

Опыт использования бифакторных моделей для снижения эффектов социальной желательности на материале нормативного опросника универсальных компетенций

Егор Сагитов, Ирина Брун, Станислав Павлов

Статья поступила
в редакцию
в феврале 2023 г.

Сагитов Егор Борисович — аспирант Института образования, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики». Адрес: 101000, Москва, Потаповский пер., 16, стр. 10. E-mail: esagitov@hse.ru. ORCID: <https://orcid.org/0009-0006-6163-480X> (контактное лицо для переписки)

Брун Ирина Викторовна — психометрик, ООО «Форматта». E-mail: brun.i@formatta.ru

Павлов Станислав Витальевич — директор, ООО «Форматта». E-mail: pavlov.s@formatta.ru

Аннотация

Одним из существенных недостатков опросных методов психологического тестирования является искажение итоговых баллов по измеряемым конструктам, обусловленное эффектами социальной желательности. Угроза валидности решений, принимаемых на основании результатов опроса, которую создает социальная желательность, особенно значима в условиях высоких ставок, например при отборе на должность. При этом дискуссионным остается вопрос о связи разных компонентов социальной желательности с наиболее часто измеряемыми личностными конструктами. На материале авторского нормативного опросника универсальных компетенций рассматривается возможность внесения корректировок в итоговые баллы по измеряемым конструктам с использованием разработанных шкал эгоистической и моралистической социальной желательности. Обсуждается использование формулировок утверждений, нейтральных к социальной желательности и отражающих наиболее высокую степень выраженности измеряемого индикатора, в качестве способа минимизировать актуализацию намерения давать социально желательные ответы у респондента.

Эмпирическую основу исследования составили данные апробации опросника, проведенной весной 2022 г., в ходе которой получены ответы 579 респондентов по 49 компетенциям. Выполнена оценка качества разработанных шкал социальной желательности и проведено моделирование каждой из шкал универсальных компетенций с включением шкалы социальной желательности. Данные анализировались в рамках структурного моделирования — конфирматорного факторного анализа с использованием бифакторных моделей для каждой из измеряемых компетенций.

Установлено, что использование шкалы эгоистической социальной желательности в качестве основания для корректировки факторных баллов по измеряемым компетенциям имеет в целом удовлетворительные психометрические показатели, однако опасение вызывает сравнительно большая ошибка измерения. Рассматриваются достоинства и недостатки как используемого подхода, так и других наиболее часто применяемых практик, направленных на снижение эффектов социальной желательности в академической и бизнес-среде.

Ключевые слова эгоистическая социальная желательность, моралистическая социальная желательность, бифакторные модели, нормативный формат опросника, ипсативный формат опросника, универсальные компетенции

Для цитирования Сагитов Е.Б., Брун И.В., Павлов С.В. (2023) Опыт использования бифакторных моделей для снижения эффектов социальной желательности на материале нормативного опросника универсальных компетенций. *Вопросы образования / Educational Studies Moscow*, № 3, сс. 145–171. <https://doi.org/10.17323/vo-2023-16827>

Experience of Using Bifactor Models to Reduce the Effects of Social Desirability on the Normative Questionnaire of Universal Competencies

Egor Sagitov, Irina Brun, Stanislav Pavlov

Egor B. Sagitov — PhD Student, Institute of Education, National Research University Higher School of Economics. Address: 101000, Moscow, Potapovsky per., 16, build. 10. E-mail: esagitov@hse.ru. ORCID: <https://orcid.org/0009-0006-6163-480X> (corresponding author)

Irina V. Brun — psychometrician, LLC “Formatta”. E-mail: brun.i@formatta.ru

Stanislav V. Pavlov — head, LLC “Formatta”. E-mail: pavlov.s@formatta.ru

Abstract One of the significant lack of questionnaires is a scores distortion for the measured constructs, associated with the social desirability effects. An even greater threat to the validity of decisions is social desirability in high-stakes evaluation, such as selection for a position. Moreover the issue of the relationship between different components of social desirability and the most frequently measured personal constructs remains debatable. In the material of the author’s normative questionnaire of universal competencies, an approach is considered for making adjustments to the final scores for measured constructs using the developed scales of egoistic and moralistic social desirability. Also discussed the prospect of using statement formulations that are neutral to social desirability or express the most positive degree of measured indicators.

The empirical basis of this study is data gathered within a pilot conducted in the spring of 2022, during which data were obtained from 579 respondents in 49 measurable competencies. The analysis was aimed at assessing the quality of the developed scales of social desirability and modeling of each of the universal competencies scales was carried out with the inclusion of a scale of social desirability. The data were analyzed in the framework of structural modeling — confirmatory factor analysis (CFA) using bifactor models for each of the measured competencies.

According to the results of this study, the use of the scale of egoistic social desirability as a measure for adjusting factor scores for the competencies has generally satisfactory psychometric statistics, but there is concern about the relatively large measurement error. The paper discusses the advantages and disadvantages of this approach and other practices that are most often used to reduce the effects of social desirability in the academic and business environment.

Keywords egoistic social desirability, moralistic social desirability, bifactorial models, normative approach, ipsative approach, universal competencies

For citing Sagitov E.B., Brun I.V., Pavlov S.V. (2023) Opyt ispol'zovaniya bifaktornykh modeley dlya snizheniya effektivov sotsial'noy zhelatel'nosti na materiale normativnogo oprosnika universal'nykh kompetentsiy [Experience of Using Bifactor Models to Reduce the Effects of Social Desirability on the Normative Questionnaire of Universal Competencies]. *Voprosy obrazovaniya / Educational Studies Moscow*, no 3, pp. 145–171. <https://doi.org/10.17323/vo-2023-16827>

Социальная желательность (СЖ) ответов состоит в склонности респондентов давать необоснованно (чрезмерно) положительные самоописания [Paulhus, 1998] и является одним из значимых факторов искажения результатов, получаемых с помощью опросных методов [Allport, 1937; Anderson, 1976; Grimm, 2010]. Учитывать влияние СЖ критически важно в условиях, когда нет возможности сделать измерение обезличенным и когда на основании ответов респондентов делаются выводы, определяющие их будущее, например о принятии на должность.

За десятилетия развития психометрики разработано множество способов измерения СЖ и минимизации ее эффектов на разных этапах создания измерительного инструмента, проведения оценочной процедуры и анализа полученных ответов [Paulhus, 1991; Salgado, 2005; Larson, 2018]. При этом исследователи отмечают, что стратегия минимизации эффектов СЖ имеет шансы быть эффективной только в случае индивидуального подхода разработчиков к созданию каждого отдельно взятого инструмента с учетом конкретных условий его использования [Osin, 2009; Larson, 2018].

В данной статье рассматривается применение комплекса мер по снижению эффектов СЖ на материале разрабатываемого инструмента измерения универсальных компетенций, который в дальнейшем планируется ввести в батарею методик для отбора кандидатов на должность. Преимущественное внимание уделяется бифакторным моделям с использованием скорректированной шкалы СЖ из *Balanced Inventory of Desirable Responding* [Paulhus, 1998; Osin, 2009]. Рассматриваются достоинства и недостатки данного подхода.

1. Обзор литературы

1.1. Почему СЖ угрожает валидности результатов оценивания с высокими ставками, полученных с помощью опросников

Последние несколько десятилетий личностные опросники широко используются в организациях при принятии важных решений, например при отборе кандидатов на должность или в кадровый резерв [García-Izquierdo, Ramos-Villagrasa, Lubiano, 2020; Golubovich et al., 2020; Sackett et al., 2017]. Большинство из этих опросников разработаны в рамках нормативного подхода [Martínez, Moscoso, Lado, 2021], который предполагает, что респондент оценивает степень своего согласия с каждым отдельным утверждением опросника, чаще всего по шкале Ликерта. Однако полученные таким образом сведения о респонденте не вызывают доверия ни у специалистов в области оценивания, ни у представителей бизнеса, поскольку респондент может легко завесить свои баллы [Christiansen, Burns, Montgomery, 2005; Heggstad et al., 2006; Kreitchmann et al., 2019], тем самым получив необоснованное преимущество перед другими кандидатами. Так, например, в нескольких исследованиях сравнивались итоговые баллы тех респондентов, которым в ситуации эксперимента была дана инструкция отвечать честно, и тех, которым разрешили «немного приукрасить» свои ответы. Результаты респондентов во второй группе в среднем оказались на 0,6 стандартного отклонения (σ) выше, чем в первой [Goffin, Christiansen, 2003]. О том, что респонденты могут искажать свои баллы при заполнении нормативных опросников, если они мотивированы создать позитивный образ себя, свидетельствуют и метааналитические исследования [Birkeland et al., 2006; Salgado, 2016]. В организационном контексте респонденты стремятся завесить баллы по характеристикам, которые, на их взгляд, положительно связаны с эффективностью деятельности и успешностью на желаемой позиции [Martínez, Moscoso, Lado, 2021; Anglim et al., 2017].

