

Конспирологические представления о вакцинации: валидизация опросника

И. Л. Углонова, А. М. Михайлова, Т. В. Бельская, А. В. Гетман

Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики»,
Российская Федерация, 101000, Москва, ул. Мясницкая, 20

Для цитирования: Углонова И. Л., Михайлова А. М., Бельская Т. В., Гетман А. В. Конспирологические представления о вакцинации: валидизация опросника // Вестник Санкт-Петербургского университета. Социология. 2021. Т. 14. Вып. 1. С. 14–32.

<https://doi.org/10.21638/spbu12.2021.102>

Вакцинация в свете пандемии COVID-19 — актуальная тема в научных и популярных кругах. В статье представлена адаптация и валидизация опросника измерения склонности верить в теории заговора (конспирологии) относительно вакцинации (Vaccine Conspiracy Beliefs Scale; СКОВ). Опросник состоит из 7 утверждений с 7 ответными категориями по шкале Ликерта. В работе проведен перевод и адаптация для российской выборки англоязычной версии опросника, включая прямой и обратный перевод и проведение когнитивных лабораторий. Перевод проводился тремя экспертами с последующей финализацией версии опросника для количественного анализа. Качественное исследование в формате интервью (когнитивная лаборатория) проверяло, насколько понятен респондентам целевой группы перевод и исследуемый конструкт. Анализ данных проводился в рамках современной теории тестирования с применением моделей семейства Раш (Rasch modeling). Выборку составили 308 студентов российских вузов (средний возраст 20,6 лет; SD = 3,9). Количественный анализ продемонстрировал удовлетворительные психометрические характеристики опросника. Более глубокий анализ показал, что выборка разделяется на два латентных класса согласно ответным стилям тестируемых (response style). Под ответным стилем мы понимаем специфическую характеристику тестируемого, которая вносит вклад в то, почему тестируемый выбрал ту или иную ответную опцию. Исследование ответных стилей — недостаточно представленная область в отечественных исследованиях. Статья становится частью дискуссии о развитии этой области и подчеркивает необходимость изучения ответных стилей при применении опросников. В целом статья детализирует методологию проведения валидизации инструментов измерения в социальных и общественных науках.

Ключевые слова: отношение к вакцинации, теория заговоров, психометрика, ответные стили респондентов, шкала Ликерта.

Введение

Вакцинация как явление является предметом острой дискуссии во многих странах мира. Ранее она считалась доказанной эффективной мерой профилактики многих заболеваний и даже единственной возможностью защититься от некоторых опасных инфекций. Польза вакцин привела к их массовому распростра-

нению — уже с детского возраста некоторые прививки являются обязательными. Вакцинация избавила человечество от таких заболеваний, как полиомиелит и оспа, в результате чего современное поколение даже не задумывается об угрозах, которые несут эти инфекционные заболевания. Однако вакцинация стала «жертвой своего собственного успеха» [1]. В настоящее время все больше людей начинают отказываться от вакцинации. Некоторые видят в вакцине определенную опасность для своего здоровья и не хотят подвергать себя дополнительному риску — нередки случаи вакцинации населения экспериментальными препаратами, эффективность которых не была доказательно подтверждена [1]. Другая распространенная причина отказа от вакцин — вера в теорию заговора и управление населением путем вакцинации.

Для исследования отношения к вакцинации понадобятся надежные инструменты, способные корректно отобразить текущую ситуацию. В России такого инструмента не существует, в связи с чем и было инициировано валидизационное исследование, цель которого — адаптировать зарубежный опросный инструмент на российской выборке [2]. Данная статья посвящена исследованию психометрических характеристик опросника склонности верить в теории заговора (конспирологии) относительно вакцинации (Vaccine Conspiracy Beliefs Scale; СКОВ).

В первом разделе статьи мы рассматриваем описание конструктора «склонность верить в теорию заговора относительно вакцинации». Мы приводим подходы к пониманию конструктора, а также способы его измерения. Второй раздел посвящен этапу разработки утверждений опросника (процесс адаптации англоязычной версии опросника к российской культуре). В третьем разделе, чтобы убедиться в качестве опросника, мы проводим анализ основных психометрических характеристик в рамках семейства моделей Раш (Rasch modeling) современной теории тестирования (Item Response Theory; IRT). Следующий раздел посвящен более детальному анализу функционирования ответной шкалы и выявлению латентных классов среди респондентов. Приводятся результаты смешанного моделирования (Mixed Rasch modeling), указывающие на разнородность выборки (существование латентных классов), связанную с особенностями использования ответной шкалы опросника. Систематические различия в функционировании ответной шкалы рассматриваются как различия в ответных стилях (response style). Ответный стиль — это специфическая характеристика тестируемого, которая вносит вклад в установление того, почему тестируемый выбрал ту или иную ответную опцию (например, «Не согласен» или «Абсолютно не согласен»). Отметим, что игнорирование этих различий может привести к искажениям в итоговых оценках тестируемых [3]. Обсуждение полученных результатов, ограничения и дальнейшие направления исследования завершают статью.

Обзор литературы

В XXI в. вера в теории заговора (или конспирологию) стала фокусом новой области социальной психологии и определяется как «психологическая предрасположенность к объяснению резонансных исторических и общественно-политических событий в терминах теории заговора заинтересованной группы лиц» [4]. А. Прилуцкий отдельно выделяет медицинскую конспирологию — «совокупность

мифологических нарративов, объясняющих динамику медицинской ситуации наличием тайного заговора», которая связана с пятью мифологическими концептами (изобретение фармацевтическими компаниями нереальных заболеваний, сокрытие ими безопасных лекарств и способов лечения, утаивание информации о вредных последствиях современных медицинских технологий, миф о врачах-убийцах, тайное чипирование пациентов под видом вакцинации или лечения) [5]. Вера в медицинскую конспирологию является существенным предиктором негативного отношения к вакцинации [6].

Социально-психологические факторы и причины отказа от вакцинации (в том числе из-за веры в конспирологию) начали активно изучаться около 20 лет назад. Большинство исследований было выполнено в США и Канаде [7]. Понимание причин и факторов, по которым индивиды примыкают к лагерю противников вакцинации, очень важно для операционализации конструкта и правильной формулировки утверждений опросника (шкалы). Индивиды склонны верить в теории заговора, когда их важные психологические потребности (эпистемологические, экзистенциальные и/или социальные) не удовлетворены [8] или в силу латентных мотиваций — страхов, проблем с самоидентичностью и глубоко укоренившихся взглядов на мир, которые подталкивают людей к принятию определенной точки зрения в отношении важных вопросов [9]. Гореис и Ворачек установили, что склонность верить специфическим теориям заговора тесно связана со склонностью верить в любые теории заговора в целом [10]. Они связали конструкт с психологическими/психопатологическими расстройствами (паранойя, шизофрения, нарциссизм, плохо адаптирующаяся личность) и социально-политическими факторами (политический цинизм, неприятие властей, излишняя религиозность, любые формы социального отчуждения в виде безработицы, принадлежности к этническим меньшинствам).

Проведенный Антоновой и Ерицян систематический обзор 30 зарубежных публикаций за период 2002–2015 гг. позволил выделить следующие группы факторов отказа от вакцинации: 1) социально-статусные (пол, уровень дохода, возраст); 2) когнитивные (установки, убеждения, мировоззрение); 3) поведенческие (образ жизни); 4) иные факторы (вакцино-специфические факторы, характеристики состояния здоровья и опыт переживания болезни, а также медицинские противопоказания, характеристики социального окружения, информационное воздействие). Среди факторов отказа от вакцинации по частоте выявления вера в конспирологию занимает 5-е место [7].

