

Колачев Н.И.¹ Разработка и психометрический анализ шкалы толерантности к коррупции

Kolachev N.I.¹ Development and psychometric analysis of the corruption tolerance scale

¹ Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Москва, Россия

Целью предлагаемого исследования стало изучение психометрических свойств разработанной шкалы толерантности к коррупции. Для этого было проведено анкетирование экспертов, с тем чтобы исследовать содержательную валидность получаемых результатов. На выборке исследования № 1 из 404 респондентов была изучена надежность, структура, инвариантность методики и ее взаимосвязь со шкалами амбивалентного отношения к мужчинам. На отдельной выборке исследования № 2, состоящей из 100 студентов факультетов экономики и психологии, изучена критериальная и дивергентная валидность результатов. По итогам анализа выяснилось, что шкала обладает приемлемыми свойствами, высокой различительной способностью. Было показано, что для минимизации ошибки измерения лучше использовать полную шкалу толерантности к коррупции, хотя субшкалы также возможно применять в исследовательских целях. В заключение предложены варианты дальнейшей работы по валидации предлагаемого инструмента.

Ключевые слова: коррупция, психология коррупции, психометрические свойства, шкала толерантности к коррупции

Введение

Одним из противоправных действий во всем мире является акт коррупции. «Исследователи проблемы подчеркивают, что коррупция представляет собой многоаспектное, многоуровневое, системно организованное социальное явление, интегрирующее в себя экономическую, юридическую, социальную, управленческую, этическую и политическую составляющие» [Журавлев, Юревич, 2012, с. 9]. Так происходит, потому что коррупция имеет серьезные социальные последствия: медленный экономический рост, неравное предоставление государственных услуг, распределение общественных благ и др. [Gong & Wang, 2013].

Во многом коррупция является объектом исследования в экономике, политологии и социологии. Психология лишь в последнее время присоединяется к сообществу научных дисциплин, изучающих это явление [Журавлев, Юревич, 2012].

При всем интересе к теме коррупции у исследователей до сих пор нет качественного инструмента измерения аттитюдов к коррупции, хотя по теме коррупции постоянно выходят публикации, пишутся диссертации. Наиболее популярные индексы (например, Индекс восприятия коррупции, составляемый организацией Transparency International) не измеряют субъективное отношение обычных людей, а используют опросы экспертов и предпринимателей [Нисневич и др., 2016].

Поэтому *целью* работы является разработка и проверка качества шкалы толерантности к коррупции.

В силу объективных причин мы ограничимся бытовой коррупцией, так как обычный человек вряд ли может оценить коррупцию «в верхах», потому что знаком с последней гораздо меньше.

Теоретические предпосылки

Как правило, в исследованиях толерантность к коррупции определяют как степень, в которой люди склонны принимать коррупционную ситуацию [Gong & Wang, 2013]. В современной научной литературе выделяют два вида бытовой коррупции – взятку комфорта (collusion) и взятку выживания (extortion) [Mishra & Mookherjee, 2012]. Первая имеет место быть, когда человек хочет сделать свое положение более комфортным (например, получить справку быстрее, чем обычно) и по собственному желанию идет на дачу взятки. Вторая – когда человека

вынуждают дать взятку, то есть создаются условия, когда человек понимает: если не заплатит, пострадают его интересы, здоровье, возможно, и жизнь.

В силу того что коррупция имеет скрытую природу, ее прямое изучение затруднительно. Нередко исследователи коррупции прибегают к изучению публично раскрытых дел или используют ситуационные исследования (case studies). В рамках этого метода учеными рассматривается один или несколько определенных видов коррупции в отдельной местности. Например, одним из известных исследований является работа по изучению «рынка взяток» на двух маршрутах дальнобойщиков в Индонезии [Журавлева, Сухов, 2016]. Недостатком подобного метода служит низкая масштабируемость (обобщаемость) результатов.

Изучение коррупции опросными методами во многом сопряжено с социальной желательностью, поскольку коррупция порицается в обществе. Респонденты предпочитают не показывать их истинное отношение к явлению, если их спрашивать напрямую [León et al., 2013]. Поэтому при создании опросника важно учесть возможный эффект социальной желательности.

Зарубежные коллеги при разработке инструмента отношения к коррупции [Gong & Wang, 2013] или готовности вовлечься в коррупционную ситуацию [Tan et al., 2016; Zhao, et al., 2016] используют метод сценарных заданий (scenarios) или якорных виньеток (anchoring vignettes). Суть заключается в том, что респондентам предлагают гипотетические ситуации, относительно которых нужно выразить степень своего согласия или вероятность самому дать взятку в той или иной ситуации [Zhao et al., 2016].

В связи с изложенными выше положениями разработка опросника велась по четырем направлениям: взятки комфорта и взятки выживания в бизнесе и обычной жизни. Учитывая возможный эффект социальной желательности, за основу подхода к разработке утверждений был взят метод сценарных ситуаций (виньеток).

Разработка опросника

После определения теоретической рамки началась работа по формированию ситуаций. Виньетки разрабатывались в несколько итераций: сначала автор статьи и его коллеги создали 12 ситуаций – по 3 ситуации на каждый из типов коррупции (*взятка комфорта в бизнесе, взятка выживания в бизнесе, взятка комфорта в обычной жизни, взятка выживания в обычной жизни*). Затем ситуации выносились на обсуждение с экспертами научно-учебной лаборатории антикоррупционной политики НИУ ВШЭ, после – ситуации дорабатывались.

Доработанные ситуации были отправлены трем независимым экспертам, которые не участвовали в разработке инструмента, для проведения экспертной оценки. Исследователи отмечают, что к экспертной оценке можно привлекать как специалистов в содержательной области (в нашем случае – область исследований коррупции), так и потенциальных пользователей разрабатываемого инструмента (в нашем случае – социальные психологи) [Einhorn, 1974]. Таким образом, в экспертной оценке участвовал один специалист по антикоррупционной политике и два социальных психолога, занимающиеся исследовательской деятельностью.

Идея работы респондента с инструментом такова, что каждую коррупционную ситуацию ему необходимо оценить на предмет правильности поведения действующего в ней лица по шкале от 1 до 4, где 1 – «Абсолютно неправильно», 4 – «Абсолютно правильно». Четырехбалльная шкала была выбрана для того, чтобы избежать проблемы центральной тенденции при ответах [Dawis, 1987]. Бланк опросника представлен в Приложении.

Процедура и методика исследования

Выборка

Были проведены два исследования. Данные выборки исследования № 1 включают ответы 404-х респондентов (277 из них – женщины, что составляет 68% выборки). Средний возраст равен 35.75 лет ($SD = 13.16$), минимальный возраст составляет 18, максимальный – 76 лет. Большая часть выборки (83%) имеет высшее образование. Пятьдесят восемь процентов выборки работает на полную ставку, другие респонденты (42%) имеют частичную занятость или свободный график работы, не регулируемый количеством часов или ставкой. Средний возраст женщин в выборке составляет 36.70 лет ($SD = 13.95$), средний возраст мужчин – 33.69 ($SD = 11.06$). Восемьдесят три процента женщин и столько же процентов мужчин в выборке имеют высшее образование. Больше половины женщин в выборке (58%) работает на полную ставку, среди мужчин это число составляет 59%.

Первоначально выборка исследования № 2 состояла из 106 студентов 1–2 курсов бакалавриата факультетов психологии и экономики одного из ведущих российских вузов. Автор получил результаты от 100 участников (доля ответов – 94%). Средний возраст респондентов составил 19.13 лет ($SD = 1.37$), минимальный возраст – 18 лет, максимальный – 23 года. Большинство

(73%) выборки составили девушки (90% в выборке психологов, 54% в выборке экономистов), 52% респондентов – это студенты факультета психологии.

Процедура

Респонденты исследования № 1 заполняли анонимную онлайн-форму на платформе 1ka.si по ссылке, распространяемой в социальных сетях. Все участники давали информированное согласие на участие в исследовании. В информированном согласии исследование было представлено как изучение отношения людей к типовым коррупционным ситуациям, с которыми мы сталкиваемся практически каждый день. Исследование не предполагало материального вознаграждения, участие было полностью добровольным.