При этом искажением измеряемых показателей эффекты СЖ не ограничиваются. Результаты многочисленных исследований показывают, что СЖ может лежать в основе завышения корреляций между измеряемыми личностными чертами, например в одном из наиболее распространенных опросников *Big Five* [Costa, McCrae, 1992; Anusic et al., 2009; Bäckström, Björklund, Larsson, 2009; Bäckström, Björklund, 2020]. Кроме того, результаты метаанализа данных свидетельствуют в пользу того, что СЖ значимо (хотя и умеренно) коррелирует со многими психологическими конструктами в исследованиях организационного поведения [Moorman, Podsakof, 1992].

Риски возникновения вышеперечисленных эффектов заставляют значительную часть исследователей сомневаться в релевантности личностных показателей для прогнозирования успешности деятельности и других организационных показателей, поскольку валидность этих измерений будет существен-

но снижена из-за СЖ [Goffin, Christiansen, 2003; Mueller-Hanson, Heggstad, Thornton, 2003; Neeley, Cronley, 2004]. Некоторые специалисты полностью отвергают личностные показатели как основание для принятия кадровых решений. При этом доступных альтернативных способов прогнозирования эффективности сотрудников на рабочем месте пока не разработано.

1.2. Какие способы минимизации эффектов СЖ чаще всего используются

Изучение СЖ продолжается уже более пяти десятилетий, за это время разработано множество способов минимизации ее эффектов на разных этапах разработки и использования измерительных инструментов [Salgado, 2005; Larson, 2018]. Рассмотрим наиболее известные и часто применяемые практики, релевантные в условиях оценивания с высокими ставками, когда нет возможности провести измерение анонимно и респонденты знают о том, что на основании их ответов будут приниматься значимые для их жизни решения.

1.2.1. Минимизация эффектов СЖ на этапе выбора дизайна опросника

Первое решение, которое должен принять разработчик опросника, определяя стратегию минимизации эффектов СЖ, — сделать выбор между нормативным и ипсативным подходом. Учитывая обозначенные выше недостатки нормативного подхода, многие исследователи отдают предпочтение ипсативному [Hicks, 1970; Bowen, Martin, Hunt, 2002; Brown, Maydeu-Olivares, 2013; Bäckström, Björklund, 2020]. Классический вариант опросника в ипсативном формате предполагает попарное предъявление утверждений, из которых респонденту необходимо выбрать то, которое описывает его наилучшим образом. При этом популярность приобретают варианты опросников, в которых респондент должен совершить принудительный выбор (*forced-choice*) из трех или четырех утверждений: выбрать среди них то, которое описывает его наилучшим образом, и еще одно — в наименьшей степени относящееся к нему. Такой дизайн опросника позволяет уменьшить количество сравнений и тем самым сократить время прохождения опроса. Таким образом, ипсативный подход исключает ситуацию, в которой респондент выражает высокую степень согласия с каждым утверждением (как это часто бывает в нормативных опросниках), что помимо снижения эффектов СЖ решает проблему дифференциации итогового профиля [Brown, Maydeu-Olivares, 2013].

Кроме того, благодаря разработанным в последнее десятилетие IRT-моделям стало возможным сравнение респондентов по выраженности измеряемых конструкторов [Brown, Maydeu-Olivares, 2013; Lee et al., 2019], тем самым было устранено препятствие к использованию ипсативного формата опроса при необ-

ходимости сравнения кандидатов. Широко известны примеры опоры на результаты применения личностных опросников, разработанных в рамках ипсативного подхода, при принятии кадровых решений, например OPQ 32 [SHL, 1999], DISC (Thomas International), D5D [Rolland, Mogenet, 2001].

Однако значительную трудность при разработке опросников в ипсативном формате представляет выравнивание блоков утверждений по уровню СЖ [Meade, 2004], к тому же разработка такого опросника более затратна. При этом ипсативный формат вовсе не исключает для респондента возможность давать социально желательные ответы, хотя многие исследователи считают, что условия принудительного выбора уменьшают количество «наименее изоциренных» способов завышения собственных баллов по сравнению с нормативным форматом [Ibid.]. А меньшая в ипсативном формате по сравнению с нормативным корреляция между шкалами может быть связана не столько с минимизацией эффектов СЖ, сколько со свойствами самой ипсативной матрицы корреляций, в которой изначально предполагаются близкие к нулю или отрицательные значения [Ibid.].

Если же разработчик избирает для создания опросника нормативный формат, то для минимизации эффектов СЖ он может включить в опросник дополнительную шкалу для ее измерения и коррекции итоговых баллов на основе полученных оценок [Larson, 2018; Bäckström, Björklund, Larsson, 2009; Salgado, 2005]. Такая стратегия использовалась в трех самых популярных личностных опросниках — MMPI, 16-факторном опроснике Кеттелла и опроснике *Big Five*, и результатом ее применения стали достаточно хорошие психометрические показатели [Salgado, 2005].

В ходе создания как этих, так и других инструментов разработано множество разных вариантов корректировки баллов. Так, например, в случае выявления высоких баллов по шкале СЖ практикуется прямое вычитание некоторого количества баллов из итогового показателя по измеряемому конструкту, однако такая практика часто основана на субъективном опыте исследователей и практиков [Ibid.]. Относительно новый способ внесения корректировок состоит в использовании бифакторных моделей [Holzinger, Swineford, 1937; Reise, 2012]. Данный подход основан на предположении, что дисперсия баллов по каждому утверждению частично объясняется конструктом, на измерение которого направлено это утверждение, и частично — СЖ. Таким образом, СЖ рассматривается как общий фактор, а измеряемые конструкты — как специфичные, что позволяет получить более «очищенные» от СЖ факторные баллы по измеряемым конструктам [Ferrando, Lorenzo-Seva, Chico, 2009; Viderman et al., 2011; Chen et al., 2016]. Бифакторные модели применялись, например, при разработке инструмента для оцен-

ки персонала HEXACO [Ashton, Lee, De Vries, 2014; Anglim et al., 2017], при изучении факторной структуры опросника *Big Five* [Anusic et al., 2009; Biderman et al., 2011] и при изучении самооценки [Кам, 2020].

В данном исследовании мы рассчитываем достичь удовлетворительных психометрических показателей разрабатываемого нормативного опросника, внося корректировки в итоговые баллы с использованием шкалы СЖ. Для этого мы будем применять бифакторные модели. Индикаторами минимизации эффектов СЖ будут служить:

а) корреляция между измеряемыми компетенциями. Сравнивая корреляции между баллами по компетенциям, рассчитанными на основе сырых сумм баллов и скорректированных факторных баллов, мы ожидаем, что включение в математическую модель фактора СЖ снизит эти корреляции, поскольку рассчитываемые факторные баллы будут учитывать связь балла за каждое утверждение как с компетенцией, так и с СЖ [Ferrando, Lorenzo-Seva, Chic, 2009] (гипотеза 1а);

б) завышение баллов. Сравнивая скорректированные факторные баллы между ответными профилями, одинаковыми по компетенциям, но различающимися по уровню СЖ, мы ожидаем, что скорректированные факторные баллы у ответных профилей, одинаковых по компетенциям, будут ниже у тех испытуемых, кто получит более высокие баллы по СЖ (гипотеза 1б).

1.2.2. Минимизация эффектов СЖ на этапе разработки утверждений

Многие исследователи предпринимали попытки создать опросники, устойчивые к эффектам СЖ, фокусируясь на формулировках утверждений, которыми измеряются целевые конструкты. Формулировки разрабатывались с таким расчетом, чтобы они минимально актуализировали СЖ [Jackson, 1984]. В частности, существует такая версия опросника *Big Five* [Bäckström, Björklund, 2020]. При этом средние значения по нейтрализованным утверждениям были ниже, чем в изначальной версии опросника, и приближались к среднему значению используемой шкалы Ликерта.

Однако исследований, в которых оценивалось снижение эффектов СЖ при перефразировании утверждений, мало, и их результаты противоречивы. Мы предлагаем альтернативный подход, при котором формулировки утверждений разрабатываются с таким расчетом, чтобы они ярко отражали максимальную выраженность индикатора. При этом мы ожидаем, что средние баллы по утверждениям будут приближаться к средним значениям шкалы Ликерта, как и в приведенных выше исследованиях, поскольку респондентам будет труднее выразить высокую степень согласия с такими утверждениями (гипотеза 2).

1.2.3. Минимизация эффектов СЖ на этапе проведения измерения

Эффективным средством снижения влияния СЖ является мотивирование респондентов к тому, чтобы отвечать честно [Bryan, Adams, Monin, 2013], для этого их, например, предупреждают, что в случае выявления завышения баллов результаты оценивания будут аннулированы [Bryan, Adams, Monin, 2013; McFarland, Ryan, 2006]. Эта практика, очень простая и не требующая особых затрат, — одна из самых надежных, при ее использовании имеет место минимальное завышение баллов [Salgado, 2005], и с учетом целей измерения ее можно применять как базовую.

1.3. Как измеряют социальную желательность ответов респондентов

Для измерения СЖ создано множество шкал — прежде всего разработчиками измерительных инструментов в области психологии и оценки персонала. При этом долгое время СЖ рассматривалась как одномерный конструкт: это предположение лежит в основе оценки СЖ в таких широко используемых инструментах, как шкала Краун — Марлоу [Crowne, Marlowe, 1960], шкала искренности Айзенка [Eysenck, Eysenck, 1964], шкала позитивных мотивационных искажений 16-факторного опросника Кеттелла [Cattell, Mead, 2008] и шкала социальной желательности Профессионального личностного опросника [SHL, 1999].

