

## ПСИХОМЕТРИКА РУССКОЯЗЫЧНОЙ ВЕРСИИ BIG FIVE INVENTORY-2

А.Ю. КАЛУГИН<sup>а</sup>, С.А. ЩЕБЕТЕНКО<sup>б,с</sup>, А.М. МИШКЕВИЧ<sup>с</sup>,  
К.ДЖ. СОТО<sup>д</sup>, О.П. ДЖОН<sup>е</sup>

<sup>а</sup>Пермский государственный гуманитарно-педагогический университет, 614990, Россия, г. Пермь, ул. Сибирская, 24

<sup>б</sup>Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», 101000, Россия, Москва, ул. Мясницкая, д. 20

<sup>с</sup>Пермский государственный национальный исследовательский университет, 614990, Россия, г. Пермь, ул. Букирева, 15

<sup>д</sup>Колледж Колби, 04901, США, 4000 Мэйфлауэр Хилл, Уотервилл, штат Мэн

<sup>е</sup>Калифорнийский университета в Беркли, 94720, США, 2227 Пьемонт Авеню, Беркли, Калифорния

---

### Резюме

Статья посвящена проверке психометрических характеристик русскоязычной версии методики Big Five Inventory-2. Данная методика измеряет пять черт личности, а также три аспекта (фасета) каждой черты. Сбор данных осуществлялся в сети Интернет, итоговая выборка составила 1787 человек (31.9% мужчин) в возрасте от 14 до 54 лет ( $M = 26.31$ ;  $SD = 7.76$ ). В ходе исследования было охвачено более десяти субъектов Российской Федерации. Структура опросника изучалась с помощью анализа главных компонент, конфирматорного факторного анализа и эксплораторного факторного анализа со случайным интерсептом (random intercept exploratory factor analysis). В результате была подтверждена структура опросника как на уровне шкал (черт), так и на уровне субшкал (аспектов черт). Оценка межгрупповой инвариантности показала, что можно говорить о строгой эквивалентности моделей в выборках по полу. Это позволяет сравнивать сырые баллы по шкалам и субшкалам опросника при оценке половых различий. Выявленные различия при сравнении по полу согласуются с имеющимися в науке данными о половых различиях в чертах. Надежность, измеренная, в частности, с помощью альфы Кронбаха и омега Макдональда, продемонстрировала удовлетворительную, хорошую и высокую степень внутренней согласованности. Проверка дискриминативности шкал (коэффициент дельта Фергюсона в адаптации М. Хэнкинса) показала высокую степень способности опросника дифференцировать испытуемых по степени выраженности изучаемых признаков. Таким образом, русскоязычная версия опросника Big Five Inventory-2 может считаться надежным и валидным инструментом для измерения основополагающих черт личности и их аспектов.

**Ключевые слова:** «Большая пятерка», личность, Big Five Inventory-2, психометрика, валидность, надежность.

---

Публикация подготовлена в ходе проведения исследования (№ 19-01-003) в рамках Программы «Научный фонд Национального исследовательского университета “Высшая школа экономики” (НИУ ВШЭ)» в 2019–2020 гг. и в рамках государственной поддержки ведущих университетов Российской Федерации «5-100».

## Введение

Пятифакторная структура личности впервые встречается в англоязычных исследованиях середины прошлого века (Fiske, 1949; Norman, 1963; Tupes, Christal, 1992; и др.). Впервые применительно к чертам личности понятие «Большая пятерка» («The Big Five») употребил Л. Голдберг в 1981 г. Он развивал так называемую лексическую гипотезу (Allport, Odbert, 1936; Cattell, 1943; Galton, 1884), утверждающую, что черты личности находят отражение в языке. Предполагается, что путем применения техник редукции данных (особой популярностью здесь пользуется факторный анализ) из лексических единиц языка можно выделить структуру черт личности (Goldberg, 1981).

Модель «Большой пятерки» (БП<sup>1</sup>) состоит из следующих черт личности: Экстраверсия, Доброжелательность, Добросовестность, Нейротизм и Открытость опыту. БП пользуется широкой популярностью среди исследователей; ее валидность подтверждена и на российской популяции (Барановская, 2005; Егорова, Паршикова, 2016; Осин и др., 2015; Щебетенко, Вайнштейн, 2014; Shmelyov, Pokhilko, 1993; и др.).

Для измерения пяти черт личности существует целый ряд валидных и надежных методик (например, BFI, BFQ, NEO-PI-R и др.). Часть этих методик переведена на русский язык: «Локатор большой пятерки» (The Big Five Locator, BFL; Бурлачук, Королев, 2000); русскоязычная версия личностного опросника NEO-FFI (Орел, Сенин, 2008; Martin et al., 2002); русскоязычная версия «Маркеры факторов “Большой пятерки”» Л. Голдберга (International Personality Items Pool, IPIP; Князев и др., 2010); русскоязычная версия «Вопросника Большой Пятерки» (Big Five Inventory, BFI; Shchebetenko, 2014). Кроме этого, в последние годы опубликовано несколько русскоязычных версий кратких опросников (по 10 пунктов): две версии «Краткого Пятифакторного опросника личности» (Ten Item Personality Inventory, TIPI; Сергеева и др., 2016; Корнилова, Чумакова, 2016), а также русская версия «Короткого портретного опросника Большой пятерки» (Б5-10) (Егорова, Паршикова, 2016).

Данные методики в основном измеряют только пять черт личности. Нами обнаружено всего несколько тестов, измеряющих не только черты, но и их составляющие — аспекты, или фасеты (facets). Среди них русскоязычная версия 75-пунктного пятифакторного опросника (Хромов, 2000, 2010), русскоязычная версия 240-пунктного NEO-PI-R (Орел, Сенин, 2004), русскоязычная версия 170-пунктного Big Five Questionnaire (BFQ-2) (Осин и др., 2015). Таким образом, исследователь обычно стоит перед выбором: использовать достаточно объемную, но информативную методику, измеряющую как черты, так и фасеты, или более компактный вопросник, но измеряющий только черты.

Одной из самых перспективных в этом смысле методик на английском языке является новая версия широко известного вопросника BFI (John et al.,

---

<sup>1</sup> Существует также тесно связанная с БП традиция, именуемая «Пятифакторной моделью» (McCrae, Costa, 1987).