Следует также отметить, что в последнее время особая роль среди факторов, способствующих распространению мифов в отношении вакцинации, отводится Интернету и социальным сетям [11–14]. В Интернете существует большое количество антипрививочных сообществ, отсутствие ссылок на научную литературу, высокая недостоверность информации. Так, исследование 2 тыс. самых активных учетных записей и 80 153 отправленных с них сообщений по теме вакцинации в «Твиттере» установило, что 17,9% содержания твитов противников вакцин связаны с распространением общих и конкретных теорий заговора [15]. Системный анализ кластеров социальных сетей около 100 млн пользователей Facebook, выразивших свои взгляды в отношении вакцинации, наглядно продемонстрировал, что противники вакцинации (несмотря на численное меньшинство) гораздо бо-

лее успешны в привлечении индивидов с неустоявшимся мнением, чем сторонники вакцинации [16]. Текущая пандемия также способствовала обострению веры в конспирологию в обществе, появлению новых теорий заговора и исследований по теме. В одной из работ были реплицированы предыдущие зарубежные исследования в контексте текущей пандемии на французской выборке и было подтверждено, что вера в заговоры в отношении COVID-19 существенно и отрицательно связана с благоприятным отношением к вакцинологии и намерением вакцинироваться от ковидной инфекции в будущем [17].

В проанализированной нами российской исследовательской литературе термин «вера в конспирологию», или «вера в теории заговора», практически отсутствует и превалирует термин «антипрививочный скепсис», который выражается и измеряется как агрегированное отношение к вакцинации, статус вакцинации ребенка и восприятие опасности вакцин, сомнения в эффективности и безвредности иммунизации, недоверие к вакцинам, отказ от отдельных либо от всех вакцин, изменения сроков иммунизации [13; 18; 19]. Выборки российских исследований схожи с западными и состоят из родителей, студентов медицинских и немедицинских вузов и врачей [11; 12; 18; 20]. Среди отказа от вакцинации со стороны родителей чаще всего упоминаются сомнения в отношении вакцинации [7] и опасения поствакцинальных осложнений [11; 18]. Анализ отношений студентов вузов выявил следующую закономерность: студенты немедицинских вузов продемонстрировали более негативное отношение к прививкам, а «антипрививочный скепсис» студентов медицинских вузов уменьшается к старшим курсам [12].

Основным инструментом измерения отношений к вакцинации является опросник, представляющий собой шкалу ликертовского типа с количеством утверждений от 5 до 22 [21]. Стандартизированный подход делает исследование масштабируемым, позволяет получать информацию за небольшое время. Интересно отметить, что зарубежные исследователи предпочитают проведение репликационных исследований, валидизируя существующие и разработанные шкалы в различных национальных контекстах и на различных выборках [17]. Однако ни одно зарубежное или отечественное исследование не использует Раш-моделей для валидации шкалы, что открывает перспективы для нашего исследования.

Методология исследования

Адаптация опросника. Оригинальный англоязычный опросник из семи утверждений был разработан Г. Шапиро и является частью батареи тестов в более крупном исследовании [2]. Все утверждения были прямыми, то есть не содержали отрицательных формулировок. Оригинальный опросник показал хорошие психометрические свойства: подтверждена ожидаемая одномерность, продемонстрирована высокая надежность, получена значимая положительная связь на среднем уровне с результатами по содержательно близкому тесту (Conspiracy Mentality Questionnaire).

Адаптация опросника осуществлялась в согласии с современными стандартами психологического и образовательного тестирования (International Test Commission) [22]. В работе мы воспользовались методом двойного перевода, который предполагает выполнение двух отдельных переводов независимыми экспертами. Затем

третий переводчик делает итоговый вариант, который выносится на когнитивную лабораторию. Когнитивная лаборатория — это метод изучения ментальных процессов человека при выполнении задания [23]. Респондента просят комментировать собственные действия в формате «мысли вслух» (thinking aloud) или отвечать на вопросы интервьюера в процессе или по итогам прохождения задания. Когнитивные лаборатории используют ее как дополнение к количественным методам на большей выборке. Поэтому ее можно проводить с небольшим количеством респондентов (3–10) до тех пор, пока результаты не будут повторяться. Таким образом, за счет использования метода двойного перевода и когнитивной лаборатории обеспечивается более тщательная подготовка опросника для его количественной апробации.

В исследовании во время когнитивной лаборатории респондентам из исследуемой нами социальной группы ($N=5$) предлагали заполнить опросник. Затем интервьюеры просили уточнить, как респондент понимает каждый пункт и почему он выбрал тот или иной ответ на шкале. На когнитивной лаборатории сравнивались формулировки утверждений, которые различались в переводах, и варианты ответной шкалы.

Результаты когнитивной лаборатории позволили установить конкретные формулировки, которые отличают их восприятие представителями российской культуры. Наибольшие различия оригинальной и переведенной версии заключались в следующем:

В утверждении “Immunizing children is harmful and this fact is covered up” “immunizing” можно перевести как «иммунизация» или «вакцинация». С точки зрения точности первый вариант более правильный, так как процесс иммунизации включает в себя большой набор мероприятий. Вместе с тем «вакцинация» является более распространенным словом в русском языке.

Для утверждения “People are deceived about vaccine efficacy” первая часть была представлена двумя вариантами: «людей обманывают» и «людей вводят в заблуждение». Несмотря на то что первый вариант кажется более негативно окрашенным в русском языке, он был более понятным респондентам.

Выражение “companies cover up...” в утверждении “Pharmaceutical companies cover up the dangers of vaccines” было переведено двумя вариантами: «компании скрывают» или «компании умалчивают». Вторая версия, возможно, является более корректной в данной ситуации, но была менее понятна респондентам.

«Безопасность» и «эффективность» вакцин не всегда различались респондентами. Несколько утверждений казались идентичными («Это проверка на внимательность?»). Это касалось пары (1) «Нас обманывают насчет эффективности вакцин» и «Нас обманывают, говоря, что вакцины безопасны» и (2) «Часто данные о безопасности вакцин сфабрикованы» и «Эффективность вакцин часто преувеличена» (пример оригинальной версии: “Vaccine efficacy data is often fabricated” и “People are deceived about vaccine safety”).

В переведенной версии респондентам не хватало «агентов» — действующих лиц, участвующих в теории заговора. Поэтому нами были добавлены фармацевтические компании, правительство и врачи, так как в версии вопроса без участия агентов респонденты интерпретировали этот вопрос с точки зрения СМИ. Респонденты уточняли «место», о котором идет речь: российские или зарубежные агенты. По их словам, в зависимости от этого ответы могут различаться.

По словам респондентов, опрос показался для них «сложным». Они перечитывали вопросы несколько раз, комментируя, что не всегда понятно содержание, а не формулировка. Так, утверждение о том, что вакцинация может вызвать аутизм, показался респондентам неожиданным («Я никогда не думала об этом»).

Участники когнитивной лаборатории отметили, что им понятна каждая ответная опция 7-балльной ответной шкалы, поэтому нами была использована такая же шкала, как и в оригинальном исследовании.

После проведения когнитивной лаборатории опросник был приведен к финальной версии для апробации на большей выборке.

Исследование проводилось на «доступной выборке» с использованием онлайн-опроса и бумажных экземпляров опросника. В исследовании приняло участие 308 человек со средним возрастом 20,6 лет ($SD = 3,9$). Выборку составили бакалавры и магистры крупных московских вузов. 74,4% респондентов отметили свой пол как женский. Сбор данных проводился весной 2019 г.

Инструмент представлял собой 7 утверждений в 7-балльной ответной шкале типа Ликерта. Помимо основных утверждений были добавлены вопросы про пол, год и месяц рождения респондентов. В исследовании была использована следующая ответная шкала: «Абсолютно **не** согласен», «**Не** согласен», «Частично **не** согласен», «Нейтрален», «Частично согласен», «Согласен», «Абсолютно согласен».

Утверждения, предъявляемые респондентам:

1. «Часто данные о безопасности вакцин сфабрикованы».
2. «Скрывается факт, что вакцинация детей вредит здоровью».
3. «Фармацевтические компании скрывают информацию об опасности вакцин».
4. «Нас обманывают насчет эффективности вакцин».
5. «Эффективность вакцин часто преувеличена».
6. «Нас обманывают, говоря, что вакцины безопасны».
7. «Фармацевтические компании, врачи и правительство скрывают вероятность развития аутизма в результате вакцинации».