Однако впоследствии наибольшее признание получила модель Д. Паулхуса [Paulhus, 1998; Paulhus, Vazire, 2007], согласно которой СЖ включает два компонента — эгоистический и моралистический. Эгоистический компонент СЖ отражает стремление обладать властью и иметь высокий социальный статус — так называемый нормальный нарциссизм [Paulhus, 1998]. Моралистический компонент СЖ связан с потребностью в общении, которое предполагает избегание неодобрения со стороны общества и соблюдение социальных норм. При этом имеются свидетельства того, что эгоистический компонент СЖ более тесно связан с ответами респондентов на личностные опросники и поведением сотрудников на рабочем месте [Salgado, 2005].

На основе этой теоретической модели Д. Паулхус [Paulhus, 1991; 1998] разработал инструмент измерения *Balanced Inventory of Desirable Responding* (BIDR), который показал достаточно хорошие психометрические свойства. Разрабатываемая нами шкала СЖ основана на переводе данной методики на русский язык, выполненном С. Лебедевым [Osin, 2009]. В соответствии с ранее полученными результатами мы предполагаем, что эгоистический компонент СЖ будет в среднем сильнее связан с измеряемыми универсальными компетенциями, чем моралистический компонент (гипотеза З). Поэтому мы считаем оправданным использование эгоистического компонента СЖ в качестве общего фактора в бифакторных моделях.

2. Данные В качестве материала для проверки гипотез использовался разработанный нами опросник универсальных компетенций, предназначенный для тестирования при отборе кандидатов на должность. На основе анализа распространенных теоретических моделей универсальных компетенций в академической и бизнес-среде разработана модель, которая изначально включала 49 компетенций и 237 индикаторов, описывающих поведение сотрудников в рабочем контексте (полный перечень компетенций см. в табл. 2). Под универсальными компетенциями мы понимаем те знания, умения и установки, которые способствуют созданию человеком дохода и других полезных эффектов как для себя, так и для работодателя и общества в целом [Kuzminov et al., 2018].

2.1. Подготовительное исследование

Далее мы разработали 481 утверждение (по 2–3 утверждения на каждый индикатор) и провели пилотное исследование психометрических характеристик этих утверждений, оценив их соответствие теоретической модели на выборке из 158 человек. Респонденты для пилотного исследования отбирались так же, как для основного (см. раздел 2.2). На основании таких показателей, как средний балл по утверждению, дискриминативность и стандартизированная факторная нагрузка, мы итеративно исключали утверждения до того момента, пока на каждый индикатор не оставалось одно утверждение с наилучшими психометрическими показателями: минимальный средний балл, максимальные дискриминативность и стандартизированная факторная нагрузка. После пилотного этапа исследования теоретическая модель опросника включала 232 индикатора и соответственно 232 измеряющих их утверждения. Пять индикаторов из тех, что присутствовали в изначальной теоретической модели, были исключены из модели, поскольку оба репрезентирующих их утверждения имели стандартизированные факторные нагрузки значительно ниже 0,5 и теоретически имели наименьшую связь с измеряемыми компетенциями.

2.2. Основное исследование

Опрос проводился летом 2022 г. при помощи специального программного обеспечения «Анкетолог». Принять участие в исследовании мог любой зарегистрированный пользователь, достигший 18-летнего возраста. Мы ввели возрастное ограничение для того, чтобы отсеять респондентов, которые с высокой долей вероятности не имели или практически не имели опыта профессиональной деятельности. За участие в исследовании предлагалось вознаграждение в размере 150 рублей.

Начальная выборка составила 670 респондентов. Однако с учетом большого количества утверждений в опроснике и высокого риска немотивированности респондентов к тому, что-

бы добросовестно пройти весь опросник, мы приняли решение провести дополнительный отсев.

Для отсева недобросовестных заполнений использованы три критерия. Во-первых, респондентам в двух тестовых утверждениях, выбранных случайным образом, предъявлялись проверочные указания типа «Если вы прочитали текст этого вопроса, выберите вариант ответа “Совершенно НЕ согласна”». Если респондент выбирал неверный вариант ответа хотя бы на одно из этих утверждений, все ответы данного респондента исключались из дальнейшего анализа. Во-вторых, контролировалось время заполнения опросника, исходя из того, что для осознанного прочтения и ответа на каждое утверждение минимально необходимо 2 секунды [Huang et al., 2011]. В-третьих, из дальнейшего рассмотрения исключались ответы тех респондентов, которые выражали одинаковую степень согласия с шестью утверждениями на пяти и более листах. Это критическое значение выбрано на основании распределения количества одинаково заполненных страниц (всего 39 страниц).

Таким образом, итоговую выборку исследования составили 579 респондентов, среди которых 64% — женщины, 52% входят в возрастную группу от 36 до 60 лет, и 63% имеют высшее образование (табл. 1).

Таблица 1. **Описательные статистики выборки (N = 579)**

Переменная	Ответные категории	Доля (%)
Пол	Женщина	64,2
	Мужчина	35,8
Возраст	18–25 лет	2,1
	26–35 лет	27,8
	36–50 лет	52,5
	51–64 года	17,1
	65 лет или старше	0,1
Уровень образования	Неполное среднее (9 классов или меньше)	0,1
	Полное среднее общее (10 или 11 классов)	3,8
	Начальное или среднее профессиональное (техникум, колледж, ПТУ и др.)	16,1
	Неоконченное высшее (3 курса вуза или больше)	5,9
	Высшее профессиональное (институт, университет), включая бакалавриат, специалитет, магистратуру	62,5
	Послевузовское профессиональное образование (аспирантура, повышение квалификации и др.) или несколько высших	10,9

Переменная	Ответные категории	Доля (%)
Общий рабочий стаж	Нет опыта работы	0,0
	Менее 1 года	0,0
	От 1 года до 3 лет	2,6
	От 4 до 10 лет	19,0
	От 11 до 20 лет	38,5
	От 21 года до 30 лет	26,8
	Более 31 года	12,6
Основная деятельность респондента за последние 3 месяца	Учусь	1,7
	Занимаюсь неоплачиваемым трудом	8,1
	Работаю	90,5
	Временно не работаю	2,8
Уровень должности	Рабочий	9,7
	Специалист	48,0
	Линейный руководитель / тим-лидер	5,5
	Руководитель среднего звена	20,6
	Топ-менеджер	4,5
	Собственник бизнеса	9,0

2.3. Измерения Для измерения универсальных компетенций и СЖ использована 7-балльная шкала Ликерта со следующими вариантами ответа: 0 — «совершенно НЕ согласна», 1 — «почти полностью НЕ согласна», 2 — «скорее НЕ согласна», 3 — «отчасти согласна, отчасти нет», 4 — «скорее согласна», 5 — «почти полностью согласна», 6 — «совершенно согласна».

Для того чтобы респонденты точно увидели частицу «не», она была выделена прописными буквами. Варианты ответов сформулированы в женском роде, поскольку мы предполагали, что большую часть выборки составят женщины.

2.4. Разработка шкал СЖ В качестве основы для создания шкал СЖ использовался подготовленный С. Лебедевым [Osin, 2009] перевод версии опросника BIDR, состоящей из 60 пунктов [Paulhus, 1998]. С разрешения автора статьи мы отобрали 24 утверждения (13 на эгоистический компонент СЖ и 11 — на моралистический), которые наиболее близки по содержанию к рабочим ситуациям и которые по результатам исследования имели хорошие психометрические показатели [Osin, 2009]. Далее формулировки этих утверж-

дений были переработаны таким образом, чтобы по лексике и синтаксису они были максимально похожи на утверждения, измеряющие компетенции, — мы рассчитывали, что в восприятии респондента утверждения, направленные на оценку СЖ, не будут сильно «выбиваться» из контекста опросника. Например, одно из утверждений, направленных на измерение компетенции «Понимает людей», выглядит следующим образом: «При возникновении даже малейших сомнений в правильном понимании слов другого человека я обязательно переспрашиваю и уточняю». А одно из утверждений, направленных на измерение эгоистического компонента СЖ, сформулировано так: «Я всегда мыслю совершенно здраво и рационально».

3. Аналитическая стратегия

Поскольку главная цель исследования состоит в оценке психометрических характеристик опросника и разработке математической модели снижения эффектов СЖ, для анализа данных мы обратились к методам структурного моделирования — к конфирматорному факторному анализу (КФА). Одно из его достоинств заключается в сравнительной простоте установления степени согласия между теоретически ожидаемой факторной структурой и полученными эмпирическими данными. Для оценки качества математических моделей мы использовали следующие стандартные статистики: *Comparative Fit Index* (CFI), *Tucker — Lewis Index* (TLI), *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) и *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR). В соответствии с критическими значениями, принятыми в исследовательском сообществе [Brown, 2015], статистики CFI и TLI считаются удовлетворительными, если принимают значения $>0,90$, и хорошими — при значениях $>0,95$. Статистика RMSEA считается удовлетворительной, если принимает значения $<0,08$, и хорошей — при значениях $<0,06$. Статистика SRMR считается удовлетворительной, если принимает значения $<0,06$. В качестве показателя надежности используется коэффициент омега, который рассчитывается через значения стандартизированных факторных нагрузок структурной модели [Viladrich, Angulo-Brunet, Doval, 2017]. Анализ проводился с помощью пакета *lavaan* v. 0.6-7 для R v.3.6.3.