1991, 2008). Недавно эта версия (BFI-2) была переведена нами на русский язык (Shchebetenko et al., 2020).

### *Методика Big Five Inventory-2*

Первая версия BFI была разработана в конце 1980-х гг. Этот 44-пунктный инструмент находится в свободном доступе, что, в совокупности с хорошими психометрическими показателями, послужило его широкому применению при изучении черт личности, в том числе с использованием сети Интернет (John, Srivastava, 1999; Srivastava et al., 2003; и др.). Шкалы BFI показывают хорошую надежность и валидность; это относится как к оригинальной английской версии (John et al., 2008), так и к русскоязычной версии (Мишкевич, Щебетенко, 2017; Shchebetenko, 2014).

BFI-2 была опубликована в 2017 г. (Soto, John, 2017). Эта полностью переработанная версия сохранила все преимущества первого BFI. BFI-2 достаточно компактна: она состоит из 60 пунктов, сформулированных в виде коротких и понятных фраз. Это делает тест лаконичным, хотя каждая шкала имеет достаточное количество пунктов, что позволяет эффективно измерять черты. В то же время BFI-2 позволяет изучить не только общие черты, но и фасеты, из которых они состоят. В дополнение к этому шкалы BFI-2 полностью сбалансированы: шкала каждой черты состоит из трех субшкал (фасет), которые, в свою очередь, включают по четыре пункта — два прямых и два обратных.

Фасеты черт определялись в ходе эмпирических и теоретических исследований. В результате была сформирована следующая структура (Ibid.):

1. Экстраверсия (Extraversion)
  - a. общительность (Sociability)
  - b. Настойчивость (Assertiveness)
  - c. Энергичность (Energy Level)
2. Доброжелательность (Agreeableness)
  - a. Сочувствие (Compassion)
  - b. Уважительность (Respectfulness)
  - c. Доверие (Trust)
3. Добросовестность (Conscientiousness)
  - a. Организованность (Organization)
  - b. Продуктивность (Productiveness)
  - c. Ответственность (Responsibility)
4. Негативная эмоциональность (Negative Emotionality)
  - a. Тревожность (Anxiety)
  - b. Депрессивность (Depression)
  - c. Эмоциональная изменчивость (Emotional Volatility)
5. Открытость опыту (Open-Mindedness)
  - a. Эстетичность (Aesthetic Sensitivity)
  - b. Любознательность (Intellectual Curiosity)
  - c. Творческое воображение (Creative Imagination)

В кросс-культурном контексте существуют два основных подхода к идентификации черт личности (например: Burtăverde et al., 2018). Согласно первому (emic) подходу, необходимо определить те компоненты личности, которые являются культурно-специфическими. Например, А.Г. Шмелев в рамках лексической парадигмы выявил пятнадцать факторов личностных черт в русской культуре, которые затем соотнес с пятью факторами «Большой пятерки» (устойчивое сходство было обнаружено для четырех факторов) (Голдберг, Шмелев, 1993). Второй (etic) подход ставит своей задачей тестирование того, насколько некая теоретическая модель, валидизированная в одной культурной среде, может быть успешно перенесена в иную культурную среду. Адаптация иноязычных вопросников в новой среде является классическим примером etic-подхода. К нему также относится и настоящая работа. Так, в нашем случае названия шкал и субшкал являются практически прямым переводом англоязычных наименований. В то же время культурная специфика российской среды нашла отражение в частичной коррекции содержания пунктов теста. Восемь экспертов-билингвов произвели прямой и обратный переводы пунктов BFI-2. Все спорные моменты были обсуждены в ходе онлайн-конференции переводчиков, а альтернативные варианты, по которым не удалось прийти к консенсусу, были сохранены для дальнейшей эмпирической проверки. В итоге двенадцать пунктов были заменены на более подходящие русскоязычные аналоги.

## Метод

### *Организация исследования*

Ранее нами был представлен дизайн адаптации BFI-2 к русскоязычной культуре, а также приведены некоторые психометрические показатели (Shchebetenko et al., 2020). Однако акцент в указанной статье был сделан на анализе половых и возрастных различий в чертах личности. Настоящая статья посвящена углубленному изучению надежности и валидности русской BFI-2 на основе нового массива данных, полученного в ходе онлайн-тестирования.

В сети Интернет авторами был создан сайт, на котором был размещен адаптированный вариант методики (с расширенным списком вопросов). Несмотря на то что тест привлекал посетителей «громким названием» («Кто ты в “Игре престолов”?»), в инструкции было указано, что авторы преследуют сугубо научные цели — создать русскую версию Big Five Inventory-2.

### *Участники исследования*

Благодаря свободному распространению теста в сети Интернет удалось охватить пользователей из многих регионов РФ. В выборку вошли жители Перми и Пермского края, Москвы и Московской области, Санкт-Петербурга, Екатеринбурга, Волгограда, Уфы и Башкортостана, Хабаровска и

Хабаровского края и др. Всего было протестировано 2067 человек; после удаления повторных попыток прохождения теста выборка сократилась до 1808, а после ограничения возрастного диапазона 14–54 годами ( $M = 26.31$ ;  $SD = 7.76$ ) осталось 1787 человек. Среди респондентов было 1217 женщин и 570 мужчин (68.1 и 31.9% соответственно).

### *Допущения исследования*

Как и любой другой интернет-опрос, данный тест имеет несколько тонких моментов. Во-первых, поскольку отвечающие на тест были анонимны, они могли дать недостоверные сведения о своем возрасте, поле и регионе проживания. Во-вторых, «игровой формат» теста (когда предлагается узнать, кем бы являлся респондент в мире «Игры престолов») мог спровоцировать несерьезное отношение к тестированию, стремление давать ответы под конкретного персонажа, «поиграть с настройками».

Осознавая эти проблемы, мы постарались их учесть. Во-первых, очевидная валидность теста была подкреплена обширной инструкцией, поясняющей серьезность предлагаемой методики и ее научный характер. Во-вторых, параллельно шел сбор эмпирического материала традиционным способом — на другой выборке и в очном формате. Это позволило впоследствии сравнить результаты, полученные в «офлайновой» и «онлайновой» средах (существенных различий выявлено не было, см.: Shchebetenko et al., 2020). В-третьих, мы постарались максимально широко распространить информацию об онлайн-тестировании среди групп респондентов, с которыми непосредственно взаимодействовали, знали по трудовой деятельности (преподавательской и научной) и личным контактам. В-четвертых, была проведена подготовительная работа с данными по отбраковке повторных попыток прохождения теста (учитывался только первый вариант прохождения). Это снизило количество наблюдений, но позволило уменьшить влияние «игрового момента» (когда респонденты пытались получить другие результаты тестирования, отвечая иначе на некоторые вопросы). Указанные превентивные меры не исключали возможность обмана, однако могли способствовать снижению количества недостоверной информации, получаемой от респондентов.

