Health systems.

В литературе по экономике здоровья положительная взаимосвязь образования и здоровья является установленным фактом. В работах (Cutler, Lleras-Muney, 2006; 2010) суммируются как теоретические, так и эмпирические результаты исследований этой взаимосвязи. Образовательный градиент найден как для статуса здоровья, так и для поведения в отношении сохранения и разрушения здоровья. Положительный эффект образования возрастает с числом лет обучения. Среди объяснений данной взаимосвязи приводятся как экономические, так и иные причины. Более образованные люди, как правило, больше зарабатывают, благосостояние их семей выше, они работают на лучшей работе и имеют лучшие условия медицинской страховки, все это дает им доступ к более качественной медицинской помощи. Более того, высокий доход и социальное благополучие могут приводить к тому, что более образованные люди более высоко ценят свое будущее, отказываясь от разрушительных для здоровья привычек и практикуя профилактику заболеваний и стиль жизни, поддерживающий уровень здоровья. Образованные люди могут иметь лучший доступ к медицинской информации и лучшие когнитивные способности для ее использования. Также отмечается более благоприятное социальное окружение, препятствующее формированию разрушительных для здоровья привычек и поддерживающее благоприятные. То есть существует множество непосредственных причин, по которым образование благоприятно сказывается на здоровье как самого индивида, так и его детей, закладывая фундамент их хорошего здоровья на протяжении всей жизни.

Для Китая характерна «образовательная пирамида» – внимание к начальному и среднему образованию, и при этом низкий охват населения высшим образованием.

В Советской России была построена развитая всеобщая система бесплатного дошкольного и школьного образования, получили широкое распространение среднее специальное и высшее образование, в отличие от Китая, где университетское образование стало одним из приоритетов государственной политики относительно недавно. Данные табл. 3, характеризующие уровень образования населения России и Китая, иллюстрируют вышесказанное.

Таблица 3

Показатели образования населения России и Китая, 2010 г.

		Китай	Россия
Среднее число лет обучения		7,95	11,53
Наивысший достигнутый уровень образования, % населения в возрасте 15 лет и старше:	нет формального образования	5,4	0,9
	незаконченное начальное	23,7	5,4
	законченное начальное	14,8	3,2
	незаконченное среднее	66,5	34,8
	законченное среднее	22,9	23,8
	незаконченное высшее	4,5	59,2
	законченное высшее	2,7	24,7

Источник: Barro-Lee educational attainment dataset.

Для Китая характерны гендерное неравенство в образовании и неравенство между городскими и сельскими жителями по крайней мере когда мы говорим о людях старше 50 лет (Tsang, 2000; Zeng et al., 2014). Для России, по всей видимости, о гендерном неравенстве в сфере образования говорить не приходится. Сохраняется неравенство в образовании городского и сельского населения: доступ к высшему образованию у жителей сельских районов может быть затруднен (Овчинцева, 2004). Так же отмечается, что для российской высшей школы характерна региональная неравномерность по уровню финансовой и территориальной доступности, обеспеченности бюджетными местами (Громов и др., 2016).

Обобщая социальные индикаторы, отметим, что в соответствии со статистическими данными, Китай по сравнению с Россией – страна более бедная (см. табл. 4). Действительно, ВВП Китая на душу населения более чем в два раза ниже, чем в России. Доля бедного населения и дефицит бедности, рассчитанные относительно международных черт бедности[1], в России практически равны нулю, тогда как в Китае эти показатели бедности весьма существенны. Отметим, что в Китае доля бедного населения при использовании черты бедности в 3,10 доллара в день превосходит российский показатель в 40 раз.

Здесь уместно отметить то, что роль имущественного градиента в объяснении индивидуального состояния здоровья более спорна, чем роль образования. Ангус Дитон (Deaton, 2002) показывает, что существует установленная корреляция между социально-экономическим градиентом и состоянием здоровья, более того, более высокий социально- экономический статус служит причиной более высокого статуса здоровья. Однако консенсус относительно роли дохода, после контроля на образование, не достигнут. В исследованиях, выполненных по агрегированным данным, не находится подтверждения тому, что высокий агрегированный доход

[1] Международная черта бедности – доход на одного человека в день, выраженный в долларах США из расчета покупательной способности доллара. Рассчитывается Всемирным банком для возможности корректных межстрановых сопоставлений.

Таблица 4

Социально-экономические характеристики России и Китая, 2012 г.

Показатель	Китай	Россия
ВВП на душу населения по ППС, (доллар США в ценах 2011 г.)	11 145,75	24 879,38
Доля бедного населения, черта бедности равна 1,90 долл. в день (доллар США по ППС 2011 г.) (% населения)	6,47	0,04
Доля бедного населения, черта бедности равна 3,10 долл. в день (доллар США по ППС 2011 г.) (% населения)	19,05	0,48
Дефицит бедности, черта бедности равна 1,90 долл. в день (доллар США по ППС 2011 г.) (% от черты бедности)	1,37	0,01
Дефицит бедности, черта бедности равна 3,10 долл. в день (доллар США по ППС 2011 г.) (% от черты бедности)	5,73	0,09

Источник: World Development Indicators.

ассоциирован с низкими агрегированными показателями смертности и заболеваемости после контроля на все остальные релевантные переменные. Тогда как исследования по индивидуальным данным показывают, что более высокий доход приводит к более низким показателям риска смертности. В работе Кондо и соавторов (Kondo et al., 2009) показано, что связь между более высоким неравенством по доходам и худшими показателями здоровья можно считать вполне надежной. Но в целом подчеркивается необходимость дальнейших исследований из-за отсутствия эмпирических результатов по развивающимся странам.

Почему же более бедные и менее образованные китайцы, имеющие в своем распоряжении менее развитую (судя по статистическим показателям) систему здравоохранения, живут дольше, чем россияне? Почему так велик разрыв в ОПЖ для китайских и российских мужчин? Вероятно, существуют факторы, не отраженные напрямую в приведенной статистике. На роль таких факторов могут претендовать потребление алкоголя, курение или уровень стресса. Курение признается основной причиной преждевременных смертей во всем мире (World Health Organization, 2014). Значимость негативного влияния алкоголя и уровня стресса на ожидаемую продолжительность жизни применительно к России подчеркивали Брайнерд и Катлер (Brainerd, Cutler, 2005).

Российские мужчины действительно потребляют алкоголь значительно интенсивнее (в 2,2 раза, см. табл. 5), чем китайцы. Однако разница в распространенности курения у мужчин значительно ниже – курят 52% российских и 42 % китайских мужчин (см. табл. 6).

Таблица 5

Потребление алкоголя (включая оценки нелегально произведенного) на душу взрослого населения (15 + лет) в России и Китае, среднее значение за 2008–2010 гг.

Страна	Пол	Потребление алкоголя, л чистого спирта
Россия	Мужской	23,9
	Женский	7,8
	Все население	15,1
Китай	Мужской	10,9
	Женский	2,2
	Все население	6,7

Источник: Global Information System on Alcohol and Health.

Таблица 6

Распространенность курения в России и Китае, 2013 г.

Страна	Пол	Распространенность курения, стандартизованные по возрасту показатели, % населения	
		Курильщики, ежедневное и периодическое потребление любых табачных продуктов	Курильщики, ежедневное потребление любых табачных продуктов
Россия	Мужской	59,8	51,9
	Женский	22,7	18,1
	Все население	39,5	33,4
Китай	Мужской	48,7	42,0
	Женский	1,9	1,6
	Все население	25,9	22,4

Источник: Tobacco control.

Разница же в аддиктивном поведении россиянок и китаянок гораздо более значительна: потребление алкоголя россиянками в три с половиной раза выше (см. табл. 5), а распространение курения – более чем в 10 раз выше (см. табл. 6), чем у китаянок. Напомним, что весьма значительная (9 лет в 2014 г.) разница в продолжительности жизни при рождении характерна для китайских и российских мужчин, и, напротив, эта разница не очень велика (2 года) у женщин (см. рис. 1). Такая же картина наблюдается и для других показателей здоровья населения России и Китая (табл. 1).

Как указывают (McKee et al., 2012, p. 1), потенциал научных исследований в области здравоохранения наиболее слаб в тех странах, которые испытывают наибольшие сложности в этой области. Л. В. Панова отмечает чрезвычайно низкий приоритет здоровья в общественном сознании и государственной политики России не только в период трансформационного спада, но и в период экономического подъема (Панова, 2015, с. 403). Несмотря на значительные социальные изменения, низкие показатели ожидаемой продолжительности жизни, и высокие показатели заболеваемости, исследования в области общественного здравоохранения в странах бывшего СССР, в том числе и в России, очень немногочисленны. Мы надеемся, что результаты настоящего исследования внесут заметный вклад в понимание характера взаимосвязи статуса здоровья и социально-экономических переменных в нашей стране.