Респонденты исследования № 2 заполняли Google-форму, в которой содержались ситуации шкалы толерантности к коррупции, а также блок социально-демографических характеристик. Участие в исследовании было добровольным. Однако за участие в анкетировании студенты получали дополнительный балл по курсу, который вел автор этого исследования. Анкетирование было неанонимным, поскольку для анализа были необходимы данные об академических достижениях в виде среднего балла по всем изученным дисциплинам (grade point average, GPA). Каждый студент дал свое информированное согласие. Конфиденциальность результатов была гарантирована. Данные о среднем балле студентов собирались автором статьи самостоятельно из открытых источников по окончании учебного года.

План анализа данных

1) Первым шагом стало изучение содержательной валидности. Она исследовалась с помощью процедуры экспертной оценки. Трех экспертам была предложена онлайн-форма с описанием инструмента. Задачей экспертов было дать ответы на два вопроса по каждой из разработанных ситуаций:

А) Подходит ли разработанная ситуация для измерения толерантности к коррупции?

Шкала ответа: 1 = Полностью не подходит, 2 = Частично подходит, 3 = Полностью подходит.

Б) К какому типу взятки Вы бы отнесли эту ситуацию?

Ответы: Взятка комфорта (collusion), Взятка выживания (extortion).

Согласованность экспертов оценивалась с помощью коэффициента Бреннана-Предиджера [Brennan & Prediger, 1981] и показателя AC1 [Gwet, 2014]. Эти показатели используются при

наличии двух и более экспертов, применимы как для номинальной шкалы ответов, так и порядковой [Ibid.]. Также эти показатели более надежны в сравнении с другими показателями согласованности (например, в сравнении с каппой Флейса и каппой Коэна) [Quarfoot & Levine, 2016]. Согласно Р. Ландису и Г. Коху [Landis & Koch, 1977], критерии для определения степени согласованности таковы: < 0.00 означает низкую согласованность; 0.00–0.20 означает незначительную согласованность; 0.21–0.40 означает приемлемую согласованность; 0.41–0.60 указывает на умеренную согласованность, 0.61–0.80 указывает на существенную согласованность, и 0.81–1.00 указывает на почти идеальную согласованность.

2) Вторым шагом в анализе нового инструмента была общая оценка психометрических свойств шкалы в рамках классической теории тестирования (КТТ). Для этого были рассчитаны показатели трудности и дискриминативности для каждого утверждения. В рамках КТТ трудностью для психологических шкал считается отношение среднего балла по утверждению к количеству категорий шкалы [Kheyami et al., 2018]. В нашем случае это – средний балл по каждой коррупционной ситуации, разделенный на 4. В качестве показателя дискриминативности мы будем использовать полисерийную корреляцию, так как каждое утверждение шкалы оценивается с использованием порядковой шкалы от 1 до 4, а общий балл по шкале считается интервальной переменной [Olsson et al., 1982]. Корреляция показывает взаимосвязь балла респондента, полученного при ответе на то или иное утверждение, и общего балла по методике. Критически низкой считается дискриминативность ниже 0.20 [Crocker & Algina, 1986].

3) Следующим шагом стало изучение валидности измерительной модели с помощью конфирматорного факторного анализа (КФА). Анализ структуры данных, измерительной инвариантности и надежности результатов является одним из способов валидации данных инструмента, согласно ведущим стандартам образовательного и психологического тестирования [American Educational Research Association et al., 1999]. В нашем случае конфирматорный факторный анализ важен, поскольку опросник создавался с предполагаемой четырехфакторной структурой, следовательно, необходимо убедиться, воспроизводится ли эта структура на эмпирических данных и насколько качественно. В первую очередь КФА позволяет исследовать конструктивную валидность результатов [Jöreskog, 1969]. Нередко исследователи в русле идей Д. Кемабелла и Д. Фиска [Campbell & Fiske, 1959] разделяют конструктивную валидность на два подтипа – конвергентную и дивергентную (дискриминантную). В рамках КФА конвергентная валидность модели – это «степень уверенности в том, что изучаемый признак качественно измерен его индикаторами» [Alarcón et al., p. 3]. Дивергентная валидность – «степень, в которой

различные признаки не связаны между собой» [Ibid.]. В рамках КФА для подтверждения конвергентной валидности необходимо, чтобы статистики согласия модели с данными имели приемлемые значения: χ^2 – чем меньше, тем лучше, $RMSEA < 0.08$, CFI и $TLI > 0.90$, $SRMR < 0.08$ [Kline, 2011]; стандартизированные факторные нагрузки были выше 0.50–0.60 [Hair et al., 2010]. Статистика χ^2 показывает, насколько модельная матрица ковариаций отличается от эмпирической. Чем меньше этот показатель, тем лучше согласие модели с данными. TLI и CFI – индексы сравнения, которые показывают, насколько используемая модель лучше нулевой модели (модели, в которой рассчитана только дисперсия индикаторов). $RMSEA$ оценивает, насколько хорошо выбранная модель аппроксимирует данные. $SRMR$ представляет собой индекс абсолютного согласия (то есть насколько хорошо в целом выбранная модель описывает данные), для расчета которого используют матрицу корреляций. Также для подтверждения конвергентной валидности использован показатель композитной надежности (Composite Reliability), который представляет собой отношение суммы квадратов факторных нагрузок к сумме квадратов факторных нагрузок и квадратов остатков [Raykov, 1997]. Значения композитной надежности должны быть выше 0.60. Дискриминантная валидность может быть оценена путем сравнения многомерной и одномерной модели [Fornell & Larcker, 1981]. Если модель с одним фактором подходит хуже к данным, чем с несколькими, дискриминантная валидность подтверждается.

4) Для проверки измерительной инвариантности использовался мультигрупповой конфирматорный факторный анализ [De Roover et al., 2014]. Как правило, оцениваются три уровня инвариантности: структурная – в разных группах шкалы включают одни и те же утверждения; метрическая – факторные нагрузки сходны для разных групп; скалярная (инвариантность шагов порядковой шкалы) – шаги порядковой шкалы и факторные нагрузки не изменяются по группам [Chen et al., 2005]. Группы для изучения инвариантности: пол (мужской/женский) и рабочая занятость (полная/частичная). Сравнение моделей происходило по изменению статистик согласия: $\Delta CFI \leq 0.01$ и $\Delta RMSEA \leq 0.01$ [Svetina et al., 2020].

Параметризация конфирматорных моделей происходила путем фиксирования нестандартизированной факторной нагрузки на первый индикатор равной 1. Метод оценки параметров – диагональные взвешенные наименьшие квадраты, который более надежен при измерении признаков в порядковой шкале с градацией индикаторов не более 4 [Rhemtulla et al., 2012]. Для анализа было протестировано 3 модели: Модель 0 – одномерная модель, в которой все индикаторы нагружаются на 1 фактор; Модель 1 – модель с четырьмя факторами; Модель 2 –

модель с четырьмя факторами первого порядка и одним фактором второго порядка. Сравнение моделей проходило с помощью статистик согласия, описанных выше.

5) Конвергентная валидность методики оценивалась с помощью корреляций со шкалой амбивалентного отношения к мужчинам (краткая версия). Исследования показывают, что сексизм как по отношению к женщинам, так и по отношению к мужчинам, положительно связан с отношением к коррупции [Barnes et al., 2018]. К тому же предрассудки, выраженные в амбивалентном отношении к мужчинам, основаны на убеждении об иерархичности общества, где существует гендерное неравенство [Glick et al., 2004]. В свою очередь толерантность к коррупции связана с неравенством, в первую очередь с экономическим.

Опросник амбивалентного отношения к мужчинам включает две шкалы – доброжелательное отношение к мужчинам ($\alpha = 0.83$) и враждебное отношение к мужчинам ($\alpha = 0.75$). Содержит 12 утверждений о взаимоотношениях мужчин и женщин (по 6 на каждую из субшкал) и 6-балльную ответную шкалу, где 0 = Совершенно не согласен, 5 = Совершенно согласен. Инструмент продемонстрировал удовлетворительные психометрические характеристики на различных выборках [Кривошеков и др., 2018]. В качестве показателя связи использован коэффициент корреляции Спирмена, поскольку переменные толерантности к коррупции имеют отличное от нормального распределение.