### *Методы статистической обработки*

Перед проведением основных статистических процедур, вслед за К. Сото и О. Джоном (Soto, John, 2017), данные были центрированы вокруг внутрииндивидуального среднего каждого респондента (без реверсирования обратных пунктов). Сото и Джон предлагают следующую процедуру центрирования: сначала вычисляется «индекс согласия» — средняя оценка ответов респондента на каждый вопрос опросника (среднее считается по строкам), затем из каждого ответа респондента вычитается его «индекс согласия». Хотя центрирование мало влияет на характеристики надежности и тесноту корреляционных связей со шкалами других методик в сравнении с «сырыми» данными, оно

тем не менее повышает согласованность внутри аспектов черт и улучшает согласованность факторных структур (Soto, John, 2009).

*Оценка нормальности распределения* пунктов и шкал проводилась на основе асимметрии и эксцесса, так как в случае больших выборок критерии нормальности становятся чрезмерно чувствительными. Значения асимметрии и эксцесса в пределах  $\pm 1$  могут считаться «отличными» для большинства психометрических целей, а  $\pm 2$  — «приемлемыми» (George, Mallery, 2016, p. 114–115).

*Анализ структуры опросника* проводился тремя методами: 1) анализом главных компонент (principal component analysis, PCA), 2) подтвержденным факторным анализом (confirmatory factor analysis, CFA), 3) эксплораторным факторным анализом со случайным интерсептом (random intercept exploratory factor analysis, RI-EFA; Aichholzer, 2014), одной из модификаций эксплораторного структурного моделирования (Exploratory Structural Equation Modeling, ESEM; Asparouhov, Muthen, 2009). Причины такого разнообразия подходов в следующем. Во-первых, PCA, являясь эксплораторным методом, позволяет оценить эмпирическую структуру данных в «поисковом режиме», однако не дает возможности сравнивать модели. Во-вторых, CFA позволяет оценить соответствие теоретической структуры эмпирическим данным и сравнивать различные модели, однако из-за большого количества пунктов и многофакторной структуры опросника найти приемлемую согласованность с помощью CFA затруднительно. В-третьих, ESEM объединяет сильные стороны эксплораторных и подтвержденных методов изучения структуры: действуя эксплораторным путем, он позволяет сравнивать модели.

С помощью PCA проверялось соответствие конструкта эмпирическим данным. На первом этапе количество компонент было ограничено пятью (по количеству черт личности), метод вращения — «varimax». На втором этапе PCA использовался отдельно для каждой шкалы-черты; задавались три главные компоненты (по количеству субшкал-фасет), метод вращения — «varimax». Дополнительно оценивалась усредненная корреляция пунктов с пунктами «своей» шкалы и пунктами других шкал.

С помощью CFA (метод MLR, устойчивый к отклонениям от нормального распределения) тестировались три модели. Модель 1 включала 5 латентных факторов, не связанных друг с другом, каждый фактор отражал одну из пяти черт «Большой пятерки». Модель 2 соответствовала модели 1, однако факторы коррелировали. Модель 3 соответствовала модели 2, допуская свободные ковариации ошибок между пунктами субшкал. В моделях использовались центрированные пункты.

С помощью RI-EFA проверялись модели 2 и 3. В данном случае использовались «сырые» пункты, так как RI-EFA — это бифакторная модель, в которой общий фактор отвечает за склонность респондента давать положительные ответы (acquiescence). Применялся алгоритм оценки MLR.

Для лучшей модели была проведена проверка инвариантности по полу. На первом этапе проверялась инвариантность структуры (configural invariance), т.е. предполагалось, что одни и те же переменные в сравниваемых группах

образуют одни и те же латентные факторы. На втором этапе проверялась метрическая инвариантность (metric invariance): вводилось ограничение на равенство факторных нагрузок в сравниваемых группах. На третьем этапе проверялась скалярная инвариантность (scalar invariance): вводилось ограничение на равенство интерсептов. На четвертом этапе проверялась строгая инвариантность (strict invariance) дополнительно к скалярной инвариантности, предполагающая равенство дисперсии остатков в сравниваемых группах.

Помимо статистики  $\chi^2$ , чувствительной к размеру выборки и нарушению предположения о нормальности распределения (Chen, 2007, р. 465), мы опирались на более робастные критерии определения инвариантности. Предлагаются следующие пороги для выборки размером более 300: при тестировании метрической инвариантности  $\Delta CFI > 0.01$  в дополнение к  $\Delta RMSEA > 0.015$  или  $\Delta SRMR > 0.03$  будет свидетельствовать об отсутствии инвариантности. При тестировании скалярной инвариантности  $\Delta CFI > 0.01$  в дополнение к  $\Delta RMSEA > 0.015$  или  $\Delta SRMR > 0.01$  также будет свидетельствовать об отсутствии инвариантности (там же).

При проведении PCA был использован пакет «psych», а при построении CFA — пакет «lavaan» среды языка программирования R. RI-EFA был проведен в программе Mplus v.8.

*Надежность* опросника проверялась несколькими способами. Традиционно использовалась  $\alpha$  Кронбаха и стандартизованная  $\alpha$ . Однако  $\alpha$  имеет чрезмерно жесткие допущения к своему использованию (в частности, тау-эквивалентность, равенство ковариаций пунктов в тесте и т.д.) и в случае нарушения этих требований занижает оценку надежности (McNeish, 2018). Поэтому для оценки внутренней согласованности использовалась также  $\omega$  Макдональда (McDonald, 2013; Revelle, Zinbarg, 2009), позволяющая оценивать надежность иерархически организованных тестов.

Согласованность субшкал (фасет) со шкалой (чертой) и между собой изучалась с помощью скорректированной на затухание корреляции, учитывающей неабсолютную надежность шкал (Фер, Бакарак, 2010).