Сопоставимость самооценок здоровья: иерархическая модель упорядоченного выбора

Если мы хотим понять, как здоровье населения варьируется либо с течением времени или в пространстве, либо в различных подгруппах населения, то нам нужны надежные показатели состояния здоровья, использование которых делает возможным такие сравнения. В настоящее время существуют многочисленные исследования здоровья населения, которые производят, казалось бы, бесконечные «снимки» мер здоровья населения. Однако нам нужно иметь возможность сравнить их друг с другом осмысленно, убедившись, что эти «снимки» сопоставимы.

Почти всегда обследования населения, содержащие раздел посвященный состоянию здоровья, включают в себя вопросы с просьбой к участникам опроса самостоятельно оценить свой статуса здоровья. Наиболее распространенным является общий вопрос типа «*Как бы вы оценили свое здоровье в настоящее время?*», сопровождающийся шкалой ответов «очень хорошее», «хорошее», «среднее», «плохое» и «очень плохое». Иногда

они дополняются вопросами о самооценке здоровья в нескольких конкретных его размерностях (например, наличие боли, проблемы со сном и др.). Основанные на самооценке респондентов меры статуса здоровья в настоящее время повсеместно используются в экономической, социологической, социально-эпидемиологической научной литературе. Сильным аргументом в пользу применения таких мер является то, что они оказываются хорошими предикторами фактических показателей здоровья, в том числе последующей заболеваемости и смертности (Heistaro et al., 2001; Manor et al., 2001; Martikainen et al., 1999).

Для более объективного представления статуса здоровья используют более конкретные вопросы о состоянии здоровья индивидов, выраженные в терминах мобильности, когнитивных способностей, наличия боли и других симптомов нездоровья, которые требуют скорее не самооценки, а отчета / сообщения о своем состоянии. Примером могут служить вопросы типа: *«За последние 30 дней в какой степени вы испытывали боль или дискомфорт / проблемы с концентрацией внимания или памятью / трудности с передвижением»* и т. д., с использованием шкалы ответов «Никаких», «Легкие», «Умеренные», «Сильные», «Чрезвычайно сильные». Их могут дополнять вопросы о самооценке ограничений в ежедневной активности, такие как *«За последние 30 дней, в целом, в какой степени вы испытывали трудности в том, чтобы пройти 100 метров пешком / стоять долгое время / концентрироваться на чем-либо в течение 10 минут?»* и т. д., с той же шкалой ответов.

В литературе показано, что показатели статуса здоровья, основанные на порядковых шкалах, могут существенно различаться не только между странами (что может быть обосновано религиозными и культурными различиями), но и внутри одной страны между различными подгруппами населения в зависимости от пола, возраста, уровня образования, дохода. Действительно, при одном и том же истинном уровне каждого статуса здоровья, один респондент может субъективно воспринимать этот уровень, как «хорошее» здоровье, а другой – как «удовлетворительное». Таким образом, вопросы о состоянии здоровья, основанные на порядковых шкалах ответа, не свободны от смещения пороговых значений категорий (cut-point (thresholds) shift[1]).

В работе Г. Кинга (King et al., 2003, p. 2) приводится следующие примеры. Австралийские аборигены – коренное население – при проведении опросов систематически оценивают свой уровень здоровья более высоко, по сравнению с популяцией в целом вопреки всем объективным показателям – уровню смертности и заболеваемости. Аналогичную ситуацию фиксирует Садана (Sadana et al., 2002, p. 16), но уже в Индии. Население штата Керала имеет наименьший показатель детской смертности и наибольший уровень грамотности среди регионов Индии, и одновременно с этим опросы фиксируют наибольшее количество сообщений о вспышках заболеваемости. В другом исследовании (King et al., 2004, p. 195–196) Г. Кинг приводит пример с самооценками политического участия жителей Китая и Мексики. Исходные результаты показали, что население недемократического Китая оценивают уровень своей политической вовлеченности значительно выше, чем жители демократической Мексики (заметим, имеющей весьма бурную политическую жизнь в публичном пространстве). После коррекции результатов ситуация изменилась полярно. Это свидетельствует о том, что эти две совокупности респондентов по-разному воспринимали предложенную шкалу самооценки.

Важно подчеркнуть то обстоятельство, что смещение уровня самооценок может проявляться по любому признаку, соответственно, проблема смещения и

[1] В данной работе мы используем термины «смещение» (bias) и «сдвиг» (shift) как взаимозаменяемые.

сравнимости актуальна не только для кросс-культурных исследований, где она наиболее очевидна в силу технических аспектов, но и вообще везде, где появляются некие обособленные совокупности.

Существование смещения уровня ответов всегда было вполне очевидным. Как с этой проблемой справлялись до появления метода якорных виньеток? Изначально она рассматривалась как часть вопроса о дизайне: внутренней валидности, валидности исследовательского инструментария и его надежности – т. е. вопрос сводился к попытке формирования адекватного эквивалентного языка опроса, исключающего построение влияние на зависимую переменную. Особо остро подобная проблематика ощущалась при проведении кросс-национальных исследований, поскольку необходимость перевода автоматически поднимала вопрос о поиске эквивалента. Но, вообще говоря, даже, если представить идеальный дизайн исследования, то он не способен решить проблему смещения ответов в том аспекте, который мы имеем в виду.

В работе Г. Кинга и соавторов (King et al., 2004) перечислен ряд методологических способов решения указанной проблемы, среди них попытка выявления общего «якоря», например, предельных значений шкал, по отношению к которым представляется наиболее удобным упорядочивание всех остальных значений. Установка с помощью респондента коридора возможной вариации значений шкалы, через определение верхней и нижней границы (например, политические взгляды: консерватор-либерал). Также использовался вариант, при котором за точку отчета при формировании программы исследования учитывались результаты «образцовых» работ – «якорный дизайн» – по поводу которых среди научного сообщества существовал консенсус об отсутствии смещения. В целом указанные и не указанные методологические ходы направлены на поиск общей фиксированной точки, позволяющей сопоставить разные распределения оценок. Подобный подход к решению проблемы гетерогенности ответов условно можно обозначить как подход с позиций шкалирования.

В начале 2000-х гг. группа ученных, включающая Г. Кинга, К. Мюррея, Д. Соломона, А. Тандона (King et al., 2003; 2004; Murray et al., 2003; Sadana et al., 2002; Salomon et al., 2001), предложила оригинальный метод – метод якорных виньеток. Название символично, оно отражает произошедший синтез идей, лежащих в основе методов виньеток, якорных значений и модели упорядоченного выбора. Так появилась модель иерархического упорядоченного выбора (HOPIT).

Виньетка – это краткое описание некой гипотетической ситуации, которую оценивает респондент, по предложенной шкале. Пусть у нас имеются ответы респондентов о его оценках такого аспекта собственного здоровья, как мобильность (ограниченности в свободе передвижения из-за проблем со здоровьем) по пятибалльной шкале от «нет проблем» до «чрезвычайные проблемы».

Предложим респондентам оценить пять якорных виньеток по категории «мобильность». В обследовании SAGE эти виньетки выглядят следующим образом[1]:

[Name 1] has no problems with walking, running or using her hands, arms and legs. She jogs 4 kilometres twice a week. Overall in the last 30 days, how much [Name 1] have with moving around?

[Name 2] is able to walk distances of up to 200 metres without any problems but feels tired after walking one kilometre or climbing up more than one flight of stairs. He has

[1] Для российской выборки вопросник был переведен на русский язык, однако получить от сотрудников ВОЗ русскоязычного варианта вопросов не удалось, поэтому описание виньеток приводится на английском языке.

no problems with day-to-day physical activities, such as carrying food from the market. Overall in the last 30 days, how much difficulty did [Name 2]] have with moving around?

[Name 3] does not exercise. She cannot climb stairs or do other physical activities because she is obese. She is able to carry the groceries and do some light household. Overall in the last 30 days, how much of a problem did work [Name 3] have with moving around?

[Name 4] has a lot of swelling in his legs due to his health condition. He has to make an effort to walk around his home as his legs feel heavy. Overall in the last 30 days, how much difficulty did [Name 4] have with moving around?

[Name 5] is paralyzed from the neck down. He is unable to move his arms and legs or to shift body position. He is confined to bed. Overall in the last 30 days, how much difficulty did [Name 5] have with moving around?

Виньетка № 1, по замыслу разработчиков опроса, описывает ситуацию, соответствующую состоянию «нет никаких трудностей» с физической мобильностью, виньетка № 5 – «чрезвычайные трудности». Отметим, что в опроснике порядок виньеток случаен.

Таким образом, мы имеем для каждого респондента его оценку каждого ценза, уровня здоровья пятичленной шкалы «мобильность». Предполагается, что существует эквивалентность виньеток – все респонденты воспринимают фиксированные уровни значения изучаемой переменной, представленной в виде описания-виньетки, схожим образом, а также согласованность ответов – самооценка респондента и оценки состояния здоровья, описанного в виньетке, производятся индивидом по одной шкале.