6) Критериальная валидность оценивалась в рамках исследования № 2 через сравнение результатов опроса у студентов-психологов и студентов-экономистов. В исследованиях показано, что студенты-экономисты в сравнении со студентами-психологами являются более склонными к вовлечению в коррупционное поведение [Frank & Schulze, 2000]. Соответственно, ожидается, что будущие экономисты будут более толерантны к коррупции, чем психологи. Сравнение средних происходило с помощью теста Юэна (Yuen's test), который является непараметрическим методом и подходит для ненормально распределенных данных [Maig & Wilcox, 2020]. Тест Юэна основан на сравнении усеченных средних значений.

7) Дивергентная валидность изучалась через взаимосвязь показателей шкалы толерантности к коррупции со средним баллом студентов (GPA). Коэффициент корреляции рассчитывался методом Спирмена.

8) Надежность оценивалась с помощью показателя альфа Кронбаха (α Кронбаха), который демонстрирует общую согласованность утверждений, принадлежащих конструкту, и композитной надежности, описанной выше.

Анализ проводился с помощью программного обеспечения R версии 3.6.1 [R Core Team, 2017]. Для построения конфирматорных моделей использовались пакеты: «lavaan» [Rosseel, 2012], «semTools» [Jorgensen et al., 2019], «semPlot» [Epskamp, 2014]. Для оценки согласованности экспертов применялся пакет «irrCAC» [Gwet, 2014]. Для расчета классической надежности – пакет «psych» [Revelle, 2014]. Расчет средних, стандартных отклонений и корреляций проводился с использованием базовых функций программы.

Результаты

Содержательная валидность

По результатам экспертной оценки были рассчитаны показатели согласованности экспертных суждений. Для вопроса «Подходит ли разработанная ситуация для измерения толерантности к коррупции?» показатель Бреннана-Предиджера составил 0.83 (95% ДИ 0.59; 1.00), показатель AC1 равен 0.88 (95% ДИ 0.70; 1.00). Для вопроса «К какому типу взятки Вы бы отнесли эту ситуацию?» показатель Бреннана-Предиджера составил 0.67 (95% ДИ 0.28; 1.00) показатель AC1 равен 0.67 (95% ДИ 0.28; 1.00).

Согласованность экспертов при ответе на первый вопрос оказалась выше 0.81, что говорит о практически идеальной согласии экспертов. Согласованность экспертов по второму вопросу оказалась ниже и составляет 0.67, тем не менее это также свидетельствует о существенной согласованности.

Анализ шкалы в рамках классической теории тестирования

Первым шагом в анализе нового инструмента является общая оценка психометрических свойств шкалы. Ее мы будем проводить в рамках классической теории тестирования (КТТ). В табл. 1 представлены показатели трудности и дискриминативности отдельных ситуаций методики. Все утверждения демонстрируют относительно высокий уровень трудности (варьируется в диапазоне 0.21–0.42) и высокую различительную способность (0.58–0.82). Причем наиболее легкими являются ситуации 1, 2 и 9, относящиеся к типу взяток в обычной жизни. Сценарии хоть и трудны для ответа, но корректно различают респондентов с разным проявлением толерантности к коррупции. Ошибка измерения полной шкалы равна 2.43 балла, что составляет около 7% от размаха шкалы.

Таблица 1

Трудность и дискриминативность утверждений шкалы

| Утверждение | Трудность | Дискриминативность |
|-------------|-----------|--------------------|
| Q1 | 0.41 | 0.59 |
| Q2 | 0.42 | 0.60 |
| Q3 | 0.28 | 0.66 |
| Q4 | 0.35 | 0.75 |
| Q5 | 0.21 | 0.74 |
| Q6 | 0.31 | 0.79 |
| Q7 | 0.39 | 0.58 |
| Q8 | 0.37 | 0.74 |
| Q9 | 0.40 | 0.82 |
| Q10 | 0.21 | 0.63 |
| Q11 | 0.33 | 0.77 |
| Q12 | 0.31 | 0.75 |

Конвергентная и дискриминантная валидность измерительной модели

В этом разделе была проверена предполагаемая четырехфакторная структура шкалы, включающая факторы взятки комфорта в бизнесе, взятки выживания в бизнесе, взятки комфорта в обычной жизни, взятки выживания в обычной жизни, а также модель с фактором второго порядка. Результаты анализа представлены в табл. 2.

Из табл. 2 видно, что все модели демонстрируют отличное согласие с данными. Однако Модель 1 (с четырьмя факторами) лучше подходит данным, чем модель с одним фактором, что говорит о дискриминантной валидности измерительной модели. При этом выделенные факторы коррелируют на уровне 0.83–0.91 (рис. 1). Это вполне логично, поскольку человек, который толерантен/нетолерантен к определенному виду коррупции, с большой вероятностью будет толерантен/нетолерантен и к другому.

Таблица 2

Статистики согласия измерительных моделей толерантности к коррупции

| Модель | χ^2 | df | RMSEA [90% CI] | SRMR | CFI | TLI |
|----------|------------|----|-------------------------|-------|-------|-------|
| Модель 0 | 128.906*** | 54 | 0.044 [0.035; 0.054] | 0.050 | 0.991 | 0.989 |
| Модель 1 | 94.875*** | 48 | 0.037 [0.026; 0.048] | 0.044 | 0.994 | 0.992 |
| Модель 2 | 97.194*** | 50 | 0.037 [0.026; 0.047] | 0.044 | 0.994 | 0.993 |

Примечание. RMSEA – root mean square error of approximation (среднеквадратичная ошибка аппроксимации); 90% CI – 90% confidence interval for RMSEA (доверительный интервал для RMSEA); SRMR – standardized root mean square residual (стандартизированный корень квадратов остатков); CFI – comparative fit index (сравнительный критерий согласия); TLI – Tucker-Lewis index (критерий Такера-Льюиса).

*** $p < .001$

Также была проверена факторная модель с добавлением фактора второго порядка – толерантности к коррупции (Модель 2). Модель продемонстрировала отличное согласие с данными. Причем статистически модель с фактором второго порядка не хуже подходит данным, чем модель с факторами первого порядка. Это говорит о том, что результаты применения методики можно использовать как отдельно по субшкалам, так и по общей шкале в целом.

В табл. 3 представлены стандартизированные нагрузки и композитная надежность Модели 1. Все факторные нагрузки значимы и выше 0.50, значения композитной надежности всех факторов выше 0.60.

Таблица 3

Стандартизированные факторные нагрузки и композитная надежность Модели 1

| Утверждение | БзК | БзВ | БтК | БтВ |
|-------------|------|------|-----|-----|
| Q6 | 0.76 | | | |
| Q10 | 0.59 | | | |
| Q11 | 0.75 | | | |
| Q3 | | 0.63 | | |
| Q4 | | 0.75 | | |
| Q7 | | 0.58 | | |

| | | | | |
|-----|------|------|------|------|
| Q1 | | | 0.62 | |
| Q2 | | | 0.63 | |
| Q12 | | | 0.78 | |
| Q5 | | | | 0.65 |
| Q8 | | | | 0.72 |
| Q9 | | | | 0.76 |
| CR | 0.69 | 0.64 | 0.67 | 0.70 |

Примечание. БзК – взятка комфорта в бизнесе, БзВ – взятка выживания в бизнесе, БтК – взятка комфорта в обычной жизни, БтВ – взятка выживания в обычной жизни, CR – композитная надежность.

В табл. 4 представлены стандартизированные нагрузки и композитная надежность Модели 2. В Модели 2 так же, как и в Модели 1, все факторные нагрузки значимы и выше 0.50, значения композитной надежности всех факторов выше 0.60, что свидетельствует о конвергентной валидности результатов.

Таблица 4

Стандартизированные факторные нагрузки и композитная надежность Модели 2

| Утверждение/Фактор | БзК | БзВ | БтК | БтВ | ТК |
|--------------------|------|------|------|------|------|
| Q6 | 0.76 | | | | |
| Q10 | 0.59 | | | | |
| Q11 | 0.75 | | | | |
| Q3 | | 0.63 | | | |
| Q4 | | 0.75 | | | |
| Q7 | | 0.58 | | | |
| Q1 | | | 0.62 | | |
| Q2 | | | 0.63 | | |
| Q12 | | | 0.78 | | |
| Q5 | | | | 0.65 | |
| Q8 | | | | 0.72 | |
| Q9 | | | | 0.76 | |
| БзК | | | | | 0.94 |
| БзВ | | | | | 0.93 |

| | | | | | |
|-----|------|------|------|------|------|
| БтК | | | | | 0.89 |
| БтВ | | | | | 0.96 |
| CR | 0.69 | 0.64 | 0.67 | 0.70 | 0.85 |

Примечание. БзК – взятка комфорта в бизнесе, БзВ – взятка выживания в бизнесе, БтК – взятка комфорта в обычной жизни, БтВ – взятка выживания в обычной жизни, ТК – толерантность к коррупции, CR – композитная надежность.