Стратегия анализа данных

Анализ данных в рамках Раш-моделирования обладает рядом преимуществ и проводится в несколько шагов, которые характеризуют разные аспекты валидности полученных результатов тестирования [24; 25]. В исследовании мы обращаем внимание на анализ основных психометрических характеристик (согласие модели и данных, надежность, размерность, анализ трудностей утверждений, различное функционирование утверждений для разных групп респондентов, DIF). Кроме того, мы проводим анализ, призванный устанавливать существование латентных классов в зависимости от использования респондентами ответных категорий.

Исследовательские задачи и природа данных определяют выбор модели оценивания. Рейтинговая модель Rating Scale Model (RSM) используется для анализа утверждений с политомическими ответными опциями по типу ликертовских шкал [26; 27]. Выбор ответной опции должен зависеть от выраженности конструкта и труд-

ности утверждения [28]. С ростом выраженности конструкта вероятность выбрать ответную опцию с большей степенью уверенности должна также возрастать. Допущение RSM состоит в том, что для всех утверждений опросника сохраняется одна структура ответной шкалы. Для интерпретации ответных опций удобно использовать понятие «порог» (Rasch-Andrich thresholds). Порог — это значение, при котором вероятности выбрать данную или следующую ответную опцию равны. В модели RSM оценивается значение трудности всего задания, а значения порогов внутри каждого задания оцениваются исходя из того, что их сумма будет равна 0 [29; 30].

Основные психометрические характеристики

Для оценки согласия данных с моделью применялись нестандартизированная невзвешенная статистика согласия (OUTFITMNSQ) и нестандартизированная информационно-взвешенная статистика согласия (INFITMNSQ). В основе этих статистик согласия лежит оценка отклонения наблюдаемого тестового балла от ожидаемого моделью (соответственно невзвешенная и взвешенная сумма квадратов остатков). Задание считалось согласующимся с моделью, если статистики принимали значение в диапазоне от 0,6 до 1,4 [31]. Надежность оценивалась в рамках современной теории тестирования как мера, обратная ошибке измерения [31]. Исследование размерности проводилось на основе анализа стандартизованных остатков методом главных компонент. Отсутствие явно выраженных факторов среди остатков (собственное значение первого контраста меньше 2,0) свидетельствует о существенной одномерности данных.

Для анализа DIF оценивалось, существенна ли роль принадлежности к определенной группе при оценке вероятности согласиться с утверждением. Критическое значение силы вклада принадлежности группе считается выше 0,64 логита [32].

Исследование ответных стилей

На первом этапе анализ ответных категорий проводился на общей выборке для выявления ненаполненных категорий и неупорядоченных порогов. Ненаполненные категории сигнализируют о том, что в предложенной формулировке ответная опция непривлекательна. Если пороги упорядочены, то, чтобы выбрать следующую ответную опцию, требуется большая выраженность конструкта (чтобы выбрать ответную опцию «согласен» требуется большая выраженность, чем для выбора ответной опции «не согласен»). Это условие должно сохраняться для всей ответной шкалы.

На втором этапе был применен метод смешанного моделирования в рамках Раш-моделирования [33]. Этот подход позволяет выявить такие группы тестируемых, которые различаются по латентному признаку, в отличие от традиционной проверки DIF, в которой принадлежность к группе известна заранее. Для установления наиболее предпочтительной модели по количеству классов применяются информационные критерии AIC, BIC, CAIC [34]. Меньшее значение свидетельствует о лучшем согласии данных и модели.

В этом подходе трудности заданий и пороги оцениваются отдельно для каждого класса [35]. Различия, которые приводят к возникновению латентных классов

и различным оценкам трудностей утверждений, могут быть вызваны как вкладом дополнительных черт в ответы респондентов, так и спецификой функционирования ответных опций (например, можно выявить тенденцию выбирать крайние ответные опции, *extreme response style*, ERS). Для того чтобы выявить, какова причина образования латентных классов, Е. Остин с коллегами сравнивают оценки трудностей заданий для разных классов с применением графического метода оценки различий [3]. Если разница оказывается небольшой, то разделение по классам не объясняется различной интерпретацией утверждений и вкладом дополнительных характеристик. Тогда источник латентных классов заключается в различном использовании ответной шкалы. Чтобы убедиться, что различия трудностей заданий для представителей разных классов могут считаться пренебрежимо малыми, мы дополняем графический анализ проверкой DIF для разных классов, используя критические значения этого метода (0,64 логита).

Анализ проводился с центрированием параметров заданий. В качестве метода оценки параметров применялась оценка совместного максимального правдоподобия (*joint maximum likelihood estimation*, JMLE). Для проведения анализа данных в рамках Раш-моделирования было выбрано программное обеспечение *Winsteps*. Анализ с выделением латентных классов проводился в пакете *mixRasch* программы R (v. 3.5.2) [34].

Результаты исследования

По результатам анализа оценка надежности составила 0,86, что говорит о ее высоком уровне. Данному опроснику присуща одномерность: значение первого контраста составило 1,5, что не превышает критического значения. Основные характеристики заданий представлены в табл. 1. Все утверждения находятся в согласии с моделью согласно выделенным критериям. Разброс трудности утверждений (без учета трудностей ответных опций — далее) маленький, от $-0,43$ до $0,32$ логитов. Ошибка измерения небольшая (0,06). Большая часть респондентов предпочитает не соглашаться с утверждениями: среднее значение оценок респондентов на 0,8 логита меньше, чем среднее значение оценок трудностей.

Анализ, направленный на установление того, одинаково ли функционируют утверждения для юношей и девушек, показал, что разница трудностей утверждений незначительна (до 0,21 логита), что не превышает критического значения. Таким образом, тест не содержит заданий, функционирующих по-разному для юношей и девушек.

Основные результаты исследования функционирования ответной шкалы приведены в табл. 2. На первом шаге мы проанализировали наполненность ответных категорий. Опция 7 («Абсолютно согласен») оказалась крайне малонаполненной (2% выборов). Для последующего анализа опции 6 и 7 были объединены. Объединение опций позволило сделать крайнюю положительную категорию достаточно наполненной (9% выборов). Остальные категории были выбраны от 13 до 28%. Значения трудностей категорий упорядочены.

На втором шаге мы обратили внимание на функционирование порогов ответных категорий. Диапазон значений порогов оказался достаточно большим, от $-2,31$ до $2,04$. Однако значение третьего порога ($-0,30$) оказывается меньше, с уче-

том ошибки измерения, значения второго порога (0,11). На рис. 1 проиллюстрировано (на примере задания № 1), что не существует такой области на шкале способности, на которой третья категория («Частично не согласен») была бы наиболее предпочтительна. Отметим небольшое расстояние между порогами в средней части шкалы и существенное расстояние между крайними порогами.

Таблица 1. Основные психометрические характеристики утверждений

Утверждение	Трудность	Ошибка измерения	OUTFIT MNSQ	INFIT MNSQ
1. Часто данные о безопасности вакцин сфабрикованы	-0,07	0,06	1,43	1,23
2. Скрывается факт, что вакцинация детей вредит здоровью	0,25	0,06	0,89	0,97
3. Фармацевтические компании скрывают информацию об опасности вакцин	-0,21	0,06	0,77	0,82
4. Нас обманывают насчет эффективности вакцин	0,07	0,06	0,86	0,88
5. Эффективность вакцин часто преувеличена	-0,43	0,06	1,05	1,09
6. Нас обманывают, говоря, что вакцины безопасны	0,07	0,06	0,76	0,82
7. Фармацевтические компании, врачи и правительство скрывают вероятность развития аутизма в результате вакцинации	0,32	0,06	1,26	1,20

Таблица 2. Функционирование ответной шкалы

Название категории	% выборов	Оценка категории	Оценка порога (ошибка)
Абсолютно не согласен	13	-3,47	Не оценивается
Не согласен	28	-1,40	-2,31 (0,08)
Частично не согласен	14	-0,33	0,11 (0,06)
Нейтрален	18	0,40	-0,30 (0,06)
Частично согласен	19	1,45	0,46 (0,06)
Согласен и Абсолютно согласен	9	3,27	2,04 (0,1)

Результаты приводят к заключению о неоптимальном функционировании ответной шкалы. Для более подробного изучения был проведен анализ, который позволяет изучить роль ответных стилей.