Эта информация может быть использована для эконометрической оценки наличия смешения оценок уровня здоровья у подгрупп населения (первый шаг иерархической модели упорядоченного уровня) и для коррекции этих оценок при эконометрическом оценивании градиента самооценок здоровья в зависимости от социально-экономических характеристик индивида населения (второй шаг иерархической модели упорядоченного уровня).

Переведем описание иерархической модели упорядоченного уровня на формальный язык.

Первый шаг модели HOPIT: модель для виньеток. Воспринимаемый индивидом i латентный уровень здоровья виньетки j обозначим как Y_{ij}^{v*}. Он моделируется как фиктивная переменная, отражающая рейтинг виньетки, и случайная, нормально распределенная ошибка:

$$Y_{ij}^{v*} = \nu_j + \upsilon_{ij},\ \upsilon_{ij} \sim N(0,1).$$

Наблюдаемый рейтинг виньеток Y_{ij}^{v} связан с Y_{ij}^{v*} следующим образом:

$$Y_{ij}^{v} = k \text{ если } \tau_i^{k-1} \leqslant Y_{ij}^{v*} < \tau_i^k \text{ для } \tau_i^0 = -\infty,\ \tau_i^5 = \infty,$$

$$k = 1, \ldots, 5,\ \tau_i^1 < \tau_i^2 < \tau_i^3 < \tau_i^4,$$

где уровни, т. е. пороговые значения зависят от нашего набора ковариат X_i:

$$\tau_i^k = X_i' \gamma^k.$$

Результатом данного этапа является получение индивидуальных уровней ценза τ_i^k, которые содержат обособленный эффект индивидуального сдвига шкалы восприятия.

Второй шаг модели HOPIT: модель для самооценок здоровья. Обозначим ненаблюдаемую латентную переменную истинного здоровья как Y_i^{s*}, пусть она распределена нормально со средним μ_i^s и дисперсией, равной σ_i^2:

$$Y_i^{s*} \sim N(\mu_i^s, \sigma_i^2),$$

при этом μ_i^s является линейной функцией от вектора ковариат Z_i,

$$\mu_i^s = Z_i' \beta,$$

наборы ковариат Z_i и X_i могут совпадать.

Пусть Y_i^s обозначает наблюдаемые значения самооценки здоровья для индивида i, тогда:

$$Y_i^s = k \text{ если } \tau_i^{k-1} \leqslant Y_i^{s*} < \tau_i^k \text{ для } \tau_i^0 = -\infty,\ \tau_i^5 = \infty,\ k = 1, ..., 5,\ \tau_i^1 < \tau_i^2 < \tau_i^3 < \tau_i^4,$$

где τ_i^k взяты из предыдущей части модели.

Использование метода якорных оценок позволило установить наличие смещения самооценок здоровья в зависимости от социально-экономического статуса и уровня образования для Индии (Hirve et al., 2014), Индонезии, Индии и Китая (Bago d'Uva et al., 2008b), восьми европейских стран (Bago d'Uva et al., 2008a). Таким образом, к настоящему времени существует исследовательский консенсус в отношении того, что присутствует смещение оценок уровня здоровья в зависимости от широкого набора социально-демографических характеристик респондентов даже при проведении обследования самооценок здоровья внутри одной страны. При сравнении самооценок здоровья респондентов, проживающих в разных странах и воспитанных в различных культурах, оправданно ожидать, что проблема смещения самооценок здоровья будет нарастать. Так, например, исследование (Jürges, 2007) смещения самооценок здоровья в 10 европейских странах показало наличие значительных межкультурных различий в стилях ответа на вопрос о собственном состоянии здоровья. Так, датчане и шведы склонны к значительному завышать оценки своего здоровья (по сравнению со средним по 10 странам уровнем), в то время как немцы склонны недооценивать свое здоровье. «Очищенные» от межкультурного различия самооценки здоровья показывают гораздо меньшие различий, чем фактические ответы. Так что неспособность учитывать различия в стилях ответов может привести к ошибочным результатам в оценке неравенства в состоянии здоровья и детерминант здоровья.

Оценка социально-экономического градиента в самооценках здоровья населения России и Китая Выборочные данные SAGE

Исследование ВОЗ по вопросам глобального старения и здоровья взрослых (SAGE: Study on Global Ageing and Adult Health) проводится Всемирной организацией здравоохранения в шести странах[1], в том числе, в России и Китае. В нашей работе используются данные 1-й волны, собранные в 2007–2010 гг. На настоящий момент, это текущая версия доступных данных. Итоги 2-й волны – результаты 2014–2015 гг. – будут открыты для публичного пользования, как сообщается на сайте ВОЗ (World Health Organization), только к концу 2017 г. Кроме того, указывается, что данные по России будут объединены с результатами 3-й волны (дата проведения опроса – 2017 г.) – т. е., в ближайшем будущем обновление данных не предвидится.

Целевая группа (генеральная совокупность) – люди 50 лет и старше. Россия и Китай входят в число стран, для которых проводят дополнительный опрос

[1] Китай, Гана, Индия, Мексика, Россия, Южная Африка.

населения 18–49 лет по отдельной репрезентативной на национальном уровне выборке; к сожалению, ее нельзя рассматривать как подвыборку основной выборки. Подвыборки по странам репрезентативны на национальном уровне. Для их построения использовался типичный дизайн для общенациональных опросов – вероятностная сложная многоуровневая выборка. В данной работе не использовались результаты постстратификации.

В табл. 7 представлены социально-демографические характеристики выборки. Респонденты в российской выборке имеют более высокий уровень образования, чем в китайской, что соответствует выводам, следующим из сопоставления агрегированных данных, представленных во втором разделе данной статьи. Выборочное распределение по месту проживания демонстрирует гораздо бóльшую степень урбанизации России.

Доля россиян, состоящих в официальном браке (вместе с сожительством) на период опроса, существенно ниже, чем в Китае, так как в России наблюдается высокая разводимость и смертность одного из супругов. Последнее обстоятельство, как и распределение респондентов по полу, очевидно, связано с меньшей продолжительностью жизни российских мужчин. Данная картина подтверждается половозрастным распределением выборки (рис. 2), которое отражает одну из ключевых демографических проблем современной России – существенный разрыв между ожидаемой продолжительностью жизни мужчин и женщин. Именно это, как мы полагаем, обуславливает четкое выделение двух пиков в российской выборке, в то время как в Китае пол практически не влияет на распределение по возрасту.

Таблица 7

Социально-демографические характеристики выборки

Переменная	Россия		Китай		Перекодированные переменные	Россия	Китай
	число	%	число	%		%	%
мужской	1391	35,43	6020	46,86	**Данные исходные**		
женский	2535	64,57	6829	53,14			
Образование					**Образование**		
менее нач. школы	74	1,91	2327	23,91	нач. и ниже	10,07	50,26
нач. шкл.	317	8,16	2564	26,35	неполн. ср.шкл.	19,57	26,49
неполн. ср. школы	760	19,57	2578	26,49	ср. шкл.	50,49	17,13
ср. школы	1961	50,49	1667	17,13	ссуз, вуз, аспир.	19,88	6,12
вуз, ссуз	761	19,59	590	6,06			
аспирантура	11	0,28	6	0,06			
Семейное положение					**Семейное положение**		
не был(а) в браке	109	2,78	110	0,86	в браке	44,12	83,3
брак	2079	53,1	10682	83,18	не в браке	55,88	16,7
сожительство	115	2,94	23	0,18			
развод	325	8,3	218	1,7			
вдова, вдовец	1 287	32,87	1 809	14,09			
Местность проживания							
городская	2 993	76,24	6 322	49,19	**Данные исходные**		
сельская	993	23,76	6 529	50,81			

Источник: SAGE: Study on Global Ageing and Adult Health. Ограниченный доступ[1].

[1] Для доступа к данным необходимо подать запрос в ВОЗ.