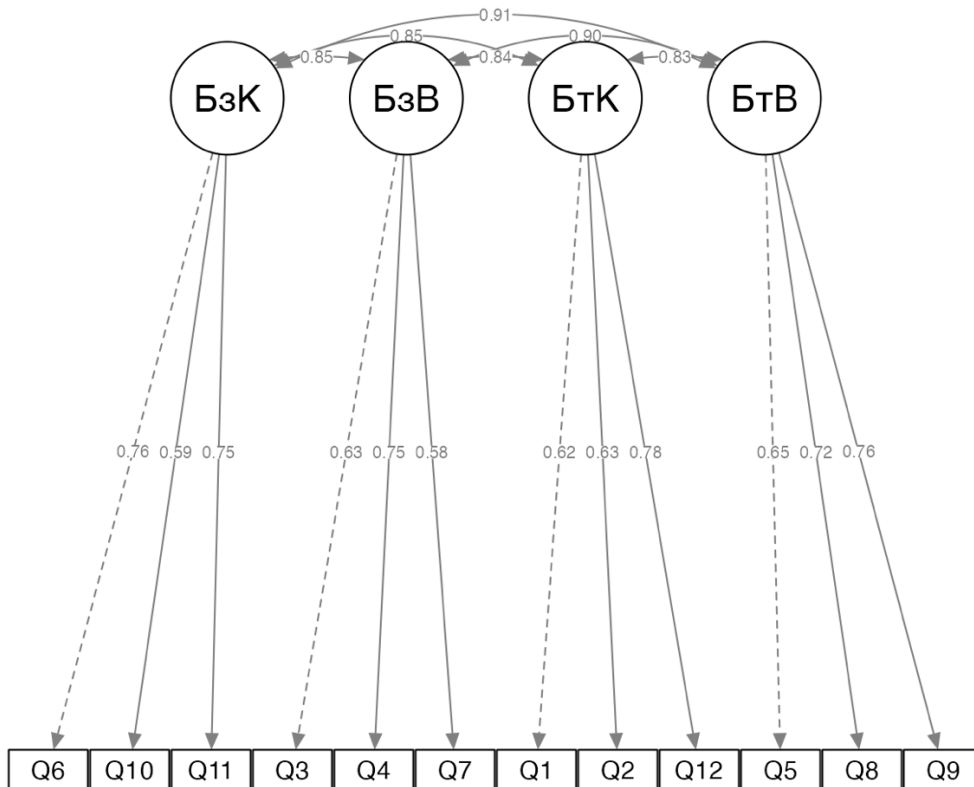


Рис. 1. Четырехфакторная модель шкалы толерантности к коррупции (стандартизированные коэффициенты)

Инвариантность измерительной модели

Поскольку Модель 1 (с четырьмя факторами первого порядка) и Модель 2 (с одним фактором первого порядка) описывают данные одинаково хорошо, анализ на измерительную эквивалентность проводился сначала для Модели 1, а затем для Модели 2.

В табл. 5 представлены результаты мультигруппового факторного анализа Модели 1. Как можно заметить, статистики согласия в разных типах измерительной инвариантности меняются незначительно, причем для скалярной инвариантности статистики согласия даже выше. Это говорит о наличии необходимой инвариантности по двум исследованным признакам.

Таблица 5

Статистики согласия типов инвариантности для Модели 1

| Группа | Инвариантность | χ^2 | df | RMSEA 90% CI | SRMR | CFI | TLI |
|-----------|----------------|------------|-----|-------------------------|-------|-------|-------|
| Пол | Структурная | 123.498*** | 96 | 0.033 [0.011; 0.049] | 0.051 | 0.997 | 0.995 |
| | Метрическая | 162.663*** | 104 | 0.047 [0.032; 0.060] | 0.058 | 0.993 | 0.991 |
| | Скалярная | 150.667*** | 124 | 0.029 [0.000; 0.044] | 0.051 | 0.997 | 0.997 |
| Занятость | Структурная | 109.271*** | 96 | 0.026 [0.000; 0.047] | 0.054 | 0.998 | 0.997 |
| | Метрическая | 152.417*** | 104 | 0.048 [0.030; 0.064] | 0.064 | 0.993 | 0.991 |
| | Скалярная | 136.026*** | 124 | 0.022 [0.000; 0.042] | 0.055 | 0.998 | 0.998 |

Примечание. RMSEA – root mean square error of approximation (среднеквадратичная ошибка аппроксимации); 90% CI – 90% confidence interval for RMSEA (доверительный интервал для RMSEA); SRMR – standardized root mean square residual (стандартизированный корень квадратов остатков); CFI – comparative fit index (сравнительный критерий согласия); TLI – Tucker-Lewis index (критерий Такера-Льюиса).

*** $p < .001$

В табл. 6 представлены результаты мультигруппового факторного анализа Модели 2 (с фактором второго порядка). Как можно заметить, статистики согласия в разных типах измерительной инвариантности меняются незначительно, причем так же, как и в случае с Моделью 1, скалярная инвариантность имеет более высокие статистики согласия, чем метрическая.

Таблица 6

Статистики согласия типов инвариантности для Модели 2

| Группа | Инвариантность | χ^2 | df | RMSEA 90% CI | SRMR | CFI | TLI |
|--------|----------------|----------|----|-----------------|------|-----|-----|
|--------|----------------|----------|----|-----------------|------|-----|-----|

| | | | | | | | |
|-----------|-------------|------------|-----|-------------------------|-------|-------|-------|
| Пол | Структурная | 130.559*** | 100 | 0.034 [0.014; 0.050] | 0.052 | 0.996 | 0.995 |
| | Метрическая | 180.828*** | 111 | 0.049 [0.036; 0.062] | 0.061 | 0.992 | 0.990 |
| | Скалярная | 160.050*** | 130 | 0.030 [0.008; 0.044] | 0.053 | 0.996 | 0.996 |
| Занятость | Структурная | 115.436*** | 100 | 0.028 [0.000; 0.048] | 0.055 | 0.998 | 0.997 |
| | Метрическая | 164.368*** | 111 | 0.049 [0.032; 0.064] | 0.066 | 0.992 | 0.991 |
| | Скалярная | 146.759*** | 130 | 0.025 [0.000; 0.044] | 0.056 | 0.997 | 0.997 |

Примечание. RMSEA – root mean square error of approximation (среднеквадратичная ошибка аппроксимации); 90% CI – 90% confidence interval for RMSEA (доверительный интервал для RMSEA); SRMR – standardized root mean square residual (стандартизированный корень квадратов остатков); CFI – comparative fit index (сравнительный критерий согласия); TLI – Tucker-Lewis index (критерий Такера-Льюиса).

*** $p < .001$

В целом результаты анализа на устойчивость свидетельствуют об инвариантности шкалы: все статистики согласия не меняются значительно, дельты практически не превышают установленных пределов ($\Delta CFI \leq 0.01$, $\Delta RMSEA \leq 0.01$), поэтому можно рассматривать шкалу инвариантной в рамках проанализированных групп.

Связь шкалы толерантности к коррупции и амбивалентного отношения к мужчинам

В табл. 7 представлены результаты корреляционного анализа субшкал и шкалы толерантности к коррупции с субшкалами амбивалентного отношения к мужчинам. Все корреляции положительны и значимы. Корреляции не очень тесные, что говорит о небольшой доле общей дисперсии конструкторов, однако подтверждают теоретические ожидания того, что конструкторы имеют слабую положительную связь.