Важным психометрическим показателем шкалы является возможность различать респондентов по выраженности рассматриваемого признака — *дискриминативность*. В определенной степени дискриминативность противостоит надежности, так как «использование заданий с широким перечнем возможных проявлений измеряемого свойства уменьшает взаимную корреляцию между заданиями» (Клайн, 1994, с. 205). Однако в опроснике важно учесть обе эти стороны.

Коэффициент  $\Delta$  Фергюсона (Ferguson, 1949) позволяет оценить степень дискриминативности шкалы. Нами была использована его модификация (Hankins, 2007) для политомических шкал, таких как шкалы Ликерта. Дискриминативность вычислялась для шкал, основанных на «сырых» баллах, так как на основе центрированных шкалы не формировались.

*Конвергентная и дискриминантная валидность*. В рамках проведенного исследования не были собраны материалы, позволяющие судить о внешней

конвергентной и дискриминантной валидности, однако читатель может обратиться в этой связи к нашей предыдущей публикации (Shchebetenko et al., 2020)<sup>2</sup>.

## Результаты

### *Описательные статистики*

Показатели асимметрии и эксцесса для пунктов опросника не превышали 2 по абсолютному значению. Семь пунктов в «сырых» баллах вышли за границу 1 (по модулю) по асимметрии и 20 — по эксцессу. В центрированных баллах три пункта вышли за пределы 1 для асимметрии и 16 пунктов для эксцесса. Таким образом, распределение пунктов соответствует нормальному на отличном и приемлемом уровне как по «сырым», так и по центрированным баллам. Качество центрированных пунктов было несколько выше.

Проверка распределения шкал и субшкал (таблица 1), рассчитанных по «сырым» баллам, показала, что по асимметрии и эксцессу ни одна из них не превышала по модулю единицы, что свидетельствует об отличном соответствии нормальному распределению. Однако визуальный анализ гистограмм не столь однозначен. В целом несколько асимметричными в сторону высоких значений выглядят шкалы Открытости опыту: Эстетичности, Любознательности и Творческого воображения, а также общая шкала Открытости опыту. Определенная степень отрицательной асимметрии была также присуща субшкалам Сочувствие и Ответственность. Эксцесс не был столь выражен и в основном имел отрицательное значение.

### *Конструктивная валидность теста и инвариантность по полу*

Таблицы с результатами РСА для пяти черт личности и 15 фасет вынесены в дополнительные материалы (таблицы Д1–Д6). В целом все пункты, кроме п. 11 (который эмпирически в большей степени был представлен в Негативной эмоциональности, чем в Экстраверсии), имели максимальные нагрузки в своих главных компонентах-шкалах. Для Негативной эмоциональности нагрузки соответствующих пунктов варьировали от 0.41 до 0.73 для «сырых» баллов и от 0.46 до 0.72 для центрированных в абсолютном выражении. Экстраверсия имела нагрузки соответствующих пунктов: от 0.33 до 0.73 для «сырых» баллов, от 0.38 до 0.72 для центрированных; Добросовестность — от 0.39 до 0.71 для «сырых» баллов, от 0.44 до 0.71 для центрированных; Доброжелательность — от 0.43 до 0.66 для «сырых» баллов, от 0.47 до 0.66 для центрированных; Открытость опыту — от 0.46 до 0.62 для «сырых» баллов, от 0.46 до 0.63 для центрированных. Таким образом, можно говорить о хорошем соответствии пятикомпонентной структуры опросника эмпирическим данным.

---

<sup>2</sup> Дополнительные материалы к статье см.: <https://osf.io/hdbkr/>.



Таблица 1

## Описательные статистики по шкалам и субшкалам BFI-2 (n = 1787)

Шкалы		Среднее	Медиана	Мода	Стандартное отклонение	Асимметрия	Экссесс
1	Экстраверсия	3.22	3.25	3.00	0.78	−0.22	−0.47
1.1	Общительность	3.00	3.00	3.00	0.97	0.00	−0.68
1.2	Настойчивость	3.36	3.50	3.75	0.94	−0.25	−0.66
1.3	Энергичность	3.29	3.25	3.75	0.98	−0.27	−0.67
2	Доброжелательность	3.43	3.50	3.75	0.69	−0.40	0.11
2.1	Сочувствие	3.83	4.00	4.00	0.87	−0.75	0.33
2.2	Уважительность	3.66	3.75	3.75	0.79	−0.51	0.12
2.3	Доверие	2.80	2.75	3.00	0.89	0.03	−0.47
3	Добросовестность	3.45	3.50	3.33	0.74	−0.25	−0.36
3.1	Организованность	3.13	3.00	2.50	1.00	0.00	−0.80
3.2	Продуктивность	3.34	3.50	4.00	0.92	−0.22	−0.61
3.3	Ответственность	3.89	4.00	4.25	0.81	−0.68	0.13
4	Негативная эмоциональность	3.12	3.17	3.00	0.87	−0.10	−0.60
4.1	Тревожность	3.29	3.25	3.00	1.04	−0.25	−0.73
4.2	Депрессивность	2.96	3.00	3.00	1.04	−0.01	−0.83
4.3	Эмоциональная изменчивость	3.12	3.25	3.75	1.06	−0.12	−0.86
5	Открытость опыту	3.84	3.92	4.17	0.66	−0.56	0.11
5.1	Эстетичность	3.84	4.00	5.00	0.96	−0.70	−0.23
5.2	Любознательность	3.84	4.00	4.00	0.78	−0.62	0.22
5.3	Творческое воображение	3.84	4.00	4.00	0.86	−0.67	0.11

В случае с фасетами особенно заметна роль центрирования пунктов, позволившего максимально нагружать соответствующие компоненты. Например, слабость структуры Доброжелательности при использовании «сырых» баллов нивелировалась при использовании центрированных баллов. В целом результаты PCA подтверждают разделение шкал черт на субшкалы фасет.