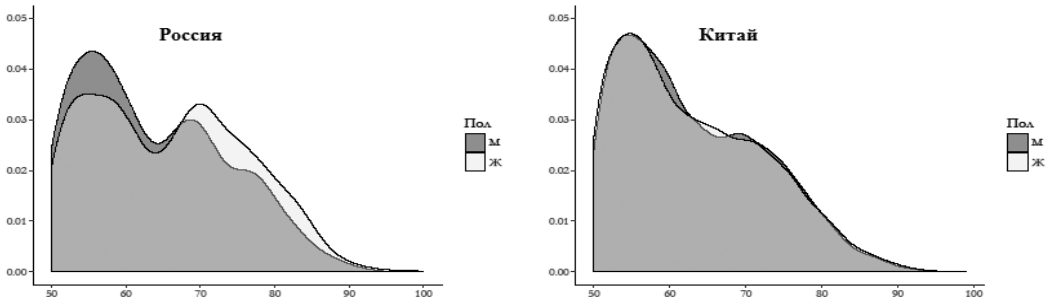

Рис. 2. Половозрастное распределение выборки

По данным опроса доступна переменная «перманентный доход», рассчитанная по методологии Всемирного банка с использованием информации об уровне дохода и владении материальными активами домохозяйств. Данная переменная представлена в виде индекса в непрерывной шкале (–1; 1), а также в виде распределения респондентов по ее квинтилям. В настоящем исследовании мы используем квинтили данной переменной. Распределение по доходу с учетом возраста респондентов приведено на рис. 3. В Китае охват населения пенсионной системой незначителен, в России же, пенсионная система имеет всеобщий обхват, что может служить объяснением резкого (переход между квинтилями) повышения благосостояния населения в районе 55–60 лет (срок выхода женщин и мужчин на пенсию по старости, соответственно); второй пик – 60–70 лет, по всей видимости, обусловлен своеобразной поляризацией: домохозяйства, в которых мужчины «выжили», превосходят по доходу от всех остальных. Максимальный уровень дохода в Китае близок по диапазону российскому, но является, по нашему мнению, следствием иной причины – сохранения трудоспособности, в частности, это подтверждается и тем, что плотность всех групп дохода ниспадает довольно плавно с увлечением возраста.

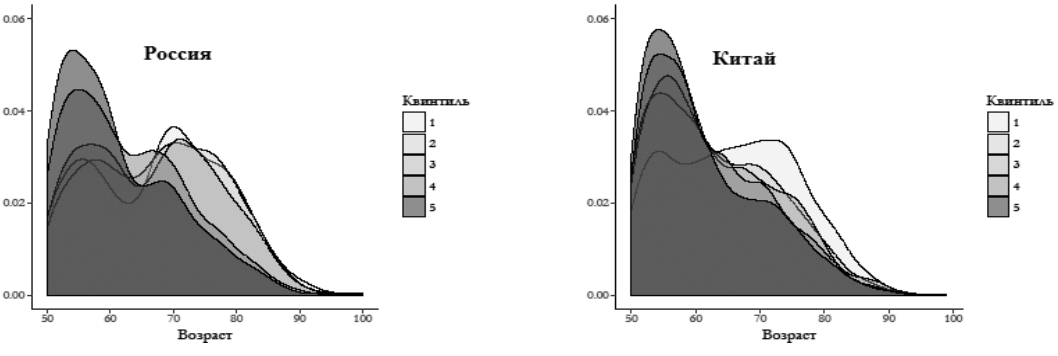

Рис. 3. Распределение выборки по доходу и возрасту

Опросник включает вопросы о самооценке здоровья – сложностей, возникающих в восьми проекциях (domain) здоровья: физической мобильности, самообслуживании в быту, когнитивных способностях, межличностном общении, сне и энергии в течение дня, зрении, эмоциональном состоянии, боли и дискомфорте[1].

[1] Mobility, Self-care, Cognition, Interpersonal relationships, Sleep and Energy, Vision, Affect, Pain and discomfort.

Каждой проекции здоровья соответствовал свой набор виньеток, состоящий из 5 кейсов, оцениваемый по двум шкалам. Шкалы самооценки здоровья и уровней здоровья, описанных в виньетках, совпадают: «Никаких», «Легкие», «Умеренные», «Сильные», «Чрезвычайно сильные»[1].

Для недопущения «выгорания» респондентов, обусловленного объемом анкеты, выборочная совокупность была разделена на четыре ротации. Каждую группу респондентов просили оценить только четверть из всех виньеток (два набора). В настоящем исследовании используются две из вышеперечисленных проекций здоровья – физическая мобильность и боль и дискомфорт.

Распределения самооценок мобильности и дискомфорта представлены на рис. 4.

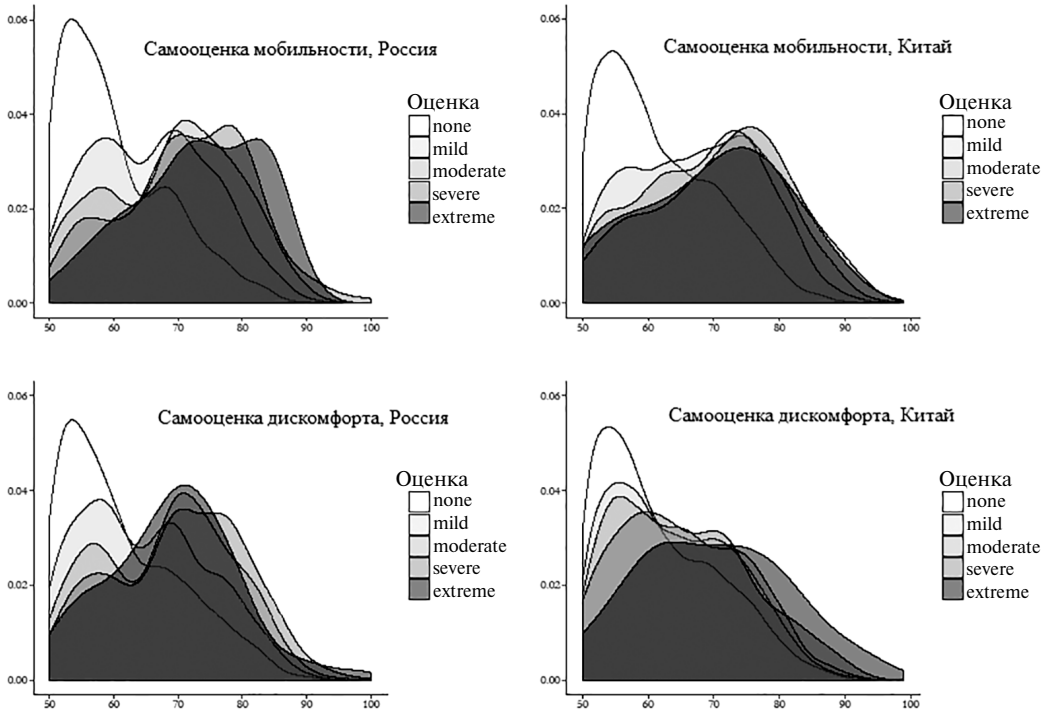

Рис. 4. Распределение самооценок уровня мобильности и дискомфорта

Пожилые жители России и Китая близки по выражению самооценок мобильности, однако очевидно, что бимодальное распределение ответов российской выборки обусловлено различием по половому признаку. Вполне обоснованно можно утверждать, что россияне более чувствительны в отношении дискомфорта, чем жители Китая, и также еще раз следует отметить вероятное влияния фактора пола в случае с респондентами из России.

Распределения ответов респондентов по соответствующим наборам виньеток представлены на рис. 5 (мобильность) и рис. 6 (боль и дискомфорт). Поясним представленную на рисунке информацию. Высота столбика показывает, какое количество респондентов оценило ранг виньетки на каждом возможном уровне. Например, обратим внимание на виньетку с описанием гипотетической ситуации ограничения мобильности № 4 (уровень здоровья сильные (severe)

[1] None, mild, moderate, severe, extreme.