Таблица 7

Корреляции Спирмена между субшкалами и шкалой толерантности к коррупции и шкалами амбивалентного отношения к сексизму

| Шкала и субшкалы толерантности к коррупции | Враждебное отношение | Доброжелательное отношение |
|--|----------------------|----------------------------|
| БзК | 0.16** | 0.13** |
| БзВ | 0.18** | 0.13** |
| БтК | 0.19** | 0.17** |
| БтВ | 0.17** | 0.14** |
| ТК | 0.17** | 0.14** |

Примечание. БзК – взятка комфорта в бизнесе, БзВ – взятка выживания в бизнесе, БтК – взятка комфорта в обычной жизни, БтВ – взятка выживания в обычной жизни, ТК – толерантность к коррупции.

** $p < .01$

Критериальная валидность

Сравнение средних значений по шкале толерантности к коррупции показало, что студенты-экономисты ($M_{\text{усеч.}} = 2.45$) оказались более толерантными к коррупции, чем студенты-психологи ($M_{\text{усеч.}} = 2.21$): $Y = 2.33, p = .02$. При анализе результатов по субшкалам выяснилось, что разница значима только по показателю взятки комфорта в обычной жизни ($Y = 2.65, p = .01$): студенты-экономисты оказались более толерантными к такому виду коррупции ($M_{\text{усеч.}} = 2.48$), чем студенты факультета психологии ($M_{\text{усеч.}} = 2.14$).

Дивергентная валидность

Корреляционный анализ показал, что интегральный показатель толерантности к коррупции не связан со средним баллом студентов (GPA): $\rho = -0.10, p = 0.30$. Незначима связь и между академическими достижениями и субшкалами шкалы толерантности к коррупции: $\rho = -0.07, p = 0.49, \rho = -0.10, p = 0.35, \rho = -0.01, p = 0.93$ и $\rho = 0.03, p = 0.77$ для взятки комфорта в бизнесе, взятки выживания в бизнесе, взятки комфорта в обычной жизни и взятки выживания в обычной жизни соответственно.

Описательные статистики по шкале и субшкалам толерантности к коррупции

В табл. 8 представлены средние, стандартные отклонения и альфа Кронбаха субшкал и шкалы толерантности к коррупции. Невысокая, но приемлемая, надежность субшкал объясняется малым числом ситуаций (3 ситуации на один фактор). Надежность полной шкалы демонстрирует высокое значение. Распределение баллов по субшкалам и шкале смещено в сторону меньшего балла, что говорит о невысоком принятии коррупции респондентами. Результаты значительно отличаются от нормального распределения: значения эксцесса лежат в пределах 2.69–3.88, асимметрии – в пределах 0.35–0.79.

Таблица 8

Описательные статистики субшкал и полной шкалы толерантности к коррупции

| Субшкала/шкала | M | SD | α |
|-----------------------|----------|-----------|----------------------------|
| БзК | 1.83 | 0.71 | 0.74 |
| БзВ | 2.01 | 0.68 | 0.69 |
| БтК | 2.14 | 0.70 | 0.71 |
| БтВ | 1.95 | 0.70 | 0.75 |
| ТК | 1.98 | 0.58 | 0.90 |

Примечание. БзК – взятка комфорта в бизнесе, БзВ – взятка выживания в бизнесе, БтК – взятка комфорта в обычной жизни, БтВ – взятка выживания в обычной жизни, ТК – толерантность к коррупции.

Заключение

В статье представлен анализ разработанной шкалы толерантности коррупции. Шкала демонстрирует высокую надежность измерения (α Кронбаха = 0.87, композитная надежность равна 0.96), субшкалы методики обладают приемлемой надежностью (α Кронбаха варьируется в диапазоне 0.69–0.75, композитная надежность находится в похожих пределах – 0.64–0.70). Шкала обладает небольшой ошибкой измерения, равной 2.43 балла (это примерно 7% от размаха шкалы). Ситуации шкалы хорошо дифференцируют респондентов по уровню проявления признака (значения дискриминативности коррупционных ситуаций находятся в пределах 0.58–0.82), обладают относительно высокой трудностью (от 0.21 до 0.41), при этом ситуации различаются по трудности: есть как трудные ситуации, так и обладающие более оптимальной трудностью.

Инструмент корректно отражает теоретическое содержание. Независимые эксперты продемонстрировали высокое согласие в том, что с помощью разработанных ситуаций можно оценивать толерантность к коррупции (показатели согласованности выше 0.81). Меньшую согласованность (на уровне 0.67) эксперты показали при отнесении коррупционных ситуаций к взятке комфорта и взятке выживания. Тем не менее полученные коэффициенты согласованности позволяют говорить о существенной надежности оценок экспертов и корректном покрытии теоретической рамки.

Результаты конфирматорного и мультигруппового факторного анализа свидетельствуют о том, что выделенная структура шкалы является валидной (см. статистики согласия в табл. 2), воспроизводится на независимых выборках, демонстрируя сильную (strong) измерительную инвариантность, то есть в рамках выделенных групп эквивалентна не только структура шкалы, но и факторные нагрузки, и пороги индикаторов (см. статистики согласия по типу инвариантности в табл. 5 и табл. 6). Данный факт позволяет использовать шкалу для сравнения различных социальных групп в рамках одной категории (например, мужчин и женщин или людей, работающих на полную ставку, и людей с частичной занятостью), исследовать взаимосвязи с другими переменными.

Результаты применения разработанной методики положительно связаны со шкалами опросника амбивалентного отношения к мужчинам, корреляции варьируются от 0.14 до 0.19 (все корреляции значимы).

Интегральный показатель способен дифференцировать респондентов с меньшей и большей выраженностью латентного признака. Результаты измерения не связаны с показателем успеваемости студентов, выраженным в виде среднего балла по пройденным студентами курсам.

Важно отметить, что с точки зрения минимизации ошибки измерения лучше использовать баллы по шкале в целом. Распределение ответов респондентов по субшкалам и шкале демонстрируют смещение (эксцесс лежит в пределах 2.69–3.88, асимметрия – в пределах 0.35–0.79). Отчасти это может быть связано с социально желательным характером ответов, но также возможно, что люди в выборке действительно имеют низкую толерантность к коррупции. В целом подобное смещение характерно для конструкторов, изучаемых в рамках социальной психологии [Vono et al., 2017].

Предлагаемое исследование содержит ряд ограничений. Во-первых, анализируемые выборки включали только респондентов, добровольно согласившихся принять участие в исследовании. В связи с этим в результатах может иметь место ограниченная дисперсия ответов, учитывая социальную желательность темы и самоотбор. Ограниченный спектр дисперсии ответов мог

сказаться на результатах корреляционного анализа со шкалами методики амбивалентного отношения к мужчинам в сторону занижения полученных коэффициентов корреляции. В дальнейшем возможно исследование на большей по размеру выборке, с тем чтобы увеличить дисперсию возможных ответов.

Дальнейшие исследования могут быть посвящены дальнейшему изучению конвергентной валидности инструмента: определению взаимосвязей с другими теоретически близкими конструктами (например, ориентацией на социальное доминирование или чертами темной триады). Важным дополнением станет включение шкалы социальной желательности и проверка результатов методики толерантности к коррупции на смещение. Также для более детального изучения можно использовать анализ категорий шкалы с помощью методов современной теории тестирования с целью определения некорректно функционирующих категорий, а также определения уровней выраженности толерантности к коррупции.

Выводы

Предлагаемый инструмент позволяет надежно и валидно измерить такую латентную характеристику, как толерантность к коррупции, а также быстро и качественно собрать данные для эмпирических исследований. Автор статьи рекомендует использовать шкалу исключительно в исследовательских целях и выносить суждения только на уровне групп. Методика может использоваться как в области социальной психологии, так и в политологических, социологических исследованиях.

Благодарности

Автор благодарит Ниненко И.С., Панфилову Е.А., Попову Ю.С. и Гулевич О.А. за помощь и участие в создании инструмента.

Литература

Журавлев А.Л., Юревич А.В. Психологические факторы коррупции. Психология в экономике и управлении. 2012, No. 1, 57–65.

Журавлева Т.Л., Сухов С.В. Лабораторные эксперименты как метод изучения коррупции: обзор исследований. Экономический журнал ВШЭ, 2016, No. 20(2), 243–267.

Кривошеков В.С., Гулевич О.А., Любкина А.С. Hostile and Benevolent Attitudes toward Men: Psychometric Properties of the Russian Version of the Ambivalence toward Men Inventory. Психология. Журнал Высшей школы экономики, 2018, No. 15(3), 427–446.