Анализ выполнялся в следующей последовательности. Сначала оценивались психометрические показатели утверждений и каждой отдельной компетенции. Затем определялись психометрические показатели двух компонентов СЖ (эгоистический и моралистический). После этого проведен анализ связи компонентов СЖ со шкалами, измеряющими компетенции.

Далее для того, чтобы учесть долю дисперсии, которую объясняет общий фактор СЖ, строились бифакторные модели, ка-

жда из которых включает два ортогональных фактора: фактор компетенции и совмещенные факторы компетенции и СЖ, после чего рассчитывались факторные баллы с помощью регрессий [Thurstone, 1935; DiStefano, Zhu, Mîndrilă, 2009]. Таким способом удастся сравнительно легко получить факторные баллы каждого респондента по измеряемым конструктам с учетом сложной структуры математической модели.

В качестве индикаторов минимизации эффектов СЖ мы оценивали:

а) корреляции между компетенциями — сравнивались значения корреляций между баллами по компетенциям, рассчитанные на основе сумм сырых баллов до внесения корректировок и скорректированных факторных баллов;

б) завышение баллов — сравнивались скорректированные факторные баллы между ответными профилями, одинаковыми по компетенциям, но различающимися по уровню СЖ, с помощью симуляции данных.

4. Результаты анализа

На этапе подготовительного анализа полученных данных обнаружен небольшой скос в сторону большего согласия респондентов с утверждениями, поэтому при проведении подтверждающего факторного анализа мы приняли решение использовать метод максимального правдоподобия с робастными стандартными ошибками, устойчивый к отклонениям от нормального распределения. Средний балл по всем утверждениям равен 3,97 при среднем значении используемой шкалы, равном 3 (медиана равна 4). Этот результат можно расценивать как свидетельство того, что использованные нами формулировки утверждений, ярко отражающие максимальную выраженность индикатора, затрудняли для респондентов проявление наибольшей степени согласия с утверждениями, направленными на измерение компетенций (гипотеза 2).

4.1. Оценка факторной структуры универсальных компетенций до корректировки баллов

Сначала оценивалась факторная структура каждой компетенции отдельно (табл. 2). Эта процедура необходима, поскольку дизайн инструмента предполагает свободный выбор заказчиком набора измеряемых конструктов. Большинство компетенций имеет хорошие или приемлемые значения по статистикам CFI, TLI и SRMR, однако в шести компетенциях значения статистики RMSEA превышают критические (выделены в табл. 2 жирным шрифтом), что может быть связано с использованием преимущественно коротких шкал. Компетенции, которые измеряются тремя утверждениями, имеют наилучшие статистические показатели, что обусловлено особенностями математи-

ческих расчетов. В семи компетенциях среди тестирующих их утверждений есть одно с факторной нагрузкой от 0,4 до 0,5. Однако на этом этапе мы сочли важным сохранить эти утверждения, поскольку они отражают ценные с точки зрения портрета респондента индикаторы компетенций. На следующих этапах анализа мы исключили шесть утверждений, наличие которых в бифакторных моделях значительно ухудшало их показатели, в том числе из-за относительно более сильной связи со шкалой СЖ. Таким образом, итоговая теоретическая модель опросника включает 49 компетенций и 226 индикаторов. В целом можно считать изначальные шкалы достаточно хорошо функционирующими с учетом их малой длины (3–8 утверждений).

Таблица 2. Психометрические показатели компетенций до корректировки баллов ($N = 579$)

Компетенция (количество утверждений)	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	Минимальная стандартизированная факторная нагрузка*	Средняя стандартизированная факторная нагрузка*	Корреляция с эгоистической СЖ**	Корреляция с моралистической СЖ**
Сохраняет самообладание (5)	1,00	1,00	0,03	0,02	0,64	0,73	0,70	0,49
Проявляет выносливость (3)	1,00	1,00	0,00	0,00	0,56	0,67	0,55	0,48
Работает энергично (6)	0,95	0,92	0,09	0,04	0,62	0,66	0,63	0,50
Адаптируется к изменениям (5)	0,99	0,98	0,05	0,02	0,63	0,68	0,64	0,46
В ситуации неопределенности действует (5)	0,96	0,93	0,08	0,04	0,53	0,61	0,60	0,46
Проявляет инициативу (4)	1,00	1,00	0,00	0,01	0,52	0,66	0,56	0,45
Верит в лучший исход (4)	0,96	0,89	0,13	0,03	0,61	0,68	0,59	0,50
Самосовершенствуется (6)	0,98	0,97	0,05	0,03	0,52	0,60	0,67	0,58
Поощряет обратную связь в свой адрес (3)	1,00	1,00	0,00	0,00	0,57	0,59	0,44	0,46
Конкурирует (4)	0,99	0,98	0,05	0,02	0,56	0,67	0,55	0,33
Транслирует уверенность в себе (3)	1,00	1,00	0,00	0,00	0,57	0,64	0,58	0,39
Мотивирует других (4)	1,00	0,99	0,04	0,01	0,67	0,70	0,52	0,52
Создает и укрепляет команду (7)	0,99	0,98	0,05	0,03	0,65	0,70	0,53	0,51
Занимает лидирующую позицию (5)	0,94	0,87	0,12	0,05	0,40	0,63	0,56	0,43
Дает сотрудникам возможности для развития (5)	1,00	1,00	0,00	0,02	0,54	0,61	0,54	0,53
Понимает людей (7)	0,99	0,99	0,03	0,03	0,56	0,64	0,55	0,61
Поддерживает других людей (6)	0,97	0,95	0,08	0,04	0,63	0,67	0,50	0,55
Работает в команде (5)	0,99	0,97	0,05	0,03	0,56	0,59	0,47	0,53

Компетенция (количество утверждений)	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	Минимальная стандартизированная факторная нагрузка*	Средняя стандартизированная факторная нагрузка*	Корреляция с эгоистической СЖ**	Корреляция с моралистической СЖ**
Поддерживает широкий круг общения (5)	1,00	0,99	0,03	0,02	0,42	0,56	0,59	0,49
Проявляет социальную смелость (3)	1,00	1,00	0,00	0,00	0,70	0,76	0,58	0,39
Ценит разнообразие людей и взглядов (5)	0,96	0,91	0,09	0,04	0,49	0,59	0,56	0,61
Управляет конфликтами (4)	0,99	0,98	0,05	0,02	0,56	0,61	0,62	0,58
Влияет на других людей (7)	0,99	0,99	0,03	0,03	0,54	0,64	0,64	0,45
Ведет переговоры (5)	0,98	0,97	0,07	0,03	0,63	0,69	0,65	0,48
Выступает на публике (4)	0,99	0,97	0,09	0,02	0,71	0,75	0,57	0,38
Ясно излагает мысли (3)	1,00	1,00	0,00	0,00	0,72	0,79	0,57	0,35
Производит впечатление на людей (4)	0,97	0,96	0,06	0,03	0,52	0,6	0,33	0,40
Учитывает интересы стейкхолдеров и клиентов (4)	1,00	1,00	0,00	0,01	0,59	0,63	0,56	0,56
Говорит прямо (4)	1,00	0,99	0,03	0,02	0,56	0,63	0,54	0,39
Организует работу других (8)	0,99	0,98	0,04	0,03	0,54	0,66	0,53	0,50
Планирует работу (6)	0,98	0,97	0,05	0,03	0,57	0,63	0,62	0,50
Следует плану (3)	1,00	1,00	0,00	0,00	0,44	0,60	0,46	0,47
Преследует цели (4)	1,00	1,00	0,00	0,01	0,60	0,65	0,58	0,39
Выбирает амбициозные цели (3)	1,00	1,00	0,00	0,00	0,71	0,73	0,59	0,51
Добивается высокого качества (6)	0,97	0,95	0,08	0,03	0,62	0,68	0,56	0,54
Принимает решение действовать (4)	1,00	1,00	0,00	0,01	0,61	0,64	0,64	0,43
Поддерживает социальные и этические нормы (5)	1,00	1,00	0,00	0,01	0,58	0,63	0,54	0,65
Поддерживает правила и процедуры (5)	0,98	0,96	0,06	0,03	0,56	0,6	0,52	0,56
Внедряет и использует цифровые инструменты (4)	1,00	1,00	0,00	0,02	0,45	0,63	0,42	0,37
Ищет и использует новые знания (3)	1,00	1,00	0,00	0,00	0,54	0,66	0,55	0,41
Мыслит нестандартно (3)	1,00	1,00	0,00	0,00	0,67	0,75	0,61	0,40
Мыслит практически (4)	1,00	1,00	0,00	0,01	0,40	0,59	0,55	0,49
Мыслит предпринимательно (5)	1,00	1,00	0,00	0,01	0,64	0,69	0,62	0,52
Ищет информацию (4)	0,99	0,97	0,07	0,02	0,62	0,70	0,54	0,47
Опирается на достоверную информацию (3)	1,00	1,00	0,00	0,00	0,43	0,59	0,54	0,44

Компетенция (количество утверждений)	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	Минимальная стандартизированная факторная нагрузка*	Средняя стандартизированная факторная нагрузка*	Корреляция с эгоистической СЖ**	Корреляция с моралистической СЖ**
Анализирует информацию (7)	1,00	1,00	0,00	0,01	0,62	0,68	0,66	0,45
Мыслит стратегически (6)	0,97	0,95	0,08	0,03	0,60	0,68	0,69	0,51
Рассматривает альтернативы (4)	1,00	1,00	0,00	0,01	0,50	0,63	0,52	0,45
Мыслит абстрактно (4)	0,97	0,91	0,09	0,03	0,55	0,62	0,58	0,51

* Из-за большого количества компетенций и утверждений мы приводим значения минимальной и средней стандартизированной факторной нагрузки по каждому фактору. Значения всех факторных нагрузок значимы ($p < 0,01$).