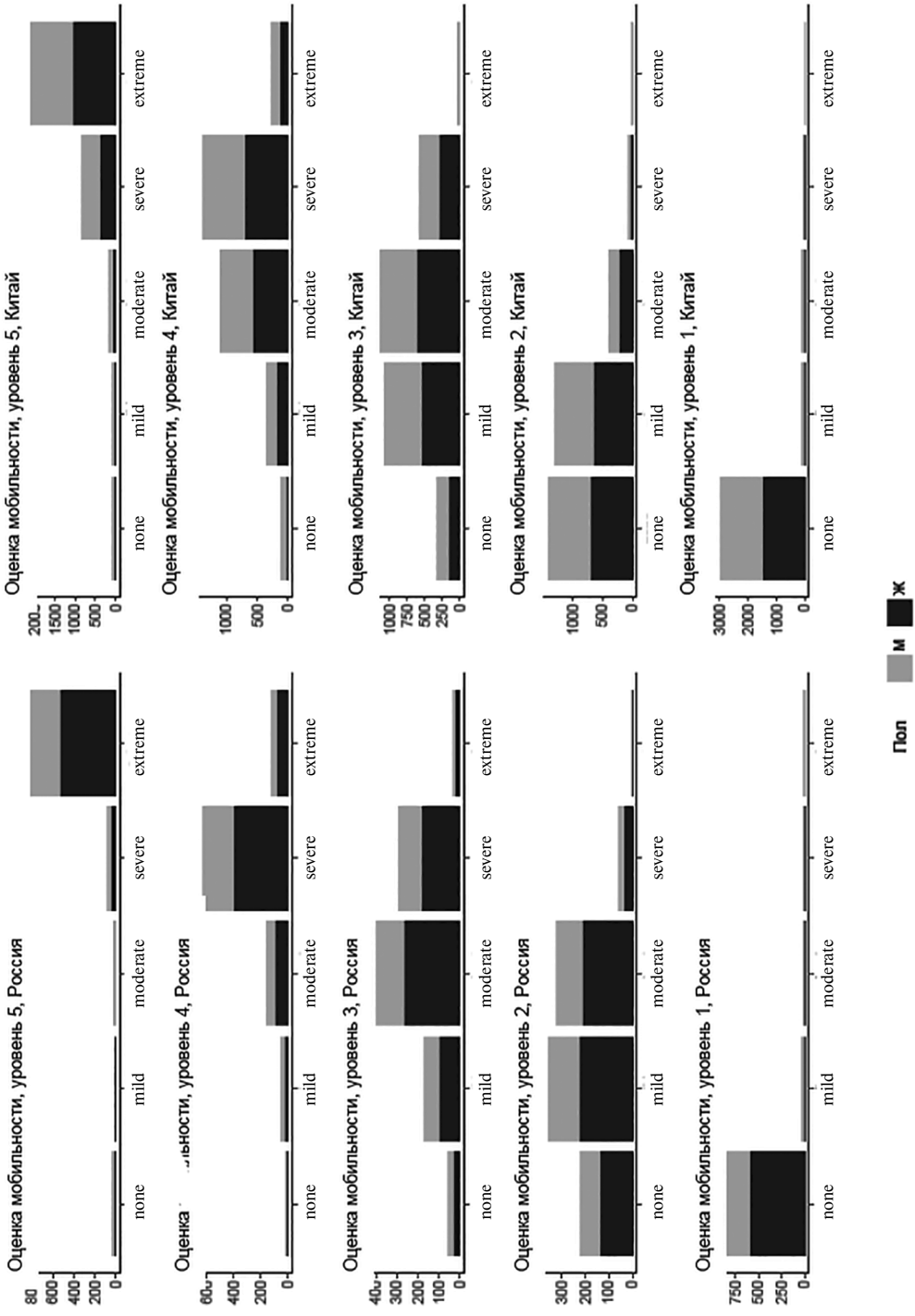

Рис. 5. Распределение ответов респондентов по каждому уровню виньеток по проекции «мобильность»

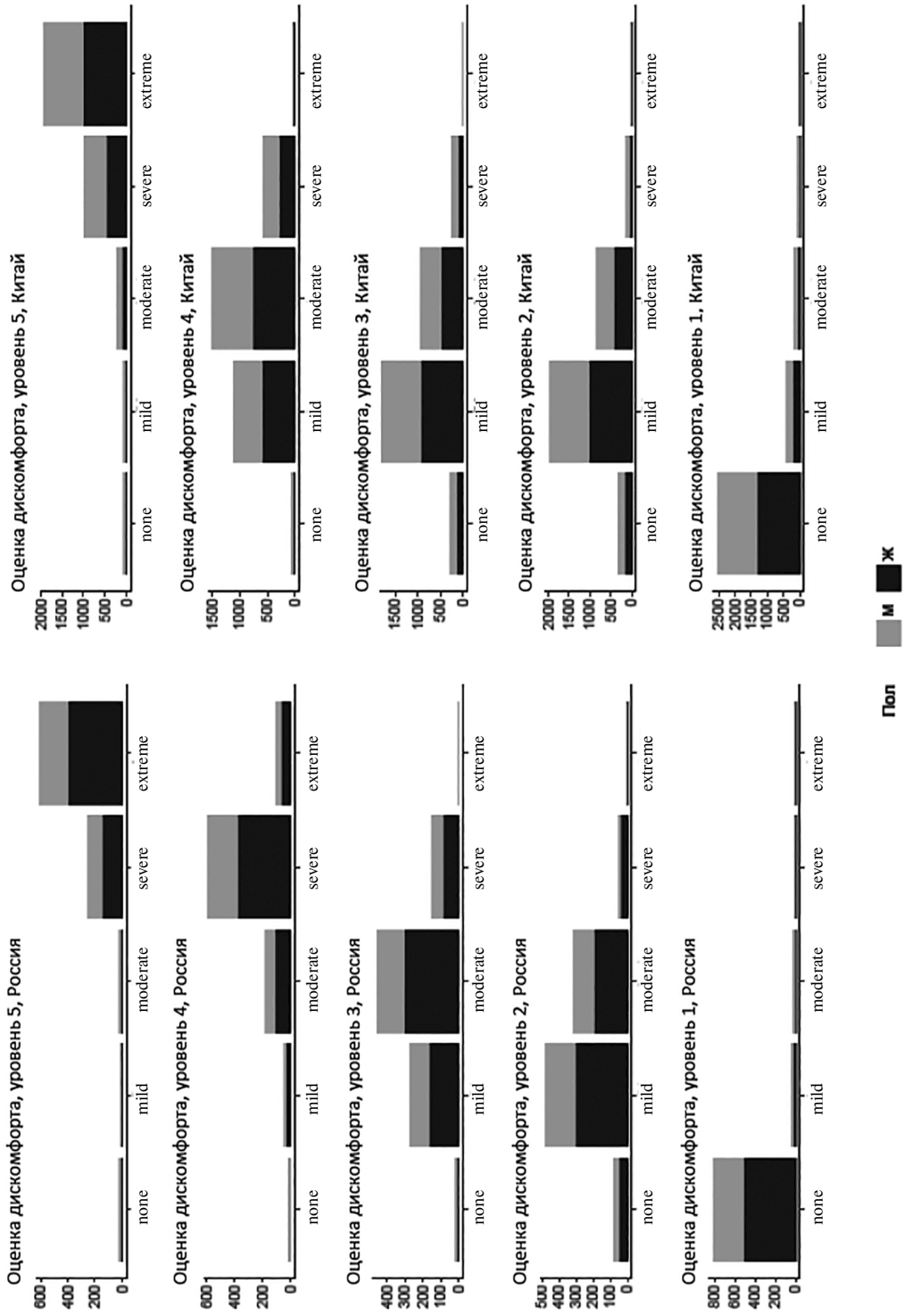

Рис. 6. Распределение ответов респондентов по каждому уровню виньеток по проекции «боль и дискомфорт»

затруднения: [Name 4] has a lot of swelling in his legs due to his health condition. He has to make an effort to walk around his home as his legs feel heavy. Overall in the last 30 days, how much difficulty did [Name 4] have with moving around?). Практически все россияне оценили эту виньетку именно этим уровнем затруднений (уровень 4), тогда как значительное количество жителей Китая оценило эту ситуацию, как умеренно сложную (уровень 3).

Ситуацию, описанную виньеткой № 3 по проекции здоровья «мобильность» (уровень «умеренные затруднения»), большинство россиян оценивает верно, хотя некоторое заметное количество респондентов оценивает эту виньетку, как сильные затруднения и менее значительное число – как слабые, тогда как оценка жителей Китая смешена в другую сторону – примерно равное количество оценивают эту виньетку как умеренные затруднения и слабые затруднения, и совсем незначительное – как сильные. Похожая, но чуть более сглаженная картина, наблюдается и для виньеток, описывающих ситуации боли и дискомфорта.

Вышесказанное свидетельствует в пользу возможного смещения в оценках уровня и собственного здоровья, даваемого жителями России и Китая, возникающего в силу различного восприятия тяжести проблем со здоровьем. Модель иерархического упорядоченного выбора поможет избавиться от подобного (а также вызванного другими переменными) смещения восприятия проблем со здоровьем, позволяя получить очищенные от него оценки градиента самооценок здоровья, как индикатора «истинного» (ненаблюдаемого) уровня здоровья.

Для удобства интерпретации результатов оценивания моделей, содержащихся в разделе «Эмпирические результаты», перечислим переменные, используемые в настоящем исследовании (табл. 8).

Таблица 8

Используемые переменные

Зависимые переменные		
MOB	Самооценка затруднений в физической мобильности	«0» никаких «1» легкие «2» умеренные «3» сильные «4» чрезвычайно сильные
Pain	Самооценка затруднений, с вязанных с болью и дискомфортом	
Независимые переменные:		
age	Возраст	50+
female	Пол	«0» мужчины «1» женщины
married	Семейный статус	«0» не состоящие в браке «1» состоящие в браке
educ	Наивысший достигнутый уровень образования	«0» нач. и менее «1» неполн. ср.шкл. «2» ср. шкл. «3» ссуз, вуз, аспир.
urban	Место проживания	«0» село «1» город)
quintile	Квантиль переменной «перманентный доход»	«0» первая, самая бедная, квантиль ... «4» пятая, самая обеспеченная, квантиль
country	Страна (используется только в объединенной модели)	«0» Китай «1» Россия

Проблема включения в модель потребления алкоголя, табака и уровня стресса

Как было отмечено выше, в моделях, объясняющих состояние здоровья, в качестве объясняющих факторов часто используется в том или ином виде потребление алкоголя, табака и уровень стресса. Особенно это характерно для исследований, посвященных постсоветскому пространству и Восточной Европе. Данные о потреблении алкоголя, как правило, представляются в двух видах: во-первых, это может быть среднее потребление чистого спирта в расчете на душу населения старше 15 лет; во-вторых, частота и структура потребления алкоголя.