Нисневич Ю.А., Шухова А.А., Стукал Д.К. Методологические проблемы измерения коррупции. Общественные науки и современность, 2016, No. 3, 149–162.

Alarcón D., Sánchez J.A., De Olavide U. Assessing convergent and discriminant validity in the ADHD-R IV rating scale: User-written commands for Average Variance Extracted (AVE), Composite Reliability (CR), and Heterotrait-Monotrait ratio of correlations (HTMT). Spanish STATA Meeting, 2015, 1–39.

American Educational Research Association, American Psychological Association, National Council on Measurement in Education, Joint Committee on Standards for Educational, Psychological Testing (US). Standards for educational and psychological testing, 1999.

Barnes T.D., Beaulieu E., Saxton G.W. Restoring trust in the police: Why female officers reduce suspicions of corruption. Governance, 2018, No. 31(1), 143–161. DOI: 10.1111/gove.12281

Bazaldua D.A.L., Lee Y.S., Keller B., Fellers L. Assessing the performance of classical test theory item discrimination estimators in Monte Carlo simulations. Asia Pacific Education Review, 2017, No. 18(4), 585–598. DOI: 10.1007/s12564-017-9507-4

Bono R., Blanca M.J., Arnau J., Gómez-Benito J. Non-normal Distributions Commonly Used in Health, Education, and Social Sciences: A Systematic Review. Frontiers in Psychology, 2017, No. 8(1602). DOI: 10.3389/fpsyg.2017.01602

Brennan R.L., Prediger D.J. Coefficient kappa: Some uses, misuses, and alternatives. Educational and Psychological Measurement, 1981, No. 41(3), 687–699. DOI: 10.1177/001316448104100

Campbell D.T., Fiske D.W. Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix. Psychological Bulletin, 1959, No. 56(2), 81–105. DOI: 10.1037/h0046016

Crocker L.M., Algina J. Introduction to classical and modern test theory. – New York, NY: Holt, Rinehart and Winston, 1986, 527 p.

Dawis R.V. Scale construction. *Journal of Counseling Psychology*, 1987, No. 34(4), 481–489. DOI: 10.1037/0022-0167.34.4.481

De Roover K., Timmerman M.E., De Leersnyder J., Mesquita B., Ceulemans E. What's hampering measurement invariance: detecting non-invariant items using clusterwise simultaneous component analysis. *Frontiers in Psychology*, 2014, No. 5(604). DOI: 10.3389/fpsyg.2014.00604

Einhorn H.J. Expert judgment: Some necessary conditions and an example. *Journal of Applied Psychology*, 1974, No. 59(5), 562–571. DOI: 10.1037/h0037164

Epskamp S. semPlot: Path diagrams and visual analysis of various SEM packages' output (Version 1.0. 0). 2014. URL: <https://CRAN.R-project.org/package=semPlot> (Accessed: 10.05.2024)

Fornell C., Larcker D.F. Structural equation models with unobservable variables and measurement error: Algebra and statistics. 1981. DOI: 10.2307/3150980

Frank B., Schulze G.G. Does economics make citizens corrupt? *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2000, No. 43(1), 101–113. DOI: 10.1016/S0167-2681(00)00111-6

Glick P., Lameiras M., Fiske S.T., Eckes T., Masser B., Volpato C., Castro Y.R. Bad but bold: Ambivalent attitudes toward men predict gender inequality in 16 nations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 2004, No. 86(5), 713–728. DOI: 10.1037/0022-3514.86.5.713

Gong T., Wang S. Indicators and Implications of Zero Tolerance of Corruption: The Case of Hong Kong. *Social Indicators Research*, 2013, No. 3(112), 569–586. DOI: 10.1007/s11205-012-0071-3

Gwet K.L. Handbook of inter-rater reliability: The definitive guide to measuring the extent of agreement among raters. *Advanced Analytics*, 2014. URL: https://www.agree-stat.com/book4/9780970806284_prelim_chapter1.pdf (Accessed: 10.05.2024)

Hair J.E., Back W.C. Babin B.J., Rolph E.A. *Multivariate data analysis* (7th edition). – USA: Pearson, 2010, 816 p.

Jöreskog K.G. A general approach to confirmatory maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 1969, No. 34(2), 183–202. DOI: 10.1007/BF02289343

Jorgensen T.D., Pornprasertmanit S., Schoemann A.M., Rosseel Y. *semTools: Useful Tools for Structural Equation Modeling*. 2019. URL: <https://CRAN.R-project.org/package=semTools> (Accessed: 10.05.2024)

Kheyami D., Jaradat A., Al-Shibani T., Ali F.A. Item Analysis of Multiple Choice Questions at the Department of Paediatrics, Arabian Gulf University, Manama, Bahrain. *Sultan Qaboos University Medical Journal*, 2018, No. 18(1), 68–74.

Kline R. *Principles and Practice of Structural Equation Modeling* (3rd edition). – Guilford Press, New York, 2011.

Landis J.R., Koch G.G. The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics*, 1977, 159–174.

León C.J., Araña J.E., de León J. Correcting for Scale Perception Bias in Measuring Corruption: an Application to Chile and Spain. *Social Indicators Research*, 2013, No. 114(3), 977–995. DOI: 10.1007/s11205-012-0185-7

Mair P., Wilcox R. Robust statistical methods in R using the WRS2 package. *Behavior Research Methods*, 2020, No. 52(2), 464–488. DOI: 10.3758/s13428-019-01246-w

Mishra A., Mookherjee D. *Controlling Collusion and Extortion: The Twin Faces of Corruption*. 2012. URL: [https://people.bu.edu/dilipm/wkppap/Collusion%20and%20Extortion%20\(MM\)\(3\).pdf](https://people.bu.edu/dilipm/wkppap/Collusion%20and%20Extortion%20(MM)(3).pdf) (Accessed: 10.05.2024)

Olsson U., Drasgow F., Dorans N. J. The polyserial correlation coefficient. *Psychometrika*, 1982, No. 47(3), 337–347. DOI: 10.1007/BF02294164

Quarfoot D., Levine R.A. How robust are multirater interrater reliability indices to changes in frequency distribution? *The American Statistician*, 2016, No. 70(4), 373–384. DOI: 10.1080/00031305.2016.1141708

R Core Team. R: A language and environment for statistical computing. R Found. Stat. Comput. – Vienna, Austria. R Foundation for Statistical Computing, 2017.

Raykov T. Estimation of composite reliability for congeneric measures. *Applied Psychological Measurement*, 1997, No. 21(2), 173–184. DOI: 10.1177/014662169702120

Revelle W. *psych: Procedures for psychological, psychometric, and personality research*. – Northwestern University, Evanston, Illinois, 2014, 165, 1–10.

Rhemtulla M., Brosseau-Liard P.É., Savalei V. When can categorical variables be treated as continuous? A comparison of robust continuous and categorical SEM estimation methods under suboptimal conditions. *Psychological Methods*, 2012, No. 17(3), 354–373. DOI: 10.1037/a0029315

Rosseel Y. Lavaan: An R package for structural equation modeling and more. Version 0.5–12 (BETA). *Journal of Statistical Software*, 2012, No. 48(2), 1–36. DOI: 10.18637/jss.v048.i02

Svetina D., Rutkowski L., Rutkowski D. Multiple-group invariance with categorical outcomes using updated guidelines: An illustration using M plus and the lavaan/semtools packages. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 2020, No. 27(1), 111–130. DOI: 10.1080/10705511.2019.1602776

Tan X., Liu L., Zheng, W., Huang Z. Effects of social dominance orientation and right-wing authoritarianism on corrupt intention: The role of moral outrage. *International Journal of Psychology*, 2016, No. 3(51), 213–219. DOI: 10.1002/ijop.12148

Zhao H., Zhang H., Xu, Y. Does the Dark Triad of Personality Predict Corrupt Intention? The Mediating Role of Belief in Good Luck. *Frontiers in Psychology*, 2016, No. 7(608). DOI: 10.3389/fpsyg.2016.00608

Приложение

Шкала толерантности к коррупции

Пожалуйста, оцените следующие ситуации по шкале от 1 до 4, где 1 – «Абсолютно неправильно», 2 – «Скорее неправильно», 3 – «Скорее правильно», 4 – «Абсолютно правильно», отмечая тот ответ, который наилучшим образом отражает Ваше мнение. Над вопросами долго не задумывайтесь, поскольку правильных или неправильных ответов нет.