** Все значения коэффициентов корреляции Спирмена значимы ($p < 0,01$).

4.2. Анализ компонентов СЖ

Прежде всего из шкал СЖ мы исключили плохо функционирующие утверждения, для которых значения стандартизированных факторных нагрузок были значительно ниже 0,5 или которые имели слишком сильную связь с другим утверждением шкалы. Итоговую версию составили 10 утверждений на эгоистический компонент СЖ и 7 утверждений на моралистический. Психометрические показатели обеих шкал приведены в табл. 3. В целом их можно охарактеризовать как достаточно хорошие.

Затем мы проанализировали связь обоих компонентов СЖ с каждой компетенцией. В среднем корреляционная связь компетенций с эгоистическим компонентом оказалась сильнее (0,57), чем с моралистическим (0,48) (см. табл. 2), что свидетельствует в пользу гипотезы 3. Только для семи компетенций связь с моралистическим компонентом СЖ оказалась выше, чем с эгоистическим (отмечены курсивом в табл. 2). На основании этих результатов мы приняли решение скорректировать баллы по компетенциям, используя только шкалу эгоистической СЖ, поскольку этот компонент сильнее связан с компетенциями и, вероятно, может сильнее исказить итоговые баллы по компетенциям.

Таблица 3. Психометрические показатели двух компонентов СЖ

Компонент СЖ (количество утверждений)	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	Минимальная стандартизированная факторная нагрузка	Средняя стандартизированная факторная нагрузка
Эгоистический (10)	0,96	0,95	0,05	0,04	0,50	0,58
Моралистический (7)	0,95	0,94	0,05	0,04	0,53	0,59

4.3. **Корректировка факторных баллов по компетенциям** В табл. 4 приведены психометрические показатели построенных бифакторных моделей по каждой из измеряемых компетенций. Все значения по статистикам CFI, TLI, RMSEA, SRMR хорошие или удовлетворительные, а по большинству выделенных выше компетенций показатели улучшились по сравнению с изначальными моделями. При этом значения стандартизованных факторных нагрузок стали значительно хуже в сравнении с моделями без включения фактора эгоистического компонента СЖ. Для большинства компетенций имеются одно-два утверждения, у которых нагрузки на фактор компетенции существенно ниже 0,5, что связано с введением в модель фактора СЖ, который «забрал на себя» часть объясняемой компетенцией дисперсии. Именно поэтому наблюдается достаточно высокая ошибка измерения, при которой погрешность оценки может быть до одного стана в сторону больших или меньших значений. Использование же для корректировки шкалы моралистической СЖ или объединенного фактора, состоящего из обоих компонентов, не привело к улучшению статистических показателей, поэтому мы не приводим их в данной работе. Пример бифакторной модели для компетенции «Понимает людей» представлен на рис. 1. Аналогичные модели были построены для каждой из компетенций.

Таблица 4. Психометрические показатели компетенций после корректировки баллов ($N = 579$)

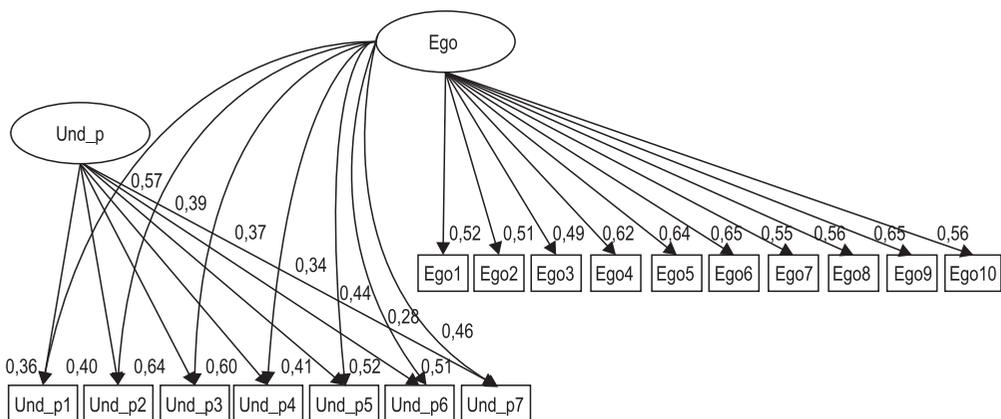
Компетенция (число утверждений)	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	Надежность Rel-omega	Станд. ошибка	Минимальная стандартизованная факторная нагрузка*	Средняя стандартизованная факторная нагрузка*
Сохраняет самообладание (5)	0,95	0,94	0,05	0,04	0,57	0,61	0,31	0,46
Проявляет выносливость (3)	0,97	0,96	0,04	0,04	0,49	0,61	0,39	0,49
Работает энергично (6)	0,96	0,94	0,05	0,04	0,57	0,62	0,27	0,42
Адаптируется к изменениям (5)	0,95	0,94	0,05	0,04	0,54	0,66	0,34	0,44
В ситуации неопределенности действует (5)	0,94	0,93	0,05	0,04	0,51	0,68	0,35	0,41
Проявляет инициативу (4)	0,95	0,94	0,05	0,04	0,53	0,64	0,47	0,35
Верит в лучший исход (4)	0,95	0,94	0,05	0,04	0,53	0,64	0,37	0,47
Самосовершенствуется (6)	0,93	0,91	0,06	0,05	0,43	0,68	0,23	0,33
Поощряет обратную связь в свой адрес (3)	0,95	0,94	0,05	0,04	0,46	0,72	0,43	0,47
Конкурирует (4)	0,94	0,92	0,06	0,05	0,56	0,61	0,34	0,49
Транслирует уверенность в себе (3)	0,95	0,94	0,05	0,04	0,37	0,76	0,34	0,40

Компетенция (количество утверждений)	CFI	TLI	RM-SEA	SRMR	Надежность Rel-omega	Станд. ошибка	Минимальная стандартизированная факторная нагрузка*	Средняя стандартизированная факторная нагрузка*
Мотивирует других (4)	0,93	0,92	0,06	0,05	0,64	0,57	0,46	0,55
Создает и укрепляет команду (7)	0,95	0,94	0,05	0,05	0,76	0,49	0,42	0,55
Занимает лидирующую позицию (5)	0,93	0,91	0,06	0,05	0,55	0,63	0,32	0,44
Дает сотрудникам возможности для развития (5)	0,94	0,93	0,05	0,05	0,56	0,64	0,29	0,45
Понимает людей (7)	0,94	0,93	0,05	0,05	0,70	0,53	0,40	0,49
Поддерживает других людей (6)	0,93	0,92	0,06	0,05	0,70	0,53	0,41	0,53
Работает в команде (5)	0,92	0,90	0,06	0,05	0,60	0,62	0,41	0,48
Поддерживает широкий круг общения (5)	0,94	0,93	0,05	0,05	0,58	0,62	0,37	0,47
Проявляет социальную смелость (3)	0,96	0,95	0,05	0,04	0,57	0,59	0,49	0,55
Ценит разнообразие людей и взглядов (5)	0,94	0,93	0,05	0,05	0,55	0,64	0,29	0,44
Управляет конфликтами (4)	0,91	0,90	0,07	0,05	0,40	0,75	0,29	0,38
Влияет на других людей (7)	0,92	0,90	0,06	0,05	0,56	0,66	0,31	0,40
Ведет переговоры (5)	0,93	0,91	0,06	0,05	0,55	0,62	0,27	0,44
Выступает на публике (4)	0,95	0,94	0,05	0,04	0,63	0,57	0,05	0,55
Ясно излагает мысли (3)	0,95	0,94	0,06	0,05	0,58	0,58	0,47	0,56
Производит впечатление на людей (4)	0,93	0,91	0,06	0,05	0,61	0,60	0,47	0,53
Учитывает интересы стейкхолдеров и клиентов (4)	0,92	0,91	0,06	0,05	0,50	0,69	0,43	0,45
Говорит прямо (4)	0,94	0,93	0,05	0,05	0,49	0,67	0,29	0,44
Организует работу других (8)	0,96	0,95	0,04	0,05	0,75	0,50	0,41	0,52
Планирует работу (6)	0,92	0,9	0,06	0,05	0,56	0,65	0,32	0,42
Следует плану (3)	0,94	0,92	0,06	0,05	0,46	0,64	0,33	0,47
Преследует цели (4)	0,95	0,94	0,05	0,04	0,43	0,73	0,32	0,42
Выбирает амбициозные цели (3)	0,96	0,95	0,05	0,04	0,52	0,65	0,43	0,51
Добивается высокого качества (6)	0,93	0,91	0,06	0,05	0,68	0,56	0,42	0,51
Принимает решение действовать (4)	0,96	0,95	0,05	0,04	0,42	0,70	0,23	0,39