Результаты опроса SAGE позволяют нам использовать две подходящие переменные.

1. Ответ на вопрос «*Употребляли ли вы когда-нибудь напитки, содержащие алкоголь?*».

2. Ответ на вопрос «*В среднем как часто в неделю вы употребляете алкогольные напитки?*». (Последний вопрос предполагает порядковую шкалу ответа.)

Следует заметить, что ответы на первый вопрос малоинформативны, поскольку никакого содержательного смысла не следует из того факта, что человек в возрасте 50+ употребил однажды алкогольный напиток. В нашем случае, к сожалению, мы столкнулись с определенными сложностями. Данные ВОЗ показывают следующее: в 2010 г. в Китае 38,5% респондентов (25,8% мужчин и 52,8% женщин) (World Health Organization. Global Health Observatory) указали, что они никогда в своей жизни не употребляли напитков, содержащих алкоголь. Из опроса SAGE, из которого мы используем данные только по респондентам старше 50 лет, следует, что для указанной группы населения показатель потребления алкоголя после обработки еще более разителен – 31 и 69%, соответственно, среди мужчин и женщин не употребляли напитки, содержащие алкоголь. Эти данные, с одной стороны, не вызывают доверия, с другой, – даже если бы мы и были уверены в их релевантности, то при включении в модель данная переменная резко истощает выборку, поскольку вопрос по интенсивности, разумеется, задавался только трети респондентов. Эта проблема обостряется еще сильней, если сделать необходимое допущение о различиях в потреблении алкоголя между мужчинами и женщинами. Таким образом, использование потребления алкоголя в том виде, в котором мы можем это сделать, в частной модели по Китаю и, соответственно, в объединенной модели выглядит не вполне корректно. Следовательно, в настоящем исследовании проблема включения потребления алкоголя в модель для исследования социально-экономического неравенства по самооценкам здоровья не решена, и данный аспект остается за пределами исследования.

Среди переменных, отражающих потребление табачных изделий, есть переменная «входа» – «*Вы когда-нибудь курили*?», для респондентов, ответивших утвердительно, следует ряд вопросов, раскрывающих специфику и интенсивность потребления табачных изделий. При изучении данной переменной возникает проблема, аналогичная использованию потребления алкоголя в качестве фактора. Сам по себе факт единоразового потребления табака малоинформативен, а использовать результаты по вопросам, посвященным интенсивности, мы не можем из-за истощения выборки. Соответственно, так же как при изучении потребления алкоголя, данный фактор так же остается за пределами исследования. Заметим, что, как правило, при моделировании

потребления алкоголя и табакокурения используются двухшаговые модели: модель участия и модель интенсивности участия. Построение моделей аддиктивного поведения увело бы нас слишком далеко от основного исследовательского вопроса – выявлению социально-экономического градиента самооценок здоровья. Кроме того, как нам представляется, возможный выигрыш от подобного поворота навряд ли помог бы прояснить межстрановые различия интересующих нас стран.

Опросник SAGE имеет в своей структуре часть, посвященную обследованию уровня стресса населения. Основной ее инструмент – это шкала Лайкерта, состоящая из семи утверждений. К данной переменной у нас нет содержательных претензий, в отличие от переменных по алкоголю и табаку. Но, к сожалению, данная шкала предполагает суммирование оценок по семи пунктам, что в ситуации проведения интервью связано с наличием огромного количества пропусков. В нашем случае доступное количество наблюдений для анализа, если мы игнорируем пропуски и не пытаемся как-то аналитически решить данную проблему, уменьшается в четыре раза по обеим выборкам.

Эмпирические результаты

В табл. 9 приведены результаты оценивания иерархических моделей упорядоченного выбора, очищенные от смещения, возникающего в силу различного восприятия тяжести проблем со здоровьем[1]. Здесь и далее используются следующие сокращения для названий регрессионных моделей: MOB_R самооценка мобильности, Россия; MOB_C самооценка мобильности, Китай; MOB_U самооценка мобильности, объединенная модель; PAIN_R самооценка дискомфорта, Россия; PAIN_C самооценка дискомфорта, Китай; PAIN_U самооценка дискомфорта, объединенная модель.

Заметим, что коэффициент при переменной «country» в объединенной модели значим и положителен. Это означает, что при прочих равных, россияне оценивают свои проблемы со здоровьем по выбранным двум проекциям здоровья, как более серьезные, даже после «очистки» оценок от смещения в силу разницы восприятия.

Характер зависимости между выбранным набором ковариат и зависимыми переменными в целом соответствует авторским ожиданиям и описанному поведению данных переменных в литературе. Так, не удивительно, что с возрастом здоровье ухудшается, оценки тяжести проблем со здоровьем растут.

Женщины чаще сообщают о трудностях, связанных с физической мобильностью и болью. Это только на первый взгляд противоречит агрегированным данным, представленным во втором разделе данной статьи, согласно которым ожидаемая продолжительностью здоровой жизни у мужчин ниже, чем у женщин. Распределение хронических заболеваний между полами не одинаково, женщины чаще страдают от артрита, мигреней и других болезней, которые связаны с плохим самочувствием, но относительно мало влияют на риск смертности, тогда как мужчины чаще страдают от сердечно-сосудистых заболеваний, которые не только ухудшают самочувствие, но существенно увеличивают риск смертности (Case, Paxson, 2005; Oksuzyan et al., 2008).

[1] Нами были также оценены обычные модели упорядоченного выбора, результаты сравнения оценок коэффициентов показывают, что коррекция смещения посредством моделей иерархического упорядоченного выбора существенно меняет результаты оценивания.

Таблица 9

Результаты оценивания социально-экономического градиента самооценок здоровья при помощи иерархических моделей упорядоченного выбора

	MOB_R	MOB_C	MOB_U	PAIN_R	PAIN_C	PAIN_U
age	0,0437***	0,0469***	0,0194***	0,0344***	0,0190***	0,0232***
	(17,84)	(19,13)	(16,33)	(12,83)	(9,90)	(15,60)
female	0,210***	0,174***	0,251***	0,227***	0,336***	0,306***
	(4,35)	(4,28)	(11,79)	(4,26)	(10,37)	(11,45)
married	–0,00509	0,0244	0,0620*	0,0239	0,0142	0,0131
	(–0,10	(0,42)	(2,25)	(0,44)	(0,29)	(0,38)
educ	–0,128***	–0,0416	–0,0881***	–0,0982**	–0,0925***	–0,108***
	(–4,71)	(–1,69)	(–7,00)	(–3,23)	(–4,70)	(–6,85)
urban	–0,270***	–0,342***	–0,232***	–0,140*	–0,326***	–0,273***
	(–5,24)	(–7,37)	(–9,85)	(–2,45)	(–8,82)	(–9,20)
quintile	–0,0616***	–0,155***	–0,0865***	–0,0983***	–0,0877***	–0,0867***
	(–3,77)	(–9,96)	(–11,08)	(–5,46)	(–7,11)	(–8,85)
country			0,307***			0,645***
			(11,38)			(19,06)
cons	–0,378	–2,108***	0,580***	–0,0737	–0,399**	–0,501***
	(–1,75)	(–10,97)	(6,33)	(–0,31)	(–2,74)	(–4,35)
cons	0,177***	0,242***	0,0194	0,298***	0,268***	0,249***
	(10,32)	(10,84)	(1,89)	(18,39)	(20,79)	(24,67)
n	3879	9683	13562	3879	9683	13562

Примечания:
1. В скобках указаны *t*-статистики коэффициентов.
2. * означает, что коэффициент значимо отличен от нуля на 10%-ном уровне значимости,
** – на 5%-ном уровне значимости,
*** – на 1%-ном уровне значимости.

Переменная «семейный статус» оказалась значима только в одной объединенной модели, и только на 10%-ном уровне значимости. Пожалуй, это единственный случай, когда был получен неожиданный результат. Почему нас это удивляет? Мы ожидали, что для семейных людей в возрасте 50+ уровень здоровья будет значимо выше, чем для не состоящих в браке. Действительно, еще в начале XX в. было установлено – семейное состояние является значимым фактором здоровья. Так, С. А. Новосельский (Новосельский, 1958, с. 93) на российских данных 1899–1902 гг. показал, что для людей, пребывающих в браке, смертность существенно ниже, чем для холостых, особенно сильно данная закономерность наблюдается для мужчин. К сходным выводам пришел Л. С. Каминский (Каминский, 1974, с. 161–168), который, используя российские данные 30-х гг. XX в., показал, что только для возрастной группы 70 лет и старше семейное состояние не влияет на смертность. Современные исследования также подтверждают, что состоящие в браке люди имеют более высокий статус здоровья (см., например, Стукалин, Кабачек, 2012).