| Ситуация | Абсолютно неправильно | Скорее неправильно | Скорее правильно | Абсолютно правильно |
|---|-----------------------|--------------------|------------------|---------------------|
| Q1. У Антона есть несовершеннолетний сын. Недавно Антон был вызван в отделение полиции по поводу того, что его ребенок развязал драку будучи в нетрезвом состоянии. Сотрудники полиции сообщают, что сын Антона будет поставлен на учет, что усложнит его поступление в вуз. Антон решает дать взятку полиции, чтобы его сына отпустили без составления протокола. Как Вам кажется, правильно ли поступил Антон? | 1 | 2 | 3 | 4 |
| Q2. Мария хочет устроить свою дочь в престижную школу. Однако руководство школы требует от нее «пожертвование» в виде покупки проектора, чтобы зачислить ребенка в учебное заведение. Мария соглашается купить проектор. Как Вам кажется, правильно ли поступила Мария? | 1 | 2 | 3 | 4 |
| Q3. Анна –хозяйка салона красоты. Однажды к ней пришла клиентка и попросила бесплатно провести в отделе SPA свой день рождения. В случае отказа супруг клиентки (сотрудник Роспотребнадзора) проведет в салоне внеплановую проверку. Анна идет на уступку клиентке и разрешает бесплатно провести день рождения в отделе SPA. Как Вам кажется, правильно ли поступила Анна? | 1 | 2 | 3 | 4 |
| Q4. Александр – директор строительной компании. Компания Александра выиграла государственный тендер на постройку здания. Он уже вложил свои средства в закупку строительных материалов. На переговорах о начале работы представитель заказчика сообщил, что в услугах компании Александра он не нуждается и результаты тендера будут аннулированы. Чтобы не понести потери, Александр решил договориться и дал взятку представителю заказчика. Как Вам кажется, правильно ли поступил Александр? | 1 | 2 | 3 | 4 |
| Q5. Алексей учится в университете. На одной из лекций он указал преподавателю на неточность в написанной на доске формуле. После этого преподаватель поставил Алексею «двойку» на экзамене, и теперь Алексею грозит отчисление. Чтобы не быть отчисленным и остаться в университете, Алексей идет на выплату взятки сотрудникам деканата. Как Вам кажется, правильно ли поступил Алексей? | 1 | 2 | 3 | 4 |
| Q6. Ольга работает в отделе продаж крупной компании. Для продвижения продукта Ольга дает взятку директору крупного сетевого супермаркета. Как Вам кажется, правильно ли поступила Ольга? | 1 | 2 | 3 | 4 |
| Q7. Петр – владелец кафе. Недавно в его заведение пришла санитарная инспекция. Она заявила, что остановит работу кафе на 1 месяц, если Петр не приобретет оборудование у поставщика, рекомендованного сотрудниками инспекции. Чтобы не останавливать работу кафе, Петр решает заменить прежнее оборудование на рекомендованное. Как Вам кажется, правильно ли поступил Петр? | 1 | 2 | 3 | 4 |
| Q8. У Валентины есть сын, который всегда мечтал играть в молодежной футбольной команде. Мальчик занимается уже несколько лет, посещает все тренировки, в прошлом году стал лучшим бомбардиром сезона молодежного кубка по футболу. Однако тренер сказал Валентине, что детей, которые хотят вступить в команду, очень много, и «просто так» туда не попасть. Валентина решает дать взятку, чтобы ее сын смог начать свою спортивную карьеру. Как Вам кажется, правильно ли поступила Валентина? | 1 | 2 | 3 | 4 |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Q9. Елена – многодетная мать, и ее семья входит в число малоимущих граждан, которые по договору социального найма претендуют на жилье от государства. Она находится в очереди на бесплатное жилье уже 15 лет, и знакомый чиновник сделал ей предложение: дать взятку взамен на ускорение процесса получения квартиры. Елена решает согласиться с данным предложением, так как неизвестно, сколько она еще будет вынуждена стоять в очереди. Как Вам кажется, правильно ли поступила Елена? | 1 | 2 | 3 | 4 |
| Q10. Андрей является владельцем автосервиса. Чтобы открыть еще один салон, он обратился в банк за кредитом. Представитель банка согласился выдать Андрею кредит, но при условии, что бизнесмен заплатит банку определенную сумму денег наличными. Андрей согласился выплатить деньги. Как Вам кажется, правильно ли поступил Андрей? | 1 | 2 | 3 | 4 |
| Q11. Татьяна – руководитель небольшой частной компании. Татьяна не успела вовремя отправить отчет в налоговую службу, и теперь ее компании грозит большой штраф. Она решила договориться с налоговой. Приехав в одно из подразделений, она дала взятку сотрудникам службы за то, чтобы ее отчет приняли «задним числом» и не выписывали штраф. Как Вам кажется, правильно ли поступила Татьяна? | 1 | 2 | 3 | 4 |
| Q12. Денис – водитель с большим стажем. Однажды Денис пересек две сплошные на своем автомобиле. Через несколько метров его остановили сотрудники ГИБДД с сообщением о нарушении. Чтобы не лишиться прав, Денис договорился о даче взятки одному из сотрудников. Как Вам кажется, правильно ли поступил Денис? | 1 | 2 | 3 | 4 |

Ключ

Все утверждения прямые.

Взятка комфорта (бизнес): Q6, Q10, Q11

Взятка выживания (бизнес): Q3, Q4, Q7

Взятка комфорта (бытовая): Q1, Q2, Q12

Взятка выживания (бытовая): Q5, Q8, Q9

Поступила в редакцию: 10 мая 2024 г. Дата публикации: 24 августа 2024 г.

Сведения об авторах

Колачев Никита Игоревич. Кандидат психологических наук, доцент департамента психологии, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», ул. Мясницкая, д. 20, 101000 Москва, Россия.

Е-mail: nkolachev@hse.ru

Ссылка для цитирования

Колачев Н.И. Разработка и психометрический анализ шкалы толерантности к коррупции. Психологические исследования. 2024. Т. 17, № 95. С. 1. URL: <https://psystudy.ru>

Адрес статьи: <https://doi.org/10.54359/ps.v17i95.1592>

Kolachev N.I.¹ Development and psychometric analysis of the corruption tolerance scale

¹ HSE University, Moscow, Russia

The purpose of the current study was to examine the psychometric properties of the developed corruption tolerance scale. For this purpose, a questionnaire survey of experts was conducted to investigate the content validity of the results obtained. The reliability, structure, invariance of the scale and its correlation with the scales of ambivalent attitudes towards men were studied on a sample of 404 respondents (study №1). The criterion and divergent validity of the results were studied on a separate sample of 100 economics and psychology students (study №2). The scale has shown acceptable psychometric properties and high discriminating ability. It was shown that to minimize measurement error it is better to use the full scale of tolerance to corruption, although subscales can also be utilized for research purposes. Further directions on validation of the proposed scale are discussed.

Keywords: corruption, psychology of corruption, psychometric properties, corruption tolerance scale

Acknowledgements

The author would like to thank Ninenko I.S., Panfilova E.A., Popova Y.S. and Gulevich O.A. for their help and participation in the development of the scale.

References

Alarcón D., Sánchez J.A., De Olavide U. Assessing convergent and discriminant validity in the ADHD-R IV rating scale: User-written commands for Average Variance Extracted (AVE), Composite Reliability (CR), and Heterotrait-Monotrait ratio of correlations (HTMT). Spanish STATA Meeting, 2015, 1–39.

American Educational Research Association, American Psychological Association, National Council on Measurement in Education, Joint Committee on Standards for Educational, Psychological Testing (US). Standards for educational and psychological testing, 1999.