Компетенция (количество утверждений)	CFI	TLI	RM-SEA	SRMR	Надежность Rel-omega	Станд. ошибка	Минимальная стандартизированная факторная нагрузка*	Средняя стандартизированная факторная нагрузка*
Поддерживает социальные и этические нормы (5)	0,94	0,93	0,05	0,05	0,58	0,61	0,33	0,46
Поддерживает правила и процедуры (5)	0,94	0,92	0,05	0,05	0,56	0,65	0,35	0,45
Внедряет и использует цифровые инструменты (4)	0,95	0,94	0,05	0,04	0,62	0,57	0,33	0,53
Ищет и использует новые знания (3)	0,95	0,94	0,05	0,04	0,46	0,69	0,37	0,47
Мыслит нестандартно (3)	0,95	0,94	0,06	0,04	0,53	0,30	0,35	0,51
Мыслит практически (4)	0,95	0,94	0,05	0,04	0,46	0,70	0,29	0,42
Мыслит предпринимательски (5)	0,97	0,96	0,04	0,04	0,58	0,63	0,45	0,47
Ищет информацию (4)	0,95	0,93	0,05	0,05	0,63	0,56	0,34	0,54
Опирается на достоверную информацию (3)	0,94	0,92	0,06	0,05	0,40	0,67	0,19	0,42
Анализирует информацию (7)	0,96	0,95	0,05	0,05	0,62	0,61	0,31	0,43
Мыслит стратегически (6)	0,94	0,93	0,06	0,05	0,50	0,69	0,28	0,39
Рассматривает альтернативы (4)	0,95	0,93	0,04	0,05	0,56	0,63	0,42	0,49
Мыслит абстрактно (4)	0,95	0,93	0,05	0,04	0,46	0,70	0,30	0,42

* Из-за большого количества компетенций и утверждений мы приводим значения минимальной и средней стандартизированной факторной нагрузки по каждому фактору. Значения всех факторных нагрузок значимы ($p < 0,01$).

Рис. 1. Пример моделирования компетенции «Понимает людей», где Und_p — специфический фактор компетенции «Понимает людей», Ego — общий фактор эгоистической СЖ, числами указаны значения стандартизованных факторных нагрузок соответствующих индикаторов ($p < 0,01$)



4.4. Проверка минимизации эффектов СЖ

Для проверки эффективности используемого подхода к минимизации влияния СЖ мы использовали два индикатора: сравнение значений корреляций между всеми компетенциями до и после внесения корректировок; сравнение ответных профилей, одинаковых по компетенциям, но различающихся по уровню СЖ, на основе симуляции данных.

Среднее значений корреляций Спирмена между баллами по всем компетенциям, рассчитанных на основе суммы сырых баллов до внесения корректировок, равняется 0,6. Среднее значений корреляции между факторными баллами по всем компетенциям после внесения корректировок равняется 0,41. Различие существенное и свидетельствует в пользу гипотезы 1а. В целом связь между компетенциями после внесения корректировок можно охарактеризовать как слабую.

Поскольку измеряемых компетенций много, мы приводим пример симуляции для случайно выбранной компетенции «Понимает людей». Мы использовали три ответных профиля по этой компетенции, различающихся по выраженности измеряемого конструкта на основе суммы сырых баллов в единицах стандартного отклонения: низкий уровень (-1σ), средний уровень (0σ), высокий уровень (1σ).

По каждому из трех ответных профилей мы симулировали ответы по шкале СЖ, как если бы респонденты с ответными профилями, одинаковыми по компетенции, имели разные по уровню выраженности ответы по шкале СЖ (в действительности мы проверяли большее количество уровней, но в рамках данной работы приводим часть значений): низкий уровень ($-1,5\sigma$), средний уровень (0σ), высокий уровень ($1,5\sigma$).

В табл. 5 приведены значения факторных баллов по компетенции «Понимает людей» после внесения корректировки. Из этих значений видно, что при одинаковых сырых баллах по компетенции, чем выше уровень СЖ, тем ниже факторный балл по компетенции. Это справедливо для всех ответных профилей, независимо от уровня выраженности конструкта. Разница в факторных баллах между одинаковыми по компетенции ответными профилями, имеющими низкий и высокий уровень

Таблица 5. Факторные баллы по компетенции «Понимает людей» для разных ответных профилей

Ответные профили по компетенции «Понимает людей»	Низкий уровень СЖ ($-1,5\sigma$)	Средний уровень СЖ ($0,03$)	Высокий уровень СЖ ($1,49$)
Низкий уровень компетенции	0,21	-0,69	-1,44
Средний уровень компетенции	1,03	0,13	-0,61
Высокий уровень компетенции	2,11	1,21	0,47

СЖ, достигает примерно $1-1,5\sigma$, т.е. при использовании модели, включающей общий фактор СЖ, происходит значительная коррекция итогового балла, что свидетельствует в пользу гипотезы 1б. Для остальных компетенций эти различия составляют от $0,8\sigma$ до $1,7\sigma$ в зависимости от силы связи между компетенцией и эгоистическим компонентом СЖ.

5. Ограничения исследования

Данное исследование имеет несколько ограничений, которые необходимо учитывать при интерпретации полученных результатов.

Во-первых, условия, в которых проводилось измерение компетенций, отличаются от ситуации оценивания кандидатов на должность: ответы респондентов анонимны и не служат основанием для принятия значимых для респондента решений. При дальнейшем использовании инструмента измерения в соответствии с его целями актуализация компонентов СЖ и их эффекты могут значительно отличаться от имевших место в данном исследовании, а полученные показатели должны быть вновь проверены и при необходимости переоценены в новой ситуации использования инструмента.

Во-вторых, практически невозможно определить, насколько сознательно респондент чрезмерно завышает баллы по измеряемым конструктам. Так, например, исследования показывают, что часть ответов, расцениваемых как проявление СЖ, обусловлена случайными ошибками в воспоминаниях [Krosnick, 1999], а не преднамеренной ложью. Критически важно то, что завышающий баллы респондент получает несправедливое преимущество перед другими кандидатами. Однако если кандидат ставит перед собой цель продемонстрировать определенный профиль ответов (*faking*), то оценка СЖ и корректировка итоговых баллов малоэффективны в минимизации рисков завышения баллов.

В-третьих, респонденты, которые имеют большой опыт прохождения оценочных процедур, способны идентифицировать утверждения, направленные на измерение СЖ, и могут сознательно занижить баллы по этим утверждениям, чтобы не быть «пойманными» [Larson, 2018]. Мы постарались максимально приблизить формулировки этих утверждений к формулировкам утверждений по компетенциям.

6. Заключение и дискуссия

Измерение и контроль СЖ остаются одной из значимых проблем при оценивании психологических конструктов с помощью опросных методов [Grimm, 2010]. При этом, как резонно заметил Т. Трейси [Tracey, 2016], вместо того чтобы безосновательно

предполагать, что измерение и контроль СЖ необходимы, исследователи должны объяснять, почему контроль СЖ улучшит результаты исследования. Использование показателей СЖ с неизвестными статистическими свойствами для корректировки данных с неизвестной степенью систематической ошибки может принести больше вреда, чем пользы [Uziel, 2010]. Поэтому стоит крайне внимательно подходить к разработке шкал СЖ с целью их использования в качестве корректирующих мер. Мы считаем, что для нашего опросника контроль СЖ необходим, поскольку на его основе будут приниматься значимые для жизни респондентов решения. В таких условиях возрастают риски необоснованного завышения баллов и тем самым получения тем или иным респондентом несправедливого преимущества перед другими кандидатами, что подтверждается значимыми корреляциями как эгоистического, так и моралистического компонента СЖ с большинством измеряемых конструктов, и эти данные согласуются с результатами предыдущих исследований [Moorman, Podsakof, 1992].

Главная цель проведенного исследования состояла в создании такой математической модели обработки данных, которая бы минимизировала эффект СЖ при измерении компетенций и имела бы по крайней мере удовлетворительные психометрические показатели. Использование бифакторных моделей и расчет факторных баллов в целом позволили достичь этой цели. Эффективность используемого подхода к минимизации влияния СЖ подтверждена двумя индикаторами: снижением корреляций между компетенциями после внесения корректировок и снижением факторных баллов у симулированных ответных профилей, одинаковых по компетенциям и различающихся только по уровню СЖ. Однако существенным недостатком такого подхода стала сравнительно большая ошибка измерения. Вероятно, ее величина обусловлена использованием достаточно коротких шкал при измерении компетенций — от 3 до 8 утверждений. Шкала измерения СЖ при этом состояла из 10 утверждений, из-за чего могла увеличиться доля объясненной шкалой СЖ дисперсии по этим компетенциям, несмотря на изначально хорошие психометрические показатели. Возможно, если бы количество утверждений в шкалах было более сбалансированным, статистические показатели были бы лучше. При этом уменьшение количества утверждений в шкале эгоистической СЖ не привело к существенному улучшению показателей моделей, поэтому мы приняли решение не сокращать шкалу, чтобы измерять СЖ более полно с точки зрения содержания конструкта.