Утверждение 1. Данные_сфабрикованы

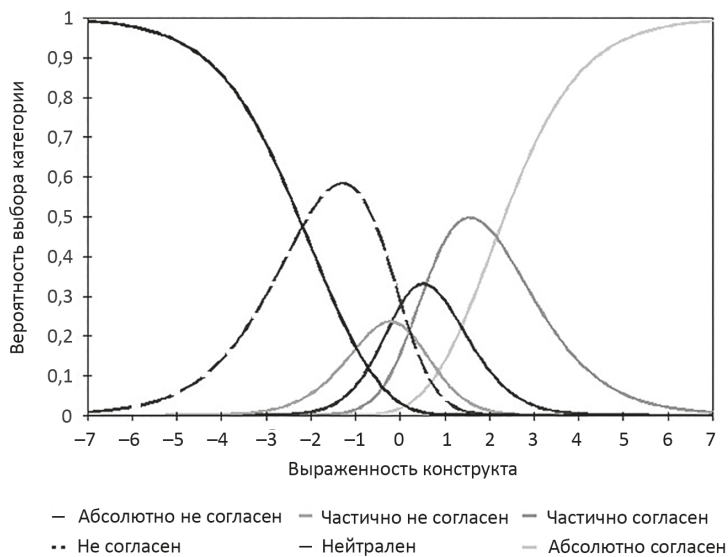


Рис. 1. Функционирование ответных категорий (на примере задания № 1)

На первом шаге были проверены модели, в которых ожидалось выявление одного, двух или трех классов (табл. 3). Информационные критерии моделей не указывают однозначно на наиболее предпочтительную, что требует более детального обоснования выбора модели [9]. Можно увидеть закономерность, что AIC и BIC для 2-классовой модели оказываются очень близки наименьшему значению других моделей. Также на предпочтение 2-классового решения указывает достаточная наполненность классов (58 % в первом классе) и среднее значение вероятности принадлежать к классу (0,85), которое говорит, что модель с достаточной степенью уверенности определяет принадлежность к классу.

Таблица 3. Сравнение смешанных Раш-моделей по количеству классов

Количество классов	AIC	BIC	CAIC	loglik	N. parms
1 класс	5402,559	5565,525	5609,525	-2657,28	44
2 класса	5280,839	5610,476	5699,476	-2551,419	89
3 класса	5323,555	5819,861	5953,861	-2527,777	134

Примечание: полужирным выделены наименьшие значения по таблице.

Далее анализ проводится для 2-классовой модели. Статистики согласия каждого утверждения для каждого класса оказываются в приемлемом диапазоне. Ошибка измерения возросла (наиболее вероятно — из-за уменьшения выборки при раз-

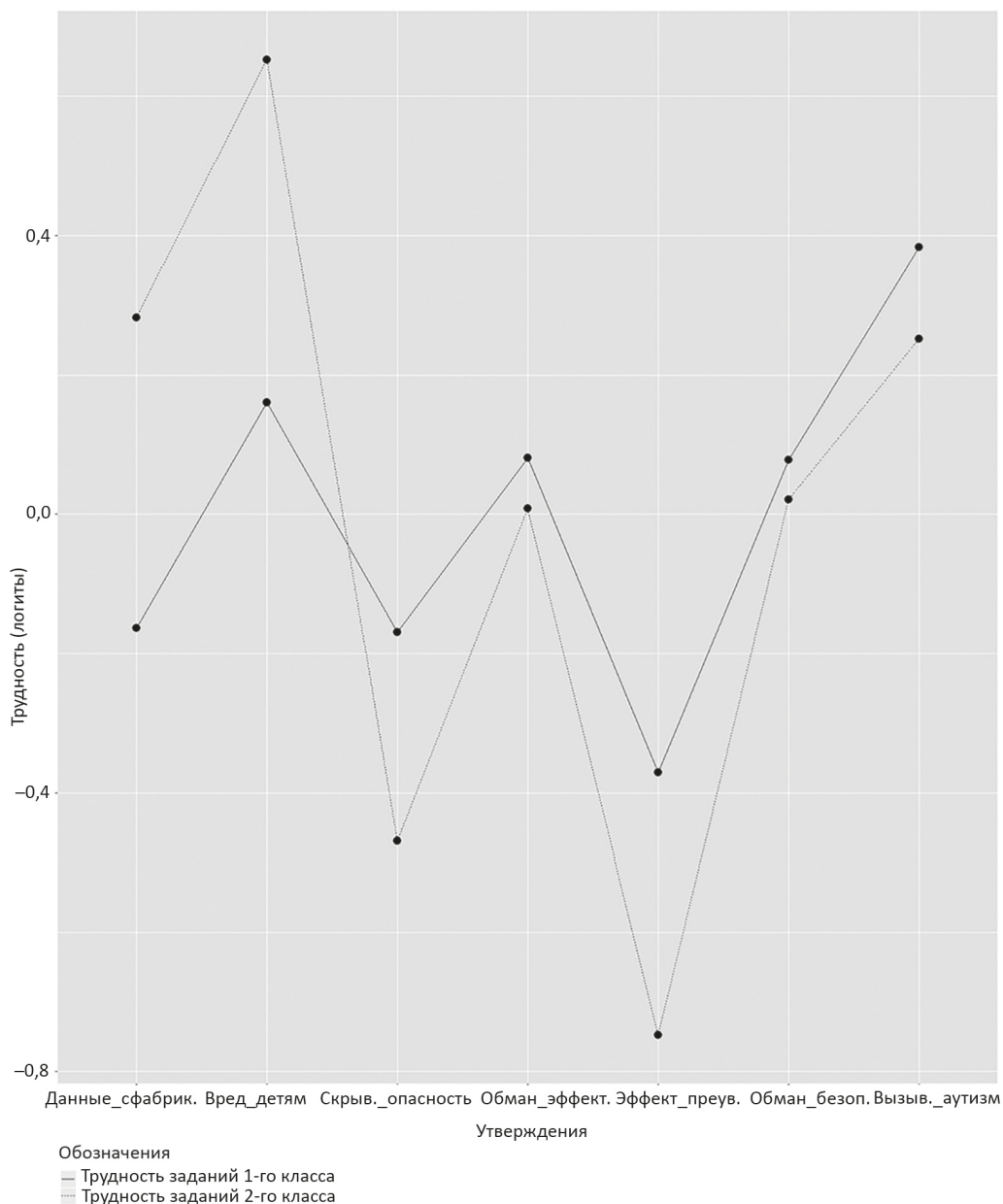


Рис. 2. Трудности утверждений для представителей каждого класса

делении на классы). Далее мы проверили, можно ли считать источником формирования двух классов не содержательный аспект, а ответный стиль респондента. Для этого мы сравнили общее значение трудности каждого задания для каждого класса.

Как показано на графике (рис. 2), для всех классов сохраняется общий паттерн изменения трудности для всех утверждений (табл. 4). Несмотря на существующие различия трудностей для представителей разных классов (самая большая разница в трудности у утверждений № 1 и 2), результаты DIF-анализа показали, что разли-

чия не превышают критического значения ни по одному утверждению (максимальная разница составила 0,45 логита для утверждения № 1).

Таким образом, допущение об одинаковой интерпретации утверждений представителями разных классов опросника может быть принято, а возникновение латентных классов может допускаться различием ответных стилей тестируемых.