Barnes T.D., Beaulieu E., Saxton G.W. Restoring trust in the police: Why female officers reduce suspicions of corruption. *Governance*, 2018, No. 31(1), 143–161. DOI: 10.1111/gove.12281

Bazaldúa D.A.L., Lee Y.S., Keller B., Fellers L. Assessing the performance of classical test theory item discrimination estimators in Monte Carlo simulations. *Asia Pacific Education Review*, 2017, No. 18(4), 585–598. DOI: 10.1007/s12564-017-9507-4

Bono R., Blanca M.J., Arnau J., Gómez-Benito J. Non-normal Distributions Commonly Used in Health, Education, and Social Sciences: A Systematic Review. *Frontiers in Psychology*, 2017, No. 8(1602). DOI: 10.3389/fpsyg.2017.01602

Brennan R.L., Prediger D.J. Coefficient kappa: Some uses, misuses, and alternatives. *Educational and Psychological Measurement*, 1981, No. 41(3), 687–699. DOI: 10.1177/001316448104100

Campbell D.T., Fiske D.W. Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, 1959, No. 56(2), 81–105. DOI: 10.1037/h0046016

Crocker L.M., Algina J. Introduction to classical and modern test theory. – New York, NY: Holt, Rinehart and Winston, 1986, 527 p.

Dawis R.V. Scale construction. *Journal of Counseling Psychology*, 1987, No. 34(4), 481–489. DOI: 10.1037/0022-0167.34.4.481

De Roover K., Timmerman M.E., De Leersnyder J., Mesquita B., Ceulemans E. What's hampering measurement invariance: detecting non-invariant items using clusterwise simultaneous component analysis. *Frontiers in Psychology*, 2014, No. 5(604). DOI: 10.3389/fpsyg.2014.00604

Einhorn H.J. Expert judgment: Some necessary conditions and an example. *Journal of Applied Psychology*, 1974, No. 59(5), 562–571. DOI: 10.1037/h0037164

Epskamp S. semPlot: Path diagrams and visual analysis of various SEM packages' output (Version 1.0. 0). 2014. URL: <https://CRAN.R-project.org/package=semPlot> (Accessed: 10.05.2024)

Fornell C., Larcker D.F. Structural equation models with unobservable variables and measurement error: Algebra and statistics, 1981. DOI: 10.2307/3150980

Frank B., Schulze G.G. Does economics make citizens corrupt? *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2000, No. 43(1), 101–113. DOI: 10.1016/S0167-2681(00)00111-6

Glick P., Lameiras M., Fiske S.T., Eckes T., Masser B., Volpato C., Castro Y.R. Bad but bold: Ambivalent attitudes toward men predict gender inequality in 16 nations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 2004, No. 86(5), 713–728. DOI: 10.1037/0022-3514.86.5.713

Gong T., Wang S. Indicators and Implications of Zero Tolerance of Corruption: The Case of Hong Kong. *Social Indicators Research*, 2013, No. 3(112), 569–586. DOI: 10.1007/s11205-012-0071-3

Gwet K.L. Handbook of inter-rater reliability: The definitive guide to measuring the extent of agreement among raters. Advanced Analytics, 2014. URL: https://www.agree-stat.com/book4/9780970806284_prelim_chapter1.pdf (Accessed: 10.05.2024)

Hair J.E., Back W.C. Babin B.J., Rolph E.A. *Multivariate data analysis* (7th edition). – USA: Pearson, 2010, 816 p.

Jöreskog K.G. A general approach to confirmatory maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 1969, No. 34(2), 183–202. DOI: 10.1007/BF02289343

Jorgensen T.D., Pornprasertmanit S., Schoemann A.M. Rosseel Y. semTools: Useful Tools for Structural Equation Modeling, 2019. URL: <https://CRAN.R-project.org/package=semTools> (Accessed: 10.05.2024)

Kheyami D., Jaradat A., Al-Shibani T., Ali F.A. Item Analysis of Multiple Choice Questions at the Department of Paediatrics, Arabian Gulf University, Manama, Bahrain. Sultan Qaboos University Medical Journal, 2018, No. 18(1), 68–74.

Kline R. Principles and Practice of Structural Equation Modeling (3rd edition). – Guilford Press, New York, 2011.

Krivoshchekov V.S., Gulevich O.A., Lyubkina A.S. Hostile and Benevolent Attitudes toward Men: Psychometric Properties of the Russian Version of the Ambivalence toward Men Inventory. Psihologiya. Zhurnal Vyshej shkoly ekonomiki, 2018, No. 15(3), 427–446.

Landis J.R., Koch G.G. The measurement of observer agreement for categorical data. Biometrics, 1977, 159–174.

León C.J., Araña J.E., de León J. Correcting for Scale Perception Bias in Measuring Corruption: an Application to Chile and Spain. Social Indicators Research, 2013, No. 114(3), 977–995. DOI: 10.1007/s11205-012-0185-7

Mair P., Wilcox R. Robust statistical methods in R using the WRS2 package. Behavior Research Methods, 2020, No. 52(2), 464–488. DOI: 10.3758/s13428-019-01246-w

Mishra A., Mookherjee D. Controlling Collusion and Extortion: The Twin Faces of Corruption. 2012. URL: [https://people.bu.edu/dilipm/wkppap/Collusion%20and%20Extortion%20\(MM\)\(3\).pdf](https://people.bu.edu/dilipm/wkppap/Collusion%20and%20Extortion%20(MM)(3).pdf) (Accessed: 10.05.2024)

Nisnevich Yu.A., Shuhova A.A., Stukal D.K. Metodologicheskie problemy izmereniya korrupcii. Obshchestvennye nauki i sovremennost', 2016, No. 3, 149–162.

Olsson U., Drasgow F., Dorans N.J. The polyserial correlation coefficient. Psychometrika, 1982, No. 47(3), 337–347. DOI: 10.1007/BF02294164

Quarfoot D., Levine R.A. How robust are multirater interrater reliability indices to changes in frequency distribution? *The American Statistician*, 2016, No. 70(4), 373–384. DOI: 10.1080/00031305.2016.1141708

R Core Team. R: A language and environment for statistical computing. R Found. Stat. Comput. – Vienna, Austria. R Foundation for Statistical Computing, 2017.

Raykov T. Estimation of composite reliability for congeneric measures. *Applied Psychological Measurement*, 1997, No. 21(2), 173–184. DOI: 10.1177/014662169702120

Revelle W. *psych: Procedures for psychological, psychometric, and personality research.* – Northwestern University, Evanston, Illinois, 2014, 165, 1–10.

Rhemtulla M., Brosseau-Liard P.É., Savalei V. When can categorical variables be treated as continuous? A comparison of robust continuous and categorical SEM estimation methods under suboptimal conditions. *Psychological Methods*, 2012, No. 17(3), 354–373. DOI: 10.1037/a0029315

Rosseel Y. Lavaan: An R package for structural equation modeling and more. Version 0.5–12 (BETA). *Journal of Statistical Software*, 2012, No. 48(2), 1–36. DOI: 10.18637/jss.v048.i02

Svetina D., Rutkowski L., Rutkowski D. Multiple-group invariance with categorical outcomes using updated guidelines: An illustration using M plus and the lavaan/semtools packages. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 2020, No. 27(1), 111–130. DOI: 10.1080/10705511.2019.1602776

Tan X., Liu L., Zheng, W., Huang Z. Effects of social dominance orientation and right-wing authoritarianism on corrupt intention: The role of moral outrage. *International Journal of Psychology*, 2016, No. 3(51), 213–219. DOI: 10.1002/ijop.12148

Zhao H., Zhang H., Xu, Y. Does the Dark Triad of Personality Predict Corrupt Intention? The Mediating Role of Belief in Good Luck. *Frontiers in Psychology*, 2016, No. 7(608). DOI: 10.3389/fpsyg.2016.00608

Zhuravlev A.L., Yurevich A.V. Psihologicheskie faktory korrupcii. Psihologiya v ekonomike i upravlenii, 2012, No. 1, 57–65.

Zhuravleva T.L., Sukhov S.V. Laboratornye eksperimenty kak metod izucheniya korrupcii: ob-zor issledovaniy. Ekonomicheskij zhurnal VSHE, 2016, No. 20(2), 243–267.

Information about authors

Kolachev Nikita Igorevich. PhD in Psychology, Associate Professor at the Department of Psychology, HSE University, ul. Mysnitskaya, d. 20, 101000 Moscow, Russia.

E-mail: nkolachev@hse.ru

For citation: Kolachev N.I. Development and psychometric analysis of the corruption tolerance scale. Psikhologicheskie Issledovaniya, 2024, Vol. 17, No. 95, p. 1. <https://psystudy.ru>