Результаты оценивания регрессионной модели свидетельствуют, что, по всей видимости, наличие партнера не имеет непосредственного влияния по крайне мере на выбранные нами характеристики здоровья – мобильность и чувство дискомфорта. Еще раз подчеркнем, что этот результат расходится с нашими первоначальными предположениями о влиянии брачного статуса на выбранные нами

проекции здоровья. Если вопрос о влиянии семейного статуса на дискомфорт в данном аспекте более сложен, то относительно мобильности можно было ожидать, что наличие партнера позволяет значительно облегчить данную проблему, особенно в условиях отсутствия развитой инфраструктуры для пожилых людей и людей с ограниченными возможностями. Возможно, объяснение можно найти в аргументах Л. С. Каминского (неоднократно подтвержденных и другими исследователями), приведенных в процитированной выше работе. Каминский полагал, что более высокая материальная обеспеченность людей, состоящих в браке, объясняет их более низкие показатели смертности. Вероятно, наличие в регрессионной модели переменной «перманентный доход», которая во всех моделях является значимой на 1%-ном уровне значимости, а знак коэффициента свидетельствует о том, что люди с более низким доходом испытывают бóльшие проблемы и в отношении мобильности, и в отношении боли и дискомфорта, нивелирует влияние брачного статуса на здоровье ввиду эффекта, описанного Каминским.

Своеобразным водоразделом в уровне здоровья является место проживания – город или сельская местность. Для Китая данная проблема выделяется в литературе как первичная, начиная с 1980-х гг. В определенной мере это стало следствием политического курса коммунистического Китая. Повышенное внимание и основные бюджетные средства направлялись в индустриальные центры – промышленные города, сосредоточенные вдоль восточного побережья и Центрального Китая. Поскольку и до рыночного разворота Китай копировал советскую систему, которая также предполагала подобную асимметрию в снабжении города и села, то говорить о негативном влиянии именно рыночного вектора реформ не приходится. Нельзя игнорировать и тот факт, что рыночные реформы как минимум на первом этапе в сфере здравоохранения произвели негативный эффект, который можно наблюдать на графике ожидаемой продолжительности жизни жителей Китая. Для России подобное разделение также отмечается, но оно не является краеугольным и всеохватывающим. Но корень проблем, по всей видимости, и в России, и в Китае кроется в политике ускоренной индустриализации первой половины XX в., вернее, в ее издержках – диспропорциях снабжения в условиях центрального планирования, ограничениях трудовой мобильности и «закрепления» сельского населения. Отметим, что некоторые отголоски этих ограничений сохраняются и в настоящее время в обеих странах.

Положительный эффект влияния образования на уровень здоровья – теоретически ожидаемое явление. При этом следует подчеркнуть специфику выборки людей в возрасте 50+. Это ограничение существенно, поскольку до определенной степени нивелирует разницу, например, между мужчинами с высшем образованием и без него вследствие выхода на пенсию. Данные SAGE предоставляют нам следующую картину плотности распределения переменной «возраст» (см. рис. 7) для людей с высшим образованием и без него.

В отличие от России, в Китае высшее образование, по всей видимости, выполняет роль социального лифта, который позволяет повысить уровень благосостояния, выражаемый, прежде всего, в увеличении продолжительности жизни. В России же можно наблюдать противоречивую ситуацию, действительно, наличие высшего образования повышает шансы достигнуть некоторого среднего возраста по популяции мужчин и женщин. При этом мы не можем сказать, что люди с высшим образованием живут существенно дольше, поскольку модальные пики идентичны. Более того, эмпирическая «плотность» распределения продолжительности жизни людей без высшего образования (особенно у женщин) после прохождения первого пика более пологая, из чего можно предположить, что функция социальной мобильности высшего образования в России ограничена. Очевидно,

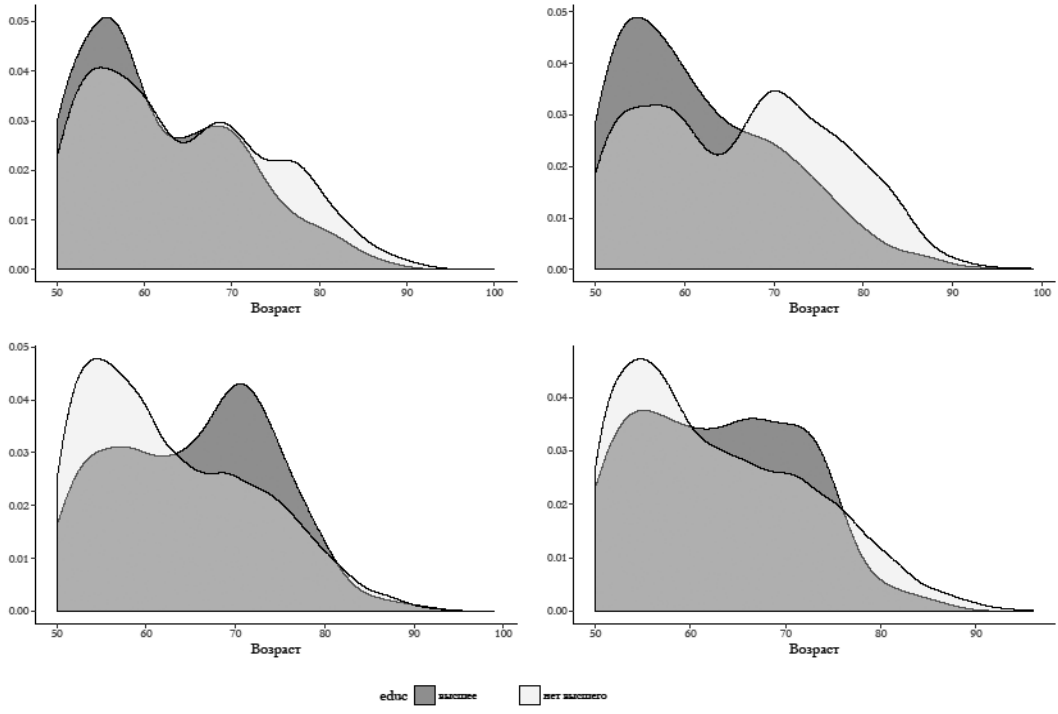

Рис. 7. Эмпирическая плотность распределения переменной «возраст»

что высшее образование в России не является неотъемлемым фактором благополучия. Ситуация в Китае совершенно иная. Люди с высшим образованием живут существенно дольше, что наиболее наглядно демонстрируют китайские мужчины.

Наконец, уровень перманентного дохода благоприятно влияет на уровень здоровья, по крайней мере, в тех его проекциях, которые были выбраны для исследования, даже при контроле данных на образование и другие переменные, включенные в исследование.

Заключение

В настоящем исследовании оценен социально-экономический градиент в оценке уровня своего здоровья пожилым населением России и Китая по данным Исследования ВОЗ по вопросам глобального старения и здоровья взрослых (SAGE: Study on Global Ageing and Adult Health). Рассматривались такие проекции здоровья, как мобильность (сложность в физическом передвижении из-за проблем со здоровьем), боль и дискомфорт. В исследовании была учтена необходимость обеспечения сопоставления самооценок здоровья как меры «истинного здоровья» у людей разных культур, образовательного багажа, пола, уровня дохода и других характеристик. Действительно, из-за культурных различий люди могут демонстрировать разные «стили ответов» на вопрос о самооценке здоровья, т. е. возможно существование системных расхождений в ответах респондентов по какому-либо признаку, когда одна подгруппа классифицирует определенный уровень проблем со здоровьем как тяжелый, а другая – как умеренный. Для коррекции подобных смещений в исследовании использован метод якорных виньеток, эконометрическим инструментарием которого является иерархическая модель упорядоченного выбора. В работе показано, что россияне демонстрируют более высокий уровень

проблем в выбранных для исследования проекциях здоровья. Ключевым фактором, влияющим на уровень здоровья населения России и Китая, является место проживания – жители села испытывают бóльшие проблемы со здоровьем, чем жители города. Выявлена положительная роль образования и дохода на самооценки здоровья у пожилых жителей России и Китая.

За рамками исследования, проведенного нами на данных SAGE, остались вопросы влияния на самооценки здоровья потребления алкоголя, табака и уровня стресса. Сравнение агрегированных данных показано, что аддиктивное поведение в отношении табака и алкоголя может быть существенным фактором в объяснении значительной разницы в ожидаемой продолжительности здоровой жизни между жителями России и Китая, которая особенно велика для мужчин. Это дает основания продолжить сопоставления градиента здоровья жителей России и Китая при помощи детальных данных опросов населения с включением данных факторов. Другим расширением данного исследования может быть проверка условий эквивалентности и согласованности виньеток, которое в данном исследовании было опущено.