Усредненная абсолютная межпунктовая корреляция была рассчитана для четырех случаев (результаты приведены в дополнительных материалах, таблица Д7). Во-первых, усредненная корреляция пунктов внутри шкалы продемонстрировала умеренные и средние корреляции: от 0.27 до 0.52 для «сырых» баллов, от 0.28 до 0.54 для центрированных. Во-вторых, усредненная корреляция пунктов одной шкалы с пунктами других шкал была слабой: от 0.03 до 0.27 для «сырых» баллов, от 0.08 до 0.26 для центрированных. В-третьих, усредненная корреляция пунктов со шкалой была средней и высокой выраженности:

от 0.57 до 0.81 для «сырых» баллов, от 0.58 до 0.83 для центрированных. В-четвертых, усредненная корреляция пунктов одной шкалы с другими шкалами была слабой и умеренной: от 0.06 до 0.46 для «сырых» баллов, от 0.06 до 0.47 для центрированных. Слабее всего с пунктами других шкал и другими шкалами были связаны пункты Открытости опыту, а сильнее всего — пункты Экстраверсии. Во всех случаях связь пунктов внутри одной шкалы и со своей шкалой оказывалась выше, чем связь с пунктами других шкал и с другими шкалами.

Далее были построены модели CFA и RI-EFA, результаты тестирования которых представлены в таблице 2 (подробнее в дополнительных материалах, таблица Д8).

Из таблицы 2 видно, что согласованность моделей CFA существенно ниже, чем RI-EFA. В частности, относительный хи-квадрат имел высокие значения ( $> 2$ ), CFI и TLI — низкие ( $< 0.95$ ), а RMSEA преодолел границу  $< 0.1$ , но все же не достиг хорошего соответствия ( $< 0.05$ ).

Первая модель RI-EFA приближалась к удовлетворительному соответствию эмпирическим данным по критериям  $\chi^2/\text{df}$ , CFI и TLI, а по RMSEA показала хорошее соответствие. Вторая модель RI-EFA имела наилучшее соответствие данным по всем индексам пригодности ( $\chi^2/\text{df}$ , CFI, TLI, RMSEA) кроме уровня значимости для  $\chi^2$  ( $p < 0.001$ )<sup>3</sup>.

Инвариантность по полу рассматривалась для наилучшей модели (таблица 3). Конфигурационная модель имела хорошее соответствие данным:  $\chi^2/\text{df} = 1.55$ ,

Таблица 2

Характеристики моделей CFA и RI-EFA (n = 1787)

	$\chi^2(\text{df})$	$\chi^2/\text{df}$	CFI	TLI	RMSEA [90% CI]	BIC
CFA						
М 1. Пять ортогональных факторов	24920.8 (1710)	14.57	0.515	0.498	0.092 [0.091; 0.093]	771140
М 2. Пять коррелирующих факторов	23712 (1700)	13.95	0.541	0.522	0.090 [0.089; 0.091]	769827
М 3. Пять коррелирующих факторов и фасеты	15730 (1610)	9.77	0.707	0.678	0.074 [0.073; 0.075]	761414
RI-EFA						
М 1. Пять коррелирующих факторов	7855.4 (1479)	5.31	0.835	0.803	0.049 [0.048; 0.050]	311715
М 2. Пять коррелирующих факторов и фасеты	2780.9 (1389)	2.00	0.964	0.954	0.024 [0.022; 0.025]	306680

*Примечание.*  $\chi^2(\text{df})$  — значение статистики хи-квадрат со степенями свободы (статистика во всех случаях значима на уровне  $p < 0.001$ );  $\chi^2/\text{df}$  — относительный хи-квадрат; CFI — сравнительный индекс соответствия; TLI — индекс Такера–Льюиса; RMSEA — корень среднеквадратичной ошибки аппроксимации; BIC — Байесовский информационный критерий.

<sup>3</sup> Данный показатель чувствителен к объему выборки, поэтому в случае больших выборок рекомендуют ориентироваться на более робастные критерии (Крамер, 2007, с. 58–59).

Таблица 3

Соответствие межгрупповых моделей по полу ( $n_n = 570$ ,  $n_k = 1217$ )

	$\chi^2(df)$	$\chi^2/df$	CFI	TLI	RMSEA [90% ДИ]	SRMR	$\Delta\chi^2$	$\Delta df$	p-level of $\Delta$	$\Delta CFI$	$\Delta RMSEA$	$\Delta SRMR$
1. Конфигурационная инвариантность	4308.7 (2778)	1.55	0.961	0.950	0.025 [0.023; 0.026]	0.025						
2. Метрическая инвариантность	4602.9 (3053)	1.51	0.960	0.954	0.024 [0.022; 0.025]	0.030	296.63	275	0.177	-0.001	-0.001	0.005
3. Скалярная инвариантность	4743.3 (3107)	1.53	0.958	0.952	0.024 [0.023; 0.026]	0.031	144.93	54	< 0.001	-0.002	0.000	0.001
4. Строгая инвариантность	4853.8 (3167)	1.53	0.957	0.952	0.024 [0.023; 0.026]	0.034	112.23	60	< 0.001	-0.001	0.000	0.003

Примечание.  $\chi^2(df)$  — значение статистики хи-квадрат со степенями свободы;  $\chi^2/df$  — относительный хи-квадрат; CFI — сравнительный индекс соответствия; TLI — индекс Такера-Льюиса; RMSEA [90% ДИ] — корень среднеквадратичной ошибки аппроксимации с 90%-ными доверительными интервалами; SRMR — стандартизованный корень среднеквадратичного остатка;  $\Delta\chi^2$  — разница статистики хи-квадрат, вычисленная с помощью Satorra-Bentler chi-square difference test (Mplus).

CFI = 0.961, RMSEA = 0.025. Таким образом, подтвердилось соответствие структуры опросника в мужской и женской подвыборках. Метрическая инвариантность значимо не отличалась от конфигурационной как по  $\Delta\chi^2$  ( $p = 0.177$ ), так и по более робастным критериям:  $\Delta\text{CFI} = -0.001$ ,  $\Delta\text{RMSEA} = -0.001$ ,  $\Delta\text{SRMR} = 0.005$ . Таким образом, факторные нагрузки также были инвариантны между мужчинами и женщинами. Скалярная инвариантность по полу поддерживалась  $\Delta\text{CFI} = -0.002$ ,  $\Delta\text{RMSEA} = 0.000$ ,  $\Delta\text{SRMR} = 0.001$ , однако уровень значимости для  $\Delta\chi^2$  был меньше 0.001. Строгая инвариантность также находила подтверждение по  $\Delta\text{CFI} = -0.001$ ,  $\Delta\text{RMSEA} = 0.000$ ,  $\Delta\text{SRMR} = 0.003$ , однако  $\Delta\chi^2(60) = 112.23$ ,  $p < 0.001$ .