Другим ожидаемым результатом стала более сильная связь эгоистического компонента СЖ с измеряемыми компетенциями

по сравнению с моралистическим. Возможное объяснение состоит в том, что большинство измеряемых компетенций характеризуют респондента в качестве профессионала, в то время как моралистический компонент СЖ скорее связан со стремлением респондента выглядеть человеком, соблюдающим моральные нормы [Paulhus, 1991; 1998; Salgado, 2005]. Вероятно, поэтому такие компетенции, как, например, «Работает в команде» или «Поддерживает других людей», по результатам данного исследования оказались сильнее связаны с моралистической СЖ: поведение, соответствующее этим компетенциям, стимулируется скорее мотивацией общения, чем стремлением получить власть и признание. При этом связь обоих компонентов СЖ с измеряемыми компетенциями оказалась умеренной, что также могло стать одним из факторов возникновения большой ошибки измерения при использовании бифакторных моделей. Такая связь может объясняться общим фактором личности [Musek, 2007; Van der Linden, te Nijenhuis, Bakker, 2010], артефактами ответных стилей [Ashton, Lee, De Vries, 2014; Bäckström, Björklund, Larsson, 2009] или тем, что респонденты могут действительно вести себя социально желательным образом [Osip, 2009], т.е. СЖ может проявляться не только в ответах респондентов, но и в их поведении в рабочем контексте.

Отдельного внимания заслуживают результаты, которые свидетельствуют о перспективности с точки зрения минимизации эффектов СЖ разработки таких формулировок, которые отражают наиболее яркую положительную сторону измеряемых индикаторов. Традиционно минимизация влияния СЖ на этапе разработки утверждений состоит в нейтрализации формулировок с таким расчетом, чтобы они не провоцировали стремление отвечать социально желательным образом [Jackson, 1984; Bäckström, Björklund, 2020]. Сталкиваясь с максимально яркими формулировками, респонденты, вероятно, опасаются приукрашивать положение вещей, поскольку считают, что завышение баллов будет выглядеть слишком явным и их «поймают» — притом что в инструкции к опроснику есть соответствующее предупреждение. Однако это предположение должно быть проверено на выборке в условиях реальных высоких ставок. Дополнительно при использовании обеих стратегий необходимо удостовериться в том, что утверждения по-прежнему измеряют изначально интересующий конструкт с точки зрения его содержания.

Многие разработчики тестов неохотно удаляют дисперсию, связанную с СЖ, поскольку есть данные, что в результате таких действий снижается критериальная [McCrae, Costa, 1983; Hough, 1998] и конструктивная валидность [Ones, Viswesvaran, 2001]. Однако эти данные получены преимущественно на материале

опросника *Big Five* и при использовании более простых методов внесения корректировок в итоговые баллы. Данная работа и дальнейшие исследования с использованием бифакторных моделей могут внести вклад в дискуссию о ценности учета СЖ при измерении различных психологических конструкторов и о связи СЖ с валидностью инструментов измерения.

Благодарности Исследование проведено при финансовой поддержке ООО «Форматта».

- References**
- Allport G.W. (1937) *Personality: A Psychological Interpretation*. New York, NY: Henry Holt and Company.
- Anderson J.R. (1976) *Language, Memory, and Thought*. New York, NY: Lawrence Erlbaum.
- Anglim J., Morse G., de Vries R.E., MacCann C., Marty A. (2017) Comparing Job Applicants to Non-Applicants Using an Item-Level Bifactor Model on the HEXACO Personality Inventory. *European Journal of Personality*, vol. 31, no 6, pp. 669–684. <https://doi.org/10.1002/per.2120>
- Anusic I., Schimmack U., Pinkus R.T., Lockwood P. (2009) The Nature and Structure of Correlations among Big Five Ratings: The Halo-Alpha-Beta Model. *Journal of Personality and Social Psychology*, vol. 97, no 6, pp. 1142–1156. <https://doi.org/10.1037/a0017159>
- Ashton M.C., Lee K., de Vries R.E. (2014) The HEXACO Honesty-Humility, Agreeableness, and Emotionality Factors: A Review of Research and Theory. *Personality and Social Psychology Review*, vol. 18, no 2, pp. 139–152. <https://doi.org/10.1177/1088868314523838>
- Bäckström M., Björklund F. (2020) The Properties and Utility of Less Evaluative Personality Scales: Reduction of Social Desirability; Increase of Construct and Discriminant Validity. *Frontiers in Psychology*, vol. 11, October, Article no 560271. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.560271>
- Bäckström M., Björklund F., Larsson M.R. (2009) Five-Factor Inventories Have a Major General Factor Related to Social Desirability Which Can Be Reduced by Framing Items Neutrally. *Journal of Research in Personality*, vol. 43, no 3, pp. 335–344. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2008.12.013>
- Biderman M.D., Nguyen N.T., Cunningham C.J., Ghorbani N. (2011) The Ubiquity of Common Method Variance: The Case of the Big Five. *Journal of Research in Personality*, vol. 45, no 5, pp. 417–429. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2011.05.001>
- Birkeland S.A., Manson T.M., Kisamore J.L., Brannick M.T., Smith M.A. (2006) A Meta-Analytic Investigation of Job Applicant Faking on Personality Measures. *International Journal of Selection and Assessment*, vol. 14, no 4, pp. 317–335. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2389.2006.00354.x>
- Bowen C., Martin B.A., Hunt S.T. (2002) A Comparison of Ipsative and Normative Approaches for Ability to Control Faking in Personality Questionnaires. *The International Journal of Organizational Analysis*, vol. 10, no 3, pp. 240–259. <https://doi.org/10.1108/eb028952>
- Brown T.A. (2015) *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. New York, NY: Guilford.
- Brown A., Maydeu-Olivares A. (2013) How IRT Can Solve Problems of Ipsative Data in Forced-Choice Questionnaires. *Psychological Methods*, vol. 18, no 1, pp. 36–52. <https://doi.org/10.1037/a0030641>

- Bryan C. J., Adams G. S., Monin B. (2013) When Cheating Would Make You a Cheater: Implicating the Self Prevents Unethical Behavior. *Journal of Experimental Psychology: General*, vol. 142, no 4, pp. 1001–1005. <https://doi.org/10.1037/a0030655.supp>
- Cattell H.E.P., Mead A.D. (2008) The Sixteen Personality Factor Questionnaire (16PF). *The Sage Handbook of Personality Theory and Assessment. Vol. 2. Personality Measurement and Testing* (eds G.J. Boyle, G. Matthews, D.H. Saklofske), Los Angeles, CA: Sage, pp. 135–159. <https://doi.org/10.4135/9781849200479.n7>
- Chen Z., Watson P., Biderman M., Ghorbani N. (2016) Investigating the Properties of the General Factor (M) in Bifactor Models Applied to Big Five or HEXACO Data in Terms of Method or Meaning. *Imagination, Cognition and Personality*, vol. 35, June, pp. 216–243. <https://doi.org/10.1177/0276236615590587>
- Christiansen N.D., Burns G.N., Montgomery G.E. (2005) Reconsidering Forced-Choice Item Formats for Applicant Personality Assessment. *Human Performance*, vol. 18, no 3, pp. 267–307. https://doi.org/10.1207/s15327043hup1803_4
- Costa P.T., McCrae R.R. (1992) The Five-Factor Model of Personality and Its Relevance to Personality Disorders. *Journal of Personality Disorders*, vol. 6, no 4, pp. 343–359. <https://doi.org/10.1521/pedi.1992.6.4.343>
- Crowne D.P., Marlowe D. (1960) A New Scale of Social Desirability Independent of Psychopathology. *Journal of Consulting Psychology*, vol. 24, no 4, pp. 349–354. <https://doi.org/10.1037/h0047358>
- DiStefano C., Zhu M., Mîndrilă D. (2009) Understanding and Using Factor Scores: Considerations for the Applied Researcher. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, vol. 14, no 20. <https://doi.org/10.7275/da8t-4g52>
- Eysenck S.B.G., Eysenck H.J. (1964) Personality of Judges as a Factor in the Validity of Their Judgments of Extraversion-Introversion. *British Journal of Social & Clinical Psychology*, vol. 3, no 2, pp. 141–148. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8260.1964.tb00418.x>
- Ferrando P.J., Lorenzo-Seva U., Chico E. (2009) A General Factor-Analytic Procedure for Assessing Response Bias in Questionnaire Measures. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, vol. 16, no 2, pp. 364–381. <https://doi.org/10.1080/10705510902751374>
- García-Izquierdo A.L., Ramos-Villagrasa P.J., Lubiano M.A. (2020) Developing Bi-data for Public Manager Selection Purposes: A Comparison between Fuzzy Logic and Traditional Methods. *Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones*, vol. 36, no 3, pp. 231–242. <https://doi.org/10.5093/jwop2020a22>
- Goffin R.D., Christiansen N.D. (2003) Correcting Personality Tests for Faking: A Review of Popular Personality Tests and an Initial Survey of Researchers. *International Journal of Selection and Assessment*, vol. 11, no 4, pp. 340–344. <https://doi.org/10.1111/j.0965-075x.2003.00256.x>
- Golubovich J., Lake C.J., Anguiano-Carrasco C., Seybert J. (2020) Measuring Achievement Striving via a Situational Judgment Test: The Value of Additional Context. *Journal of Work and Organizational Psychology*, vol. 36, no 2, pp. 157–168. <https://doi.org/10.5093/jwop2020a15>
- Grimm P. (2010) Social Desirability Bias. *Wiley International Encyclopedia of Marketing* (eds J. Sheth, N. Malhotra), Hoboken, NJ: John Wiley & Sons. <https://doi.org/10.1002/9781444316568.wiem02057>
- Heggstad E.D., Morrison M., Reeve C.L., McCloy R.A. (2006) Forced-Choice Assessments of Personality for Selection: Evaluating Issues of Normative Assessment and Faking Resistance. *Journal of Applied Psychology*, vol. 91, no 1, pp. 9–24. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.91.1.9>
- Hicks L.E. (1970) Some Properties of Ipsative, Normative, and Forced-Choice Normative Measures. *Psychological Bulletin*, vol. 74, no 3, pp. 167–184. <https://doi.org/10.1037/h0029780>