Таблица 4. Характеристики утверждений для каждого класса

Утверждения	1-й класс			2-й класс			Разница
	оценка трудности	SE	Infit	оценка трудности	SE	Infit	
Данные сфабрик.	0,28	0,14	1,05	-0,16	0,07	1,23	-0,45
Вред детям	0,65	0,14	1,01	0,16	0,07	0,98	-0,49
Скрыв. опасность	-0,47	0,14	0,72	-0,17	0,07	0,87	0,30
Обман. эффект.	0,01	0,14	0,90	0,08	0,07	0,91	0,07
Эффект преув.	-0,75	0,14	1,22	-0,37	0,07	1,10	0,38
Обман безоп.	0,02	0,14	0,84	0,08	0,07	0,83	0,06
Вызыв. аутизм	0,25	0,14	1,21	0,38	0,07	1,18	0,13

Третий этап направлен на исследование различий в ответных стилях тестируемых. Для этого мы провели сопоставление оценок порогов между классами (табл. 5). Как показано на графике (рис. 3), функционирование порогов существенно различается. Для 1-го класса характерно, что пороги находятся на значительном расстоянии, тогда как для 2-го класса они приближены друг к другу. Это значит, что для того чтобы представитель 1-го класса выбрал крайнюю категорию, необходимо, чтобы она (он) обладал сильной степенью выраженности (невывраженности) конструкта. Например, для того чтобы тестируемый 1-го класса наиболее вероятно выбрал крайнюю отрицательную категорию, необходимо, чтобы уровень выраженности конструкта был очень низким (около -6 логитов). В то же время, чтобы тестируемый 2-го класса выбрал крайнюю отрицательную категорию, достаточно -2 логитов. Схожая тенденция наблюдается и для крайних положительных категорий.

Таблица 5. Оценки порогов для каждого класса

Ответная категория	1-й класс	2-й класс
1	-6,01	-1,32
2	-0,16	-0,08
3	-0,75	0,24
4	2,10	-0,24
5	4,82	1,40

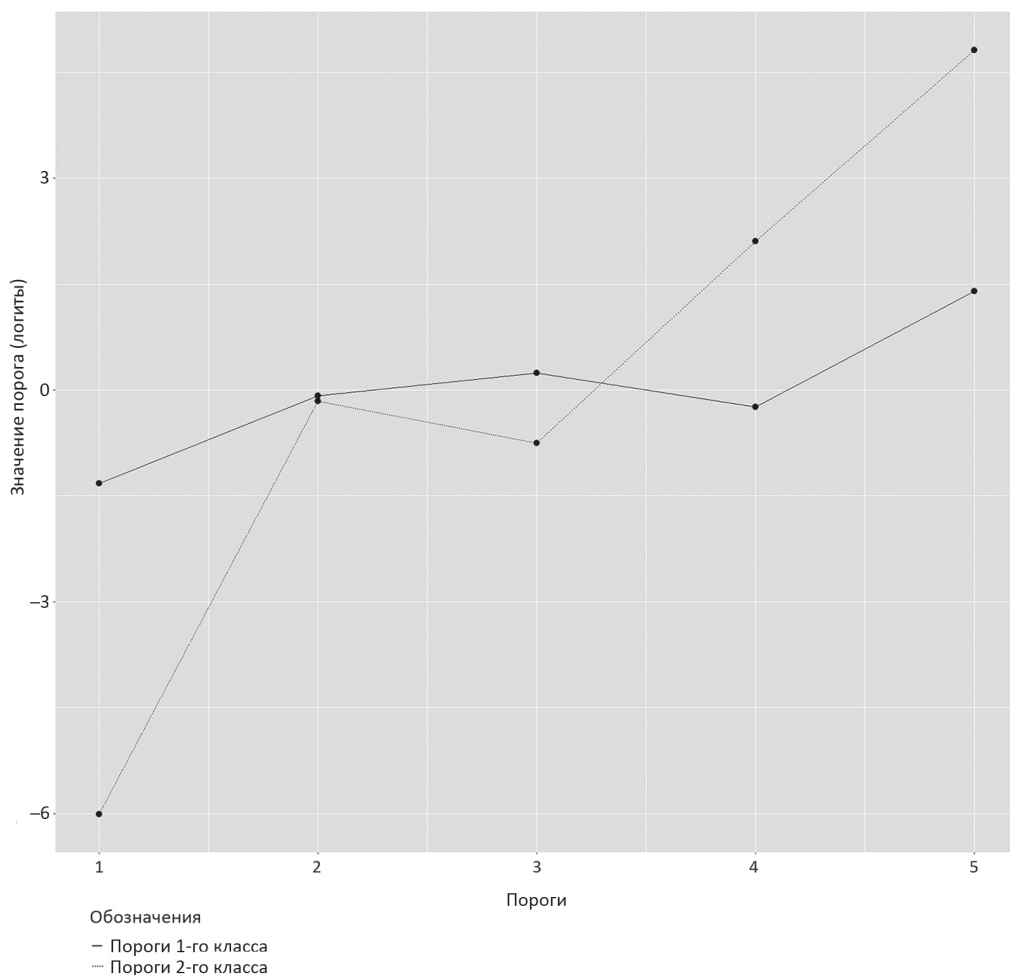


Рис. 3. Оценки порогов для каждого класса

В средней части шкалы сохраняется неупорядоченность порогов между классами, однако для разных классов она проявляется для разных ответных опций.

Выводы и обсуждение результатов

Цель нашего исследования заключалась в адаптации и валидации опросника СКОВ [2]. Для достижения поставленной цели мы провели перевод и адаптацию опросника, а также проверили его количественные психометрические характеристики в рамках Раш-моделирования.

Анализ основных психометрических характеристик показал, что инструмент обладает удовлетворительными свойствами. Данные показали высокую надежность и были одномерными, что подтверждает теоретические ожидания. Все утверждения находятся в согласии с моделью. Отметим, что в целом респонденты предпочитают не соглашаться с утверждениями, а у самих утверждений

небольшой размах трудностей. Чтобы опросник подходил тестируемым с разным уровнем выраженности конструкта, стоит добавить утверждения, с которыми очень легко или очень трудно согласиться.

Анализ функционирования ответной шкалы показал, что крайняя положительная опция «Абсолютно согласен» выбирается крайне редко. Возможно, переход к укороченной шкале (например, из 5 ответных опций) позволит респондентам лучше ориентироваться и ранжировать свое отношение к теории заговора. В средней части шкалы возникает неупорядоченность порогов. Более детальное исследование функционирования ответных опций и порогов было проведено в рамках исследования ответных стилей.

В традиционных подходах к анализу ответной шкалы считается, что выбор ответной опции — это проявление исключительно латентной способности тестируемого [29; 30; 35]. Однако выбор ответной категории может объясняться и самой формой проведения тестирования. Так, для опросников, построенных на использовании ликертовских шкал, возможно возникновение систематических различий в использовании ответных категорий. К таким систематическим различиям можно отнести, например, стремление респондента выбирать крайние ответные опции, даже если выраженность конструкта не предполагает такую высокую степень согласия или несогласия с утверждением [3].

В работе исследование ответных стилей проводилось с применением смешанных моделей. В результате анализа мы установили существование двух латентных классов, для которых было характерно различное использование ответной шкалы. Для представителей второго класса характерна тенденция выбирать крайние ответные опции (ERS), даже если склонность верить в теорию заговора относительно вакцинации не выражена минимально или максимально. Для представителей первого класса специфично, что для выбора крайней ответной опции требуется очень высокая или очень низкая выраженность конструкта.

Различия в использовании ответной шкалы существуют и в средней части. Неупорядоченным для обеих категорий оказывается значение третьего порога, однако для первого класса порог оказывается неожиданно низким, а для второго класса, наоборот, высоким. Мы склонны считать, что природа такого функционирования в том, что средняя ответная опция «Нейтрален» представителями разных классов трактуется по-разному. Например, представители одного класса интерпретируют эту опцию как «Неприменимо ко мне / Затрудняюсь ответить», а представители другого — как среднее между «Скорее не согласен» и «Скорее согласен». Для установления причин такого функционирования требуется проведение дополнительных, в том числе качественных исследований. Неудовлетворительное функционирование средней ответной опции встречается и в других исследованиях, например личностных черт [36]. Авторы могут придерживаться разных подходов к работе с такими результатами, например Дж. Рост (J. Rost) и коллеги применили стратегию объединения категорий [36].