В целом соответствие модели в группах по полу вплоть до строгой инвариантности свидетельствует о том, что различия в средних по шкалам и субшкалам русского BFI-2 будут характеризовать истинные различия в характеристиках личности мужчин и женщин, а не артефакты измерения.

В дополнительных материалах (таблица Д9) приведены результаты сравнения черт и фасетов BFI-2 по полу. Три из пяти основных шкал имели существенные различия: Доброжелательность ( $t(1785) = 4.43$ ;  $p < .001$ ) и Негативная эмоциональность ( $t(1785) = 7.72$ ;  $p < 0.001$ ) были более присущи женщинам. Экстраверсия была несколько выше у мужчин ( $t(1785) = -2.43$ ;  $p = 0.015$ ). Все фасеты Доброжелательности и Негативной эмоциональности были значимо выше у женщин. Аспект Экстраверсии Настойчивость превалировал у мужчин ( $t(1785) = -3.16$ ;  $p = 0.002$ ). Аспекты Открытости опыту не были столь однозначны: к Любознательности ( $t(1785) = -3.31$ ;  $p = 0.001$ ) и Творческому воображению ( $t(1785) = -3.88$ ;  $p < 0.001$ ) были больше склонны мужчины, а к Эстетичности ( $t(1785) = 5.41$ ;  $p < 0.001$ ) — женщины. При этом по самой шкале Открытости опыту значимые различия по полу не были обнаружены.

### *Проверка надежности*

Усредненная  $\alpha$  Кронбаха для пяти шкал была 0.84 для «сырых» баллов и 0.85 для центрированных, что является хорошим показателем внутренней согласованности. Усредненная  $\alpha$  Кронбаха для 15 субшкал была 0.75 для «сырых» и 0.77 для центрированных, что свидетельствует об удовлетворительной согласованности. А.Г. Шмелев (2013, с. 307) указывает на то, что разумный диапазон  $\alpha$  Кронбаха для личностных тестов-опросников составляет 0.70–0.80. Учитывая, что субшкалы BFI-2 состоят только из четырех пунктов, полученные оценки говорят об их высокой внутренней согласованности. Усредненная общая  $\omega$  Макдональда имела более высокие значения согласованности: для шкал — 0.88 (0.89 для центрированных), для субшкал — 0.79 (0.80 для центрированных). Из шкал наименьшую согласованность имела Открытость опыту ( $\alpha = 0.81/0.82$ ;  $\omega = 0.86/0.87$ ), из субшкал — Любознательность ( $\alpha = 0.63/0.66$ ;  $\omega = 0.69/0.69$ ), которая входит в Открытость опыту, с чем, возможно, связана меньшая согласованность всей шкалы. Наибольшую согласованность из шкал продемонстрировала Негативная эмоциональность

( $\alpha = 0.88/0.89$ ;  $\omega = 0.91/0.92$ ), из субшкал — Творческое воображение ( $\alpha = 0.81/0.83$ ;  $\omega = 0.85/0.85$ ). Подробнее показатели надежности для шкал и субшкал приведены в таблице 4 (расширенная версия — в дополнительных материалах, таблица Д11).

В дополнительных материалах (таблица Д10) представлена интеркорреляция шкал опросника; выше диагонали приведена корреляция с поправкой на затухание, учитывающая надежность коррелирующих шкал: близкие к 1 значения свидетельствуют о тесной связи истинных измеряемых феноменов (Фер, Бакарак, 2010)<sup>4</sup>. Скорректированная корреляция субшкал с общей шкалой своего домена по всем чертам была близка к единице. Несколько выделяется шкала Открытость опыту: она была слабее связана со своими субшкалами — с Эстетичностью ( $r_{\text{кор}} = 0.93$ ) и с Творческим воображением ( $r_{\text{кор}} = 0.93$ ). Более того, между собой указанные субшкалы также имели значимую, но умеренную связь ( $r_{\text{кор}} = 0.31$ ).

### *Проверка дискриминативности*

Дискриминативность шкал и субшкал опросника представлена в таблице 4. Значения, близкие к единице, означают высокую дискриминативность, близость к нулю — низкую дискриминативность. Значения для шкал варьировали от 0.98 до 0.99. У субшкал дискриминативность была несколько ниже, однако достаточно высокая: от 0.96 до 0.99.

### **Обсуждение**

Русскоязычная версия BFI-2 продемонстрировала хорошие психометрические качества. Структура опросника подтвердилась как на уровне черт (шкал), так и на уровне фасет (субшкал). Вслед за К. Сото и О. Джоном (Soto, John, 2017) авторы адаптации рекомендуют использовать центрированные пункты при проведении психометрических исследований, так как это позволяет учесть склонность респондентов к крайним ответам.

При оценке конструктивной валидности некоторые проблемы возникли с однозначностью пункта 11 вопросника, но в пределах шкалы он достаточно хорошо работал. Мы решили сохранить формулировку пункта, так как для кросс-культурных исследований важна совместимость и аналогичность конструкторов.

С этим связана еще одна рекомендация: для большей кросс-культурной согласованности пункт 28, во всех отношениях хорошо представляющий шкалу Добросовестности, в прикладных исследованиях использовать вместе с пунктом 61 (представлен в Приложении). Сначала мы рекомендуем оценить факторную структуру и внутреннюю согласованность Добросовестности, используя пункт 61, а не пункт 28. В случае если пункт 61 плохо соотносится с субшкалой Ответственность, рекомендуется вместо него использовать пункт 28.

---

<sup>4</sup> Отметим, что скорректированные коэффициенты корреляции могут выходить за пределы  $\pm 1$  (Muchinsky, 1996).