- Holzinger K.J., Swineford F. (1937) The Bi-Factor Method. *Psychometrika*, vol. 2, March, pp. 41–54. <https://doi.org/10.1007/BF02287965>
- Hough L. (1998) Effects of Intentional Distortion in Personality Measurement and Evaluation of Suggested Palliatives. *Human Performance*, vol. 11, no 2, pp. 209–244. https://doi.org/10.1207/s15327043hup1102&3_6
- Huang J.L., Curran P.G., Keeney J., Poposki E.M., DeShon R.P. (2011) Detecting and Detering Insufficient Effort Responding to Surveys. *Journal of Business and Psychology*, vol. 27, no 1, pp. 99–114. <https://doi.org/10.1007/s10869-011-9231-8>
- Jackson D.N. (1984) *Personality Research from Manual*. Port Huron, MI: Research Psychologists.
- Kam C.C.S. (2020) Bifactor Model Is Not the Best-Fitting Model for Self-Esteem: Investigation with a Novel Technique. *Assessment*, vol. 28, no 7, Article no 1073191120949916. <https://doi.org/10.1177/1073191120949916>
- Kreitchmann R.S., Abad F.J., Ponsoda V., Nieto M.D., Morillo D. (2019) Controlling for Response Biases in Self-Report Scales: Forced-Choice vs Psychometric Modeling of Likert Items. *Frontiers in Psychology*, vol. 10, October, Article no 2309. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.02309>
- Krosnick J.A. (1999) Survey research. *Annual Review of Psychology*, vol. 50, pp. 537–567. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.50.1.537>
- Kuzminov Y., Sorokin P., Froumin I. (2019) Generic and Specific Skills as Components of Human Capital: New Challenges for Education Theory and Practice. *Foresight and STI Governance*, vol. 13, no 2, pp. 19–41. <https://doi.org/10.17323/2500-2597.2019.2.19.41>
- Larson R.B. (2018) Controlling Social Desirability Bias. *International Journal of Market Research*, vol. 61, no 5, pp. 534–547. <https://doi.org/10.1177/1470785318805305>
- Lee M.D., Criss A.H., Devezer B., Donkin C., Etz A., Leite F.P. et al. (2019) *Robust Modeling in Cognitive Science*. Paper presented at Workshop on Robust Social Science (St. Petersburg, FL, 2018, June). <https://doi.org/10.31234/osf.io/dmfhk>
- Martínez A., Moscoso S., Lado M. (2021) Faking Effects on the Factor Structure of a Quasi-Ipsative Forced-Choice Personality Inventory. *Journal of Work and Organizational Psychology*, vol. 37, no 1, pp. 1–10. <https://doi.org/10.5093/jwop2021a7>
- McCrae R.R., Costa P.T. (1983) Social Desirability Scales: More Substance Than Style. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, vol. 51, no 6, pp. 882–888. <https://doi.org/10.1037/0022-006x.51.6.882>
- McFarland L.A., Ryan A.M. (2006) Toward an Integrated Model of Applicant Faking Behavior. *Journal of Applied Social Psychology*, vol. 36, no 4, pp. 979–1016. <https://doi.org/10.1111/j.0021-9029.2006.00052.x>
- Meade A.W. (2004) Psychometric Problems and Issues Involved with Creating and Using Ipsative Measures for Selection. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, vol. 77, no 4, pp. 531–551. <https://doi.org/10.1348/0963179042596504>
- Moorman R.H., Podsakoff P.M. (1992) A Meta-Analytic Review and Empirical Test of the Potential Confounding Effects of Social Desirability Response Sets in Organizational Behaviour Research. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, vol. 65, no 2, pp. 131–149. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8325.1992.tb00490.x>
- Mueller-Hanson R., Heggstad E.D., Thornton G.C. (2003) Faking and Selection: Considering the Use of Personality from Select-In and Select-Out Perspectives. *Journal of Applied Psychology*, vol. 88, no 2, pp. 348–355. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.88.2.348>
- Musek J. (2007) A General Factor of Personality: Evidence for the Big One in the Five-Factor Model. *Journal of Research in Personality*, vol. 41, no 6, pp. 1213–1233. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2007.02.003>

- Neeley S.M., Cronley M.L. (2004) When Research Participants Don't Tell It Like It Is: Pinpointing the Effects of Social Desirability Bias Using Self vs Indirect-Questioning. *ACR North American Advances*, vol. 31, pp. 432–433.
- Ones D.S., Viswesvaran C. (2001) Integrity Tests and Other Criterion-Focused Occupational Personality Scales (COPS) Used in Personnel Selection. *International Journal of Selection and Assessment*, vol. 9, no 1–2, pp. 31–39. <https://doi.org/10.1111/1468-2389.00161>
- Osin E.N. (2009) Social Desirability in Positive Psychology: Bias or Desirable Sociability? *Understanding Positive Life. Research and Practice on Positive Psychology* (ed. T. Freire), Lisbon: Climepsi Editores, pp. 421–442.
- Paulhus D.L. (1998) *Manual for the Paulhus Deception Scales: BIDR Version 7*. Toronto, Canada: Multi-Health Systems.
- Paulhus D.L. (1991) Measurement and Control of Response Bias. *Measures of Personality and Social Psychological Attitudes* (eds J.P. Robinson, P. Shaver, L.S. Wrightsman), San Diego, CA: Academic Press, pp. 17–59.
- Paulhus D.L., Vazire S. (2007) The Self-Report Method. *Handbook of Research Methods in Personality Psychology* (eds R.W. Robins, R.C. Fraley, R.F. Krueger), New York; London: The Guilford, pp. 224–239.
- Reise S.P. (2012) The Rediscovery of Bifactor Measurement Models. *Multivariate Behavioral Research*, vol. 47, no 5, pp. 667–696. <https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715555>
- Rolland J.P., Mogenet J.L. (2001) *Système de Description en Cinq Dimensions (D5D). Manuel Réservé aux Psychologues*. Paris: Les Editions du Centre de Psychologie Appliquée.
- Sackett P.R., Lievens F., van Iddekinge C.H., Kuncel N.R. (2017) Individual Differences and Their Measurement: A Review of 100 Years of Research. *Journal of Applied Psychology*, vol. 102, no 3, pp. 254–273. <https://doi.org/10.1037/apl0000151>
- Salgado F.J. (2005) Personality and Social Desirability in Organizational Settings: Practical Implications for Work and Organizational Psychology. *Papeles del Psicólogo*, vol. 26, January, pp. 115–128.
- Salgado J.F. (2016) A Theoretical Model of Psychometric Effects of Faking on Assessment Procedures: Empirical Findings and Implications for Personality at Work. *International Journal of Selection and Assessment*, vol. 24, no 3, pp. 209–228. <https://doi.org/10.1111/ijisa.12142>
- SHL (1999) *OPQ32 Manual and User's Guide*. Thames Ditton, Surrey: SHL Group.
- Thurstone L.L. (1935) *The Vectors of Mind*. Chicago, IL: University of Chicago.
- Tracey T.J. (2016) A Note on Socially Desirable Responding. *Journal of Counseling Psychology*, vol. 63, no 2, pp. 224–232. <https://doi.org/10.1037/cou0000135>
- Uziel L. (2010) Rethinking Social Desirability Scales: From Impression Management to Interpersonally Oriented Self-Control. *Perspectives on Psychological Science*, vol. 5, no 3, pp. 243–262. <https://doi.org/10.1177/1745691610369465>
- Van der Linden D., te Nijenhuis J., Bakker A.B. (2010) The General Factor of Personality: A Meta-Analysis of Big Five Intercorrelations and a Criterion-Related Validity Study. *Journal of Research in Personality*, vol. 44, no 3, pp. 315–327. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2010.03.003>
- Viladrich C., Angulo-Brunet A., Doval E. (2017) A Journey around Alpha and Omega to Estimate Internal Consistency Reliability. *Anales de Psicología*, vol. 33, no 3, pp. 755–782. <https://doi.org/10.6018/analesps.33.3.268401>