Ответный стиль тестируемых может быть связан с различными факторами: спецификой стимульного материала и характеристикой респондентов. Среди последних источником возникновения определенного ответного стиля могут быть как социально-демографические (пол, возраст, уровень образования), так и индивидуально-психологические [37]. Установление таких характеристик выступает

перспективным направлением дальнейших исследований. В этой работе отметим, что среди представителей латентных классов не наблюдается значимых различий по полу ($\text{Chi-squared} = 0,4$, $\text{df} = 1$, $p\text{-value} = 0,525$), а относительно возраста и уровня образования выборка в целом относительно гомогенна.

Конструкт «склонность верить в теории заговора относительно вакцин» разнороден в нашей культуре. Возможно, в российских реалиях до карантина вакцинация не являлась распространенной темой для обсуждения, в том числе и с позиции теории заговора. Конструкт «вера в теории заговора относительно вакцинации» может восприниматься неединим, так как в общественном пространстве тема вакцинации и теории заговора разделены.

В качестве ограничений исследования мы отметим два основных: отличие проведения тестирования от оригинального исследования и ограниченный объем выборки [2].

Во-первых, в отличие от оригинального исследования, где обязательным условием участия было являться родителем мальчика в возрасте 9–16 лет, наша выборка включала в большей степени студентов университетов, средний возраст которых составлял 20 лет [2]. Логично предположить, что среди респондентов вряд ли есть родители, а это могло отразиться на ответах и менее выраженной позиции к вопросам как вакцинации, так и веры в теории заговора о вакцинах. Дополнительным направлением валидизации опросника выступает валидизация с привлечением контрастных групп — сравнение результатов тестирования среди людей с доминирующим антипрививочным скепсисом и людей, поддерживающих вакцинацию.

Во-вторых, маленькие выборки недооценивают несогласие утверждений с моделью, и, что особенно важно для текущего исследования, переоценивают неупорядоченность функционирования ответных категорий [38]. Мы интерпретируем результаты с осторожностью и относимся к ним как к разведывательным. Проведение дополнительного анализа на выборках большого размера (от 500 респондентов) позволит получить более надежные результаты.

Во время пандемии связь вакцинации и теории заговора чаще поднимается в СМИ и других каналах общения. Было бы интересно провести тот же опрос на новых данных, чтобы сравнить восприятие конструкта в новых реалиях.

Литература

1. Stein R. A. The golden age of anti-vaccine conspiracies // *Germs*. 2017. Vol. 7, no. 4. P. 168. <https://doi.org/10.18683/germs.2017.1122>
2. Shapiro G. K. et al. Validation of the vaccine conspiracy beliefs scale // *Papillomavirus research*. 2016. Vol. 2. P. 167–172.
3. Austin E. J., Deary I. J., Egan V. Individual differences in response scale use: Mixed Rasch modeling of responses to NEO-FFI items // *Personality and individual differences*. 2006. Vol. 40, no. 6. P. 1235–1245.
4. Van Prooijen J. W., Douglas K. M. Belief in Conspiracy Theories: Basic Principles of an Emerging Research Domain // *European J. of Social Psychology*. 2018. Vol. 48, no. 7. P. 897–908.
5. Прилуцкий А. М. Коронавирусная инфекция и религиозные дискурсы медицинской конспирологии // *Известия Иркутского государственного университета. Политология. Религиоведение*. 2020. Т. 33. С. 108–114. <https://doi.org/10.26516/2073-3380.2020.33.108>
6. Jolley D., Douglas K. M. The effects of anti-vaccine conspiracy theories on vaccination intentions // *PloS one*. 2014. Vol. 9, no. 2. P. e89177. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0089177>

7. Антонова Н.А., Ерицян К.Ю. Систематический обзор эмпирических исследований факторов отказа от вакцинации // Гигиена и санитария. 2018. Т.97, № 7. С. 664–670. <http://dx.doi.org/10.18821/0016-9900-2018-97-7-664-670>
8. Douglas K.M., Sutton R.M., Cichocka A. The psychology of conspiracy theories // Current directions in psychological science. 2017. Vol. 26. no. 6. P. 538–542. <https://doi.org/10.1177/0963721417718261>
9. Hornsey M.J., Harris E.A., Fielding K.S. The psychological roots of anti-vaccination attitudes: A 24-nation investigation // Health Psychology. 2018. Vol. 37, no. 4. P. 307.
10. Goreis A., Voracek M. A systematic review and meta-analysis of psychological research on conspiracy beliefs: Field characteristics, measurement instruments, and associations with personality traits // Frontiers in Psychology. 2019. Vol. 10. P. 205. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.00205>
11. Дмитриев А. В. и др. Приверженность вакцинации различных слоев населения: результаты анкетирования // Детские инфекции. 2019. Т. 18, № 4. С. 32–37. <https://doi.org/10.22627/2072-8107-2019-18-4-32-37>
12. Кухтевич Е.В. и др. Иммунопрофилактика: позитивные и негативные тенденции // Инфекционные болезни: Новости. Мнения. Обучение. 2018. Т.7, № 2 (25). С. 84–91. <https://doi.org/10.24411/2305-3496-2018-12010>
13. Мац А.Н., Чепрасова Е.В. Антипрививочный скепсис как социально-психологический феномен // Эпидемиология и вакцинопрофилактика. 2012. № 5 (78). С. 111–115.
14. Таточенко В.К., Гольдштейн А.В. Вакцина против кори — паротита — краснухи и аутизм: научная безграмотность и безответственность средств массовой информации угрожает здоровью общества // Педиатрическая фармакология. 2010. Т. 7, № 2. С. 33–35.
15. Jamison A.M. et al. Not just conspiracy theories: Vaccine opponents and proponents add to the COVID-19 ‘infodemic’ on Twitter // Harvard Kennedy School Misinformation Review. 2020. Vol. 1. URL: <https://misinforeview.hks.harvard.edu/article/not-just-conspiracy-theories-vaccine-opponents-and-proponents-add-to-the-covid-19-infodemic-on-twitter/> (дата обращения: 26.03.2021).
16. Johnson N.F. et al. The online competition between pro- and anti-vaccination views // Nature. 2020. Vol. 582. P. 230–233. <https://doi.org/10.1038/s41586-020-2281-1>
17. Bertin P., Nera K., Delouvé S. Conspiracy Beliefs, Rejection of Vaccination, and Support for hydroxychloroquine: A Conceptual Replication-Extension in the COVID-19 Pandemic Context // Frontiers in psychology. 2020. Vol. 11. Article 565128. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.565128>
18. Калюжная Т.А. и др. Преодоление «антипрививочного скепсиса»: поиски решения выхода из сложившейся ситуации // Педиатрическая фармакология. 2018. Т. 15, № 2. С. 141–148. <https://doi.org/10.15690/pf.v15i2.1871>
19. Яшина М.Н., Власова А.А. Антипрививочный скепсис у родителей // Социальные аспекты здоровья населения [сетевое издание]. 2020. № 66 (1). С. 1–23. <https://doi.org/10.21045/2071-5021-2020-66-1-10>
20. Кригер Е.А. и др. Отношение родителей к вакцинации детей и факторы, связанные с отказом от прививок // Педиатрия. Журнал им. Г.Н. Сперанского. 2016. Т. 95, № 2. С. 91–95.
21. Swami V. et al. An examination of the factorial and convergent validity of four measures of conspiracist ideation, with recommendations for researchers // PloS one. 2017. Vol. 12, no. 2. P.e0172617. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0172617>
22. Gregoire J. ITC guidelines for translating and adapting tests // International Journal of Testing. 2018. Vol. 18, no. 2. P. 101–134. <https://doi.org/10.1080/15305058.2017.1398166>
23. Zucker S., Sassman C., Case B.J. Cognitive labs, technical report. Pearson, 2004. URL: http://images.pearsonassessments.com/images/tmrs/tmrs_rg/CognitiveLabs.pdf (дата обращения: 20.04.2020).
24. Карданова Е.Ю. Преимущества современной теории тестирования по сравнению с классической теорией тестирования // Вопросы тестирования в образовании. 2004. № 10. URL: <https://www.hse.ru/data/2010/12/17/1208292622/%D1%81%D0%BE%D0%B2%D1%80%D0%B5%D0%BC%20%D1%82%D0%B5%D0%BE%D1%80%D0%B8%D1%8F%20%D1%82%D0%B5%D1%81%D1%82%D0%B8%D1%80%D0%BE%D0%B2%D0%B0%D0%BD%D0%B8%D1%8F%20.12.2010.doc> (дата обращения: 26.03.2021).
25. Карданова Е.Ю. Моделирование и параметризация тестов: основы теории и приложения. М.: Федеральный центр тестирования, 2008.
26. Антиккина И.В. Анализ опросника дошкольной родительской вовлеченности с использованием рейтинговой модели Раша // Современная зарубежная психология. 2018. Т.7, № 3. С. 75–86. <https://doi.org/10.17759/jmfp.2018070307>
27. Andersen E.B. The rating scale model // Handbook of modern item response theory / eds W.J. van der Linden, R.K. Hambleton. New York: Springer, 1997. P. 67–84. https://doi.org/10.1007/978-1-4757-2691-6_4