Таблица 4

## Показатели надежности и дискриминативности опросника BFI-2

	Шкалы	$\alpha$ Кронбаха	Стандарти- зированная $\alpha$	$\omega$ Макдональда	Дискриминативность $\Delta$ Фергюсона [95% ДИ]
1	Экстраверсия	0.86/0.87	0.86/0.87	0.89/0.90	0.991 [0.989; 0.991]
1.1	Общительность	0.78/0.80	0.78/0.80	0.84/0.84	0.988 [0.985; 0.989]
1.2	Настойчивость	0.75/0.77	0.75/0.77	0.78/0.78	0.985 [0.982; 0.987]
1.3	Энергичность	0.78/0.80	0.78/0.80	0.82/0.82	0.987 [0.984; 0.989]
2	Доброжелатель- ность	0.83/0.84	0.84/0.85	0.86/0.87	0.985 [0.983; 0.986]
2.1	Сочувствие	0.75/0.76	0.76/0.77	0.81/0.81	0.967 [0.963; 0.969]
2.2	Уважительность	0.69/0.72	0.70/0.73	0.72/0.74	0.965 [0.961; 0.968]
2.3	Доверие	0.68/0.71	0.68/0.71	0.75/0.75	0.979 [0.975; 0.981]
3	Добросовестность	0.84/0.85	0.84/0.85	0.88/0.89	0.989 [0.987; 0.989]
3.1	Организованность	0.78/0.79	0.78/0.80	0.80/0.83	0.99 [0.987; 0.991]
3.2	Продуктивность	0.69/0.71	0.71/0.73	0.77/0.77	0.983 [0.98; 0.985]
3.3	Ответственность	0.71/0.74	0.72/0.75	0.77/0.77	0.964 [0.96; 0.966]
4	Негативная эмоциональность	0.88/0.89	0.88/0.89	0.91/0.92	0.994 [0.992; 0.994]
4.1	Тревожность	0.80/0.82	0.80/0.82	0.84/0.84	0.991 [0.989; 0.992]
4.2	Депрессивность	0.79/0.82	0.79/0.82	0.83/0.84	0.993 [0.991; 0.994]
4.3	Эмоциональная изменчивость	0.80/0.82	0.80/0.82	0.83/0.83	0.994 [0.991; 0.995]
5	Открытость опыту	0.81/0.82	0.82/0.82	0.86/0.87	0.983 [0.981; 0.984]
5.1	Эстетичность	0.78/0.79	0.79/0.80	0.82/0.82	0.968 [0.963; 0.971]
5.2	Любознательность	0.63/0.66	0.64/0.66	0.69/0.69	0.963 [0.959; 0.965]
5.3	Творческое воображение	0.81/0.83	0.81/0.83	0.85/0.85	0.965 [0.962; 0.968]

*Примечание.* Слева от косой черты результаты по «сырым» данным, справа – по центрированным; [95% ДИ] – 95%-ные доверительные интервалы для  $\Delta$  Фергюсона.

Оценка межгрупповой инвариантности показала строгую эквивалентность моделей в выборках по полу. Это позволяет при оценке половых различий сравнивать сырые баллы по шкалам и субшкалам BFI-2.

В этом исследовании сравнение по полу выявило значимые различия. В частности, значения Доброжелательности и Негативной эмоциональности в большей степени выражены у женщин, а Экстраверсии (включая Настойчивость), Любознательности и Творческого воображения — у мужчин. Полученные результаты согласуются с имеющимися данными о половых различиях в чертах (Bleidorn et al., 2009; Costa et al., 2001; Schmitt et al., 2008; и др.). Психометрические исследования российских авторов также поддерживают обнаруженные половые различия: в исследовании Г.Г. Князева с соавт. (2010) выявлено, что женщины более уступчивы (доброжелательны) и эмоционально нестабильны; в исследовании Е.Н. Осина с соавт. (2015) — женщины более дружелюбны и менее эмоционально стабильны, мужчины более доминантны и менее эмпатичны; в исследовании С.А. Щебетенко (Shchebetenko, 2017) на двух выборках ( $N > 1300$ ) женщины были более доброжелательны и нейротичны, но в одной из этих выборок женщины также показали более высокую Экстраверсию и Открытость опыту; в исследовании А.М. Мишкевич и С.А. Щебетенко (2018) — Доброжелательность, Нейротизм и Открытость опыту были выше у девушек, нежели у юношей.

В известном исследовании Дж. Аллика с соавт. (Allik et al., 2009) было охвачено 33 региона Российской Федерации, а общее количество респондентов превысило 7 тыс., в исследовании использовалась методика NEO-PI-R. Среди множества изучаемых параметров были рассмотрены также половые различия.

Следует учесть, что наше исследование отличалось от исследования Дж. Аллика с коллегами по ряду важных параметров. Во-первых, структура фасет NEO-PI-R и BFI-2 заметно различается. Во-вторых, в силу большего объема выборки исследование Дж. Аллика с коллегами определяет в качестве статистически значимых и минимальные различия. Это объясняет то, почему в нем обнаружено заметно больше достоверных половых различий. В-третьих, отличался дизайн исследования. В частности, в нашем случае использован самоотчетный опросник; в исследовании Аллика с соавт., где респондентам предлагалось представить другого человека, изучались представления о типичном представителе этноса. Несмотря на эти ограничения, по целому ряду показателей наблюдалась согласованность паттернов половых различий.

В частности, в NEO-PI-R Assertiveness и Ideas (в BFI-2 близкий аспект — Любознательность) были выше у мужчин; аспекты Trust, Altruism, Compliance, Anxiety, Angry Hostility, Depression, Aesthetics и их близкие аналоги в русском BFI-2 (Доверие, Сочувствие, Уважительность, Тревожность, Эмоциональная изменчивость, Депрессивность, Эстетичность) были значимо выше у женщин. С другой стороны, в ряде случаев наблюдались расхождения. Близкие аналоги аспектов Gregariousness, Activity, Positive Emotions, Order, Dutifulness и Self-discipline в нашем исследовании (Общительность, Энергичность, Организованность, Ответственность, Продуктивность) у мужчин и женщин не различаются, в исследовании Дж. Аллика с соавт., напротив, были выше у женщин; аналог аспекта Fantasy в нашем исследовании (Творческое воображение) был выше у мужчин, в исследовании Дж. Аллика с

соавт. — у женщин (о содержательном сопоставлении шкал двух методик см.: Soto, John, 2017).