Источники

Громов А. Д., Платонова Д. П., Семенов Д. С., Пырова Т. Л. Доступность высшего образования в регионах России. М.: НИУ ВШЭ / Серия «Современная аналитика образования». 2016. № 8. URL: https://publications.hse.ru/mirror/pubs/share/folder/kyg42vmi4j/direct/201217137/

Каминский Л. С. Смертность и семейное состояние населения // Медицинская и демографическая статистика: Избр. произв. / под ред. Л. Е. Полякова. М., 1974.

Новосельский С. А. Смертность и семейное состояние населения // Вопросы демографической и социальной статистики: Избр. произв. / под ред. А. М. Меркова. М., 1958.

Овчинцева Л. Особенности сельской бедности // Отечественные Записки. 2004. № 1. URL: http://www.strana-oz.ru/2004/1/osobennosti-selskoy-bednosti.

Панова Л. В. Финансирование здравоохранения как контекстуальный фактор здоровья // Петербургская социология сегодня. 2015. № 6. С. 384–407.

Стукалин Е. Б., Кабачек А. В. Здоровье в семьях: исследование корреляции состояния здоровья супругов в России // Финансы и бизнес. 2012. № 2. С. 34–40.

Alwan A., Armstrong T., Bettcher D., Branca F. Global Status Report on Noncommunicable Diseases 2010 // World Health Organization, 2011.

Bago d'Uva T., O'Donnell O., van Doorslaer E. Differential Health Reporting by Education Level and its Impact on the Measurement of Health Inequalities Among Older Europeans // International Journal of Epidemiology. 2008a. Vol. 37. N 6. P. 1375–1383.

Bago d'Uva T., Van Doorslaer E., Lindeboom M., O'Donnell O. Does Reporting Heterogeneity Bias the Measurement of Health Disparities? // Health Economics. 2008b. Vol. 17. N 3. P. 351–375.

Barro-Lee educational attainment dataset. URL: http://www.barrolee.com (дата обращения: 17.08.2017).

Brainerd E., Cutler D. M. Autopsy on an Empire: Understanding Mortality in Russia and the Former Soviet Union // Journal of Economic Perspectives. 2005. Vol. 19. N 1. P. 107–130.

Bromet E. J., Gluzman S. F., Paniotto V. I., Webb C. P., Tintle N. L., Zakhozha V., Havenaar J. M., Gutkovich Z., Kostyuchenko S., Schwartz J. E. Epidemiology of Psychiatric and Alcohol Disorders in Ukraine // Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology. 2005. Vol. 40. N 9. P. 681–690.

Case A., Paxson C. Sex Differences in Morbidity and Mortality // Demography. 2005. Vol. 42. N 2. P. 189–214.

Cutler D.M., Lleras-Muney A. Education and Health: Evaluating Theories and Evidence // National Bureau of Economic Research Working Paper Series, 12352. 2006.

Cutler D.M., Lleras-Muney A. Understanding Differences in Health Behaviors by Education // Journal of Health Economics. 2010. Vol. 29. N 1. P. 1–28.

Deaton A. Commentary: The Convoluted Story of International Studies of Inequality and Health // International Journal of Epidemiology. 2002. Vol. 31. N 3. P. 546–549.

Health Systems // World Development Indicators. URL: http://wdi.worldbank.org/table/2.12# (дата обращения: 11.04.2017).

Healthy Life Expectancy // World Health Organization Global Health Observatory data repository. URL: http://apps.who.int/gho/data/view.main.HALEXv (дата обращения: 17.08.2017).

Heistaro S., Jousilahti P., Lahelma E., Vartiainen E., Puska P. Self Rated Health and Mortality: a Long Term Prospective Study in Eastern Finland // Journal of Epidemiology and Community Health. 2001. Vol. 55. N 4. P. 227–232.

Hirve S., Verdes E., Lele P., Juvekar S., Blomstedt Y., Tollman S., Wall S., Chatterji S., Ng N. Evaluating Reporting Heterogeneity in Self-rated Health Among Adults Aged 50 Years and Above in India: an Anchoring Vignettes Analytic Approach // Journal of Aging and Health. 2014. Vol. 26. N 6. P. 1015–1031.

Global Information System on Alcohol and Health // World Health Organization Global Health Observatory. URL: http://apps.who.int/gho/data/view.main.52280 (дата обращения: 17.04.2017).

Jürges H. True Health vs Response Styles: Exploring Cross-country Differences in Self-Reported Health // Health Economics. 2007. Vol. 16. N 2. P. 163–178.

King G., Murray C. J., Salomon J. A., Tandon A. Statistical Models for Enhancing Cross-population Comparability // Health Systems Performance Assessment: Debates, Methods and Empiricism. Geneva, 2003.

King G., Murray C. J., Salomon J. A., Tandon A. Enhancing the Validity and Cross-cultural Comparability of Measurement in Survey Research // American Political Science Review. 2004. Vol. 98. N 1. P. 191–207.

Kondo N., Sembajwe G., Kawachi I., van Dam R. M., Subramanian S. V., Yamagata Z. Income Inequality, Mortality, and Self Rated Health: Meta-analysis of Multilevel Studies // BMJ. 2009. Vol. 339. b4471.

Manor O., Matthews S., Power C. Self-rated Health and Limiting Longstanding Illness: Inter-relationships with Morbidity in Early Adulthood // International Journal of Epidemiology. 2001. Vol. 30. N 3. P. 600–607.

Marten R., McIntyre D., Travassos C., Shishkin S., Longde W., Reddy S., Vega J. An Assessment of Progress Towards Universal Health Coverage in Brazil, Russia, India, China, and South Africa (BRICS) // The Lancet. 2014. Vol. 384. N 9960. P. 2164–2171.

Martikainen P., Aromaa A., Heliövaara M., Klaukka T., Knekt P., Maatela J., Lahelma E. Reliability of Perceived Health by Sex and Age // Social Science & Medicine. 1999. Vol. 48. N 8. P. 1117–1122.

Mathers C., Ho J. WHO Methods for Life Expectancy and Healthy Life Expectancy // Global Health Estimates Technical Paper. 2014. P. 1–28.

McKee M., Stuckler D., Basu S. Where There is no Health Research: What Can be Done to Fill the Global Gaps in Health Research? // PLoS Medicine. 2012. Vol. 9. N 4. e1001209.

Murray C. J., Ozaltin E., Tandon A., Salomon J., Sadana R., Chatterji S. Empirical Evaluation of the Anchoring Vignettes Approach in Health Surveys // Health Systems Performance Assessment: Debates, Methods and Empiricism. 2003. Vol. 369.

Oksuzyan A., Juel K., Vaupel J. W., Christensen K. Men: Good Health and High Mortality. Sex Differences in Health and Aging // Aging Clinical and Experimental Research. 2008. Vol. 20. N 2. P. 91–102.

Risk of premature death from the four target NCDs // World Health Organization Global Health Observatory data repository. URL: http://apps.who.int/gho/data/view.main.2485 (дата обращения: 17.08.2017).

Sadana R., Mathers C. D., Lopez A. D., Murray C. J., Iburg K. Comparative Analyses of More than 50 Household Surveys on Health Status // Summary Measures of Population Health: Concepts, Ethics, Measurement and Applications. Geneva, 2002. P. 369–386.

Salomon J. A., Tandon A., Murray C. J. Using Vignettes to Improve Cross-population Comparability of Health Surveys: Concepts, Design, and Evaluation Techniques // Global Programme on Evidence for Health Policy Discussion Paper. 2001. Vol. 41.

SAGE: Study on Global Ageing and Adult Health. URL: http://apps.who.int/healthinfo/systems/surveydata/index.php/catalog (дата обращения: 11.01.2017).

Treiman D. J. The «Difference Between Heaven and Earth»: Urban–rural disparities in well-being in China / D. J. Treiman // Research in Social Stratification and Mobility. 2012. Vol. 30. N 1. P. 33–47.

Tobacco Control // World Health Organization Global Health Observatory. URL: http://apps.who.int/gho/data/node.main.Tobacco?lang=en (дата обращения: 11.04.2017).

Tsang M. C. Education and National Development in China Since 1949: Oscillating Policies and Enduring Dilemmas // China Review. 2000. P. 579–618.

WHO Report on the Global Tobacco Epidemic 2013: Enforcing Bans on Tobacco Advertising, Promotion and Sponsorship. Geneva, 2014.

World Development Indicators. URL: http://data.worldbank.org/indicator/SP.DYN.LE00.IN (дата обращения: 17.04.2017).

World Health Organization. Global Health Observatory // Abstainers, lifetime by country. 2010. URL: http://apps.who.int/gho/data/view.main.52400 (дата обращения: 17.04.2017).

World Health Organization // Health statistics and information systems. URL: http://www.who.int/healthinfo/sage/cohorts/en/index4.html (дата обращения: 14.04.2017).

Zeng J., Pang X., Zhang L., Medina A., Rozelle S. Gender Inequality in Education in China: a Meta-regression Analysis // Contemporary Economic Policy. 2014. Vol. 32. N 2. P. 474–491.