28. Mead R. A Rasch primer: The measurement theory of Georg Rasch // *Psychometrics services research memorandum*. Vol. 1. Maple Grove, MN: Data Recognition Corporation, 2008.
29. Andrich D. A rating formulation for ordered response categories // *Psychometrika*. 1978. Vol. 43, no. 4. P. 561–573.
30. Adams R. J., Wu M. L., Wilson M. The Rasch rating model and the disordered threshold controversy // *Educational and Psychological Measurement*. 2012. Vol. 72, no. 4. P. 547–573.
31. Wright B. D. Reasonable mean-square fit values // *Rasch measurement transactions*. 1996. Vol. 2. P. 370.
32. Wolfe E. W., Dobria L. Applications of the multifaceted Rasch model // *Best practices in quantitative methods*. Clemson: Jason Osborn, 2008. P. 71–85. <https://doi.org/10.4135/9781412995627.d7>
33. Rost J. Rasch models in latent classes: An integration of two approaches to item analysis // *Applied Psychological Measurement*. 1990. Vol. 14, no. 3. P. 271–282.
34. Willse J. T. Mixture Rasch models with joint maximum likelihood estimation // *Educational and psychological measurement*. 2011. Vol. 71, no. 1. P. 5–19.
35. Wetzel E., Carstensen C. H., Böhne J. R. Consistency of extreme response style and non-extreme response style across traits // *Journal of Research in Personality*. 2013. Vol. 47, no. 2. P. 178–189.
36. Rost J., Carstensen C., Davier M., von. Applying the mixed Rasch model to personality questionnaires // *Applications of latent trait and latent class models in the social sciences*. 1997. P. 324–332.
37. Van Vaerenbergh Y., Thomas T. D. Response styles in survey research: A literature review of antecedents, consequences, and remedies // *International Journal of Public Opinion Research*. 2013. Vol. 25, no. 2. P. 195–217.
38. Chen W. H. et al. Is Rasch model analysis applicable in small sample size pilot studies for assessing item characteristics? An example using PROMIS pain behavior item bank data // *Quality of life research*. 2014. Vol. 23, no. 2. P. 485–493. <https://doi.org/10.1007/s11136-013-0487-5>

Статья поступила в редакцию 2 сентября 2020 г.;
рекомендована в печать 29 января 2021 г.

Контактная информация:

Угланова Ирина Львовна — аспирант; iuglanova@hse.ru
 Михайлова Александра Михайловна — аспирант; amikhailova@hse.ru
 Бельская Татьяна Викторовна — аспирант; tv.belskaya@igsu.ru; tbelskaya@hse.ru
 Гетман Анастасия Витальевна — аспирант; agetman@hse.ru

Conspiracy beliefs about vaccination: Questionnaire validation

I. L. Uglanova, A. M. Mikhaylova, T. V. Belskaya, A. V. Getman

National Research University “Higher School of Economics”,
20, ul. Myasnitckaya, Moscow, 101000, Russian Federation

For citation: Uglanova I. L., Mikhaylova A. M., Belskaya T. V., Getman A. V. Conspiracy beliefs about vaccination: Questionnaire validation. *Vestnik of Saint Petersburg University. Sociology*, 2021, vol. 14, issue 1, pp. 14–32. <https://doi.org/10.21638/spbu12.2021.102> (In Russian)

Vaccination in light of the COVID-19 pandemic is a hot topic in scientific and popular circles. The article presents the adaptation and validation of the questionnaire measuring the propensity to believe in conspiracy theories regarding vaccination (Vaccine Conspiracy Beliefs Scale). The questionnaire consists of 7 statements with 7 response categories in the Likert scale. The work includes translation and adaptation for the Russian sample of the English-language version of the questionnaire, including forward and backward translation as well as the use of cognitive laboratories. The translation was carried out by three experts, followed by the finalization of the questionnaire version for quantitative analysis. The cognitive laboratory tested how clear the translation and the investigated construct were for respondents. Data analysis was conducted within the framework of modern testing theory using models from Rasch modeling. The sample consisted of 308 students from Russian universities (average age

20.6 years; SD = 3.9). The quantitative analysis showed satisfactory psychometric characteristics of the questionnaire. A deeper analysis revealed that the sample is divided into two latent classes according to the response style of the test takers. The response style is a specific characteristic of the test-taker, which makes it possible to closer examine the reasons why the test-taker has chosen one or another response option. The study of response styles is an underrepresented area in domestic research and the article contributes to the development of this area while also emphasizing the need to study response styles when using questionnaires. Overall, the article details the methodology for validating measurement tools in the social sciences.

Keywords: attitude towards vaccination, conspiracy theory, response styles, psychometrics, Likert scale.

References

1. Stein R.A. The golden age of anti-vaccine conspiracies. *Germs*, 2017, vol. 7, no. 4, p. 168. <https://doi.org/10.18683/germs.2017.1122>
2. Shapiro G.K. et al. Validation of the vaccine conspiracy beliefs scale. *Papillomavirus research*, 2016, vol. 2, pp. 167–172.
3. Austin E.J., Deary I.J., Egan V. Individual differences in response scale use: Mixed Rasch modeling of responses to NEO-FFI items. *Personality and individual differences*, 2006, vol. 40, no. 6, pp. 1235–1245.
4. Van Prooijen J.W., Douglas K.M. Belief in Conspiracy Theories: Basic Principles of an Emerging Research Domain. *European J. Of Social Psychology*, 2018, vol. 48, no. 7, pp. 897–908.
5. Prilutskii A.M. Coronavirus infection and religious discourses of medical conspiracy. *Izvestiia Irkutskogo gosudarstvennogo universiteta. Politologiya. Religiovedenie*, 2020, vol. 33, pp. 108–114. <https://doi.org/10.26516/2073-3380.2020.33.108> (In Russian)
6. Jolley D., Douglas K.M. The effects of anti-vaccine conspiracy theories on vaccination intentions. *PLoS one*, 2014, vol. 9, no. 2, p. e89177. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0089177>
7. Antonova N.A., Eritsian K. Iu. A systematic review of empirical research of factors of vaccination refusal. *Gigiena i sanitariia*, 2018, vol. 97, no. 7, pp. 664–670. <http://dx.doi.org/10.18821/0016-9900-2018-97-7-664-670> (In Russian)
8. Douglas K.M., Sutton R.M., Cichocka A. The psychology of conspiracy theories. *Current directions in psychological science*, 2017, vol. 26, no. 6, pp. 538–542. <https://doi.org/10.1177/0963721417718261>
9. Hornsey M.J., Harris E.A., Fielding K.S. The psychological roots of anti-vaccination attitudes: A 24-nation investigation. *Health Psychology*, 2018, vol. 37, no. 4, p. 307.
10. Goreis A., Voracek M. A systematic review and meta-analysis of psychological research on conspiracy beliefs: Field characteristics, measurement instruments, and associations with personality traits. *Frontiers in Psychology*, 2019, vol. 10, p. 205. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.00205>
11. Dmitriev A.V. et al. Adherence to vaccination of various segments of the population: the results of the survey. *Detskie infektsii*, 2019, vol. 18, no. 4, pp. 32–37. <https://doi.org/10.22627/2072-8107-2019-18-4-32-37> (In Russian)
12. Kukhtevich E.V. et al. Immunoprophylaxis: positive and negative trends. *Infektsionnye bolezni: Novosti. Mneniia. Obuchenie*, 2018, vol. 7, no. 2 (25), pp. 84–91. <https://doi.org/10.24411/2305-3496-2018-12010> (In Russian)
13. Mats A.N., Cheprasova E.V. Anti-vaccine skepticism as a socio-psychological phenomenon. *Epidemiologiia i vaksinoprofilaktika*, 2012, no. 5 (78), pp. 111–115. (In Russian)
14. Tatochenko V.K., Gol'dshtein A.V. Vaccine against measles-mumps-rubella and autism: scientific ignorance and irresponsibility of the media threaten the health of society. *Pediatricheskaia farmakologiia*, 2010, vol. 7, no. 2, pp. 33–35. (In Russian)
15. Jamison A.M. et al. Not just conspiracy theories: Vaccine opponents and proponents add to the COVID-19 'infodemic' on Twitter. *Harvard Kennedy School Misinformation Review*, 2020, vol. 1, no. 3. Available at: <https://misinforeview.hks.harvard.edu/article/not-just-conspiracy-theories-vaccine-opponents-and-proponents-add-to-the-covid-19-infodemic-on-twitter/> (accessed: 26.03.2021).
16. Johnson N.F. et al. The online competition between pro- and anti-vaccination views. *Nature*, 2020, vol. 582(7811), pp. 230–233. <https://doi.org/10.1038/s41586-020-2281-1>
17. Bertin P., Nera K., Delouvé S. Conspiracy Beliefs, Rejection of Vaccination, and Support for hydroxychloroquine: A Conceptual Replication-Extension in the COVID-19 Pandemic Context. *Frontiers in psychology*, 2020, vol. 11, p. 2471. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.565128>

18. Kaliuzhnaia T. A. et al. Overcoming “anti-vaccination skepticism”: searching for a solution to the current situation. *Pediatricheskaiia farmakologiia*, 2018, vol. 15, no. 2, pp. 141–148. <https://doi.org/10.15690/pf.v15i2.1871> (In Russian)
19. Iashina M. N., Vlasova A. A. Anti-vaccine skepticism in parents. Social aspects of population health. *Sotsial'nye aspekty zdorov'ia naseleniia*, 2020, vol. 66 (1), p. 10. <https://doi.org/10.21045/2071-5021-2020-66-1-10> (In Russian)
20. Kriger E. A. et al. The attitude of parents to vaccination of children and factors associated with refusal of vaccinations. *Pediatriia. Zhurnal im. G. N. Speranskogo*, 2016, vol. 95, no. 2, pp. 91–95.
21. Swami V. et al. An examination of the factorial and convergent validity of four measures of conspiracist ideation, with recommendations for researchers. *PloS one*, 2017, vol. 12, no. 2, p. e0172617. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0172617>
22. Gregoire J. ITC guidelines for translating and adapting tests. *International Journal of Testing*, 2018, vol. 18, no. 2, pp. 101–134. <https://doi.org/10.1080/15305058.2017.1398166>
23. Zucker S., Sassman C., Case B. J. *Cognitive labs, technical report*. Pearson, 2004. Available at: http://images.pearsonassessments.com/images/tmrs/tmrs_rg/CognitiveLabs.pdf (assessed: 20.04.2020).
24. Kardanova E. Yu. Advantages of IRT in comparison with CTT. *Voprosy testirovaniya v obrazovanii*, 2004, no. 10. Available at: <https://www.hse.ru/data/2010/12/17/1208292622/%D1%81%D0%BE%D0%B2%D1%80%D0%B5%D0%BC%20%D1%82%D0%B5%D0%BE%D1%80%D0%B8%D1%8F%20%D1%82%D0%B5%D1%81%D1%82%D0%B8%D1%80%D0%BE%D0%B2%D0%B0%D0%BD%D0%B8%D1%8F%20.12.2010.doc> (accessed: 26.03.2021). (In Russian)
25. Kardanova E. Yu. *Modelling and test parameterization; theory and enclosures*. Moscow, Federal'nyi tsentr testirovaniya Publ., 2008. (In Russian)
26. Antipkina I. V. Analysis of the questionnaire of parental involvement with rating Rasch model. *Sovremennaya zarubezhnaya psikhologiya*, 2018, vol. 7, no. 3, pp. 75–86. <https://doi.org/10.17759/jmf.2018070307> (In Russian)
27. Andersen E. B. The rating scale model. *Handbook of modern item response theory*, eds. W. J. van der Linden, R. K. Hambleton. New York, Springer, 1997, pp. 67–84. https://doi.org/10.1007/978-1-4757-2691-6_4
28. Mead R. A Rasch primer: The measurement theory of Georg Rasch. *Psychometrics services research memorandum*, Maple Grove, vol. 1. MN: Data Recognition Corporation, 2008.
29. Andrich D. A rating formulation for ordered response categories. *Psychometrika*, 1978, vol. 43, no. 4, pp. 561–573.
30. Adams R. J., Wu M. L., Wilson M. The Rasch rating model and the disordered threshold controversy. *Educational and Psychological Measurement*, 2012, vol. 72, no. 4, pp. 547–573.
31. Wright B. D. Reasonable mean-square fit values. *Rasch measurement transactions*, 1996, vol. 2, p. 370.
32. Wolfe E. W., Dobria L. Applications of the multifaceted Rasch model. *Best practices in quantitative methods*, 2008, pp. 71–85. <https://doi.org/10.4135/9781412995627.d7>
33. Rost J. Rasch models in latent classes: An integration of two approaches to item analysis. *Applied Psychological Measurement*, 1990, vol. 14, no. 3, pp. 271–282.
34. Willse J. T. Mixture Rasch models with joint maximum likelihood estimation. *Educational and psychological measurement*, 2011, vol. 71, no. 1, pp. 5–19.
35. Wetzel E., Carstensen C. H., Böhnke J. R. Consistency of extreme response style and non-extreme response style across traits. *Journal of Research in Personality*, 2013, vol. 47, no. 2, pp. 178–189.
36. Rost J., Carstensen C., von Davier M. Applying the mixed Rasch model to personality questionnaires. *Applications of latent trait and latent class models in the social sciences*, 1997, pp. 324–332.
37. Van Vaerenbergh Y., Thomas T. D. Response styles in survey research: A literature review of antecedents, consequences, and remedies. *International Journal of Public Opinion Research*, 2013, vol. 25, no. 2, pp. 195–217.
38. Chen W. H. et al. Is Rasch model analysis applicable in small sample size pilot studies for assessing item characteristics? An example using PROMIS pain behavior item bank data. *Quality of life research*, 2014, vol. 23, no. 2, pp. 485–493. <https://doi.org/10.1007/s11136-013-0487-5>

Received: September 2, 2020

Accepted: January 29, 2021

Authors' information:

Irina L. Uglanova — Postgraduate Student; iuglanova@hse.ru

Alexandra M. Mikhaylova — Postgraduate Student; amikhailova@hse.ru

Tatyana V. Belskaya — Postgraduate Student; tv.belskaya@igsu.ru; tbelskaya@hse.ru

Anastasia V. Getman — Postgraduate Student; agetman@hse.ru