Факторной валидности недостаточно, чтобы утверждать, что методика позволяет измерять то, на что она направлена (например: DeVellis, 2017). Другими важными видами конструктивной валидности являются конвергентная и дискриминантная. В рамках проведенного исследования не были собраны материалы, позволяющие судить об этих видах валидности, однако данные предыдущего исследования (Shchebetenko et al., 2020) позволяют сделать некоторые выводы. Так, шкалы BFI-2 сильно коррелировали с аналогичными шкалами методики «Маркеры факторов “Большой пятерки”» (МФБП) (Князев и др., 2010; Goldberg et al., 2006) и слабо либо умеренно с другими шкалами МФБП: Экстраверсия BFI-2 с Экстраверсией МФБП —  $r = 0.84$ , Доброжелательность BFI-2 с Доброжелательностью МФБП —  $r = 0.75$ , Добросовестность BFI-2 с Добросовестностью МФБП —  $r = 0.83$ , Негативная эмоциональность BFI-2 с Нейротизмом МФБП —  $r = -0.86$ , Открытость опыту BFI-2 с Интеллектом МФБП —  $r = 0.73$ . Таким образом, близкие по содержанию переменные теоретически обоснованно коррелировали со шкалами BFI-2 (Shchebetenko et al., 2020).

Внутренняя согласованность, измеренная несколькими способами, продемонстрировала удовлетворительную, хорошую и высокую степень выраженности. Отметим, что количество пунктов напрямую связано с надежностью по внутренней согласованности: шкалы, имеющие меньшее количество пунктов, автоматически показывают более низкую надежность. Это одна из проблем коротких шкал. Четырехпунктовые субшкалы BFI-2, измеряющие аспекты черт, могут считаться короткими шкалами. Возможно, что с этим связана их меньшая степень надежности в сравнении со шкалами-чертами.

Проверка дискриминативности шкал показала высокую степень способности опросника дифференцировать испытуемых по степени выраженности изучаемых признаков. Это также подтверждает психометрическую состоятельность русского BFI-2.

Таким образом, русскоязычная версия опросника Big Five Inventory-2 может считаться надежным и валидным инструментом для измерения основополагающих черт личности и их аспектов.

### Ограничения и перспективы исследования

Отметим некоторые ограничения нашего исследования:

- В исследовании приняли участие, прежде всего, жители городов-миллионников, поэтому его результаты могут в большей степени отражать мнения городского населения России.
- Более двух третей выборки составили женщины, что могло привести к искажению результатов из-за их большего вклада в сравнении с мужчинами в общую оценку. Однако полученная инвариантность измерения по полу ослабляет это ограничение.



- «Игра престолов» — сериал, который был интересен разным людям, но его зритель, вероятно, имел некоторые особенности. Например, в нашем исследовании в основном была представлена молодежь; другие возрасты были в него включены меньше.

- Очевидно, что наши результаты не охватывают русскоязычную популяцию, не пользующуюся Интернетом.

Перспективами дальнейших исследований может стать улучшение репрезентативности выборки: расширение возрастного диапазона и выравнивание возрастных когорт, выравнивание выборки по полу, привлечение к исследованию жителей отдаленных округов и областей, ориентация не только на интересующихся сериалом «Игра престолов». Как показывает ряд исследований, личностные особенности могут серьезно различаться не только между странами, но и между регионами одной страны (Allik et al., 2009; Sugonyaev et al., 2019). Поэтому есть смысл определить тестовые нормы не только по возрасту и полу, но также по месту проживания.

### Благодарности

Мы признательны Роберту Ли Бейтсу (Пермь, Россия), Кристине Дюма (Альбукерке, Нью-Мексико, США), Асе Касимовой (Левен, Бельгия), Елизавете Клеро (Париж, Франция), Елене Сали (Лондон, Великобритания), Анне Уайт (Вестлейк, Огайо, США), Тимуру Халиуллину (Университет Западной Виргинии, США) и Анастасии Яковлевой (Лондонский университет Биркбек, Великобритания) за помощь в переводе BFI-2 на русский язык.

### Конфликт интересов

Права на Big Five Inventory-2 принадлежат Кристоферу Дж. Сото и Оливеру П. Джону.

### Литература

- Барановская, М. С. (2005). Пятифакторная модель личности П. Коста и Р. МакКрея и ее взаимосвязь с факторными теориями личности Г. Айзенка и Р. Кеттелла. *Психологический журнал*, 26(4), 52–57.
- Бурлачук, Л. Ф., Королев, Д. К. (2000). Адаптация опросника для диагностики пяти факторов личности. *Вопросы психологии*, 1, 126–134.
- Голдберг, Л. Р., Шмелев, А. Г. (1993). Межкультурное исследование лексики личностных черт: «Большая пятерка» факторов в английском и русском языках. *Психологический журнал*, 14(4), 32–39.

- Егорова, М. С., Паршикова, О. В. (2016). Психометрические характеристики Короткого портретного опросника Большой пятерки (Б5-10). *Психологические исследования: электронный научный журнал*, 9(45), 9. Режим доступа: <http://psystudy.ru>
- Клайн, П. (1994). *Справочное руководство по конструированию тестов*. Киев: ПАН Лтд.
- Князев, Г. Г., Митрофанова, Л. Г., Бочаров, В. А. (2010). Валидизация русскоязычной версии опросника Л. Голдберга «Маркеры факторов “Большой пятерки”». *Психологический журнал*, 31(5), 100–110.
- Корнилова, Т. В., Чумакова, М. А. (2016). Апробация краткого опросника Большой пятерки (TIPI, КОБТ). *Психологические исследования: электронный научный журнал*, 9(46), 5. Режим доступа: <http://psystudy.ru>
- Крамер, Д. (2007). *Математическая обработка данных в социальных науках: современные методы*. М.: Академия.
- Мишкевич, А. М., Щебетенко, С. А. (2017). Психометрика русскоязычной версии Big Five Inventory: новые свидетельства. В кн. А. Л. Журавлев, В. А. Кольцова (ред.), *Фундаментальные и прикладные исследования современной психологии: результаты и перспективы развития* (с. 771–776). М.: Изд-во «Институт психологии РАН».
- Мишкевич, А. М., Щебетенко, С. А. (2018). Половые различия по чертам «Большой Пятерки»: взгляд через призму установок на черты. *Психология. Журнал Высшей школы экономики*, 15(3), 562–572.
- Орел, В. Е., Сенин, И. Г. (2004). *Личностный опросник NEO PI-R. Руководство по применению*. Ярославль: НПЦ «Психодиагностика».
- Орел, В. Е., Сенин, И. Г. (2008). *Личностные опросники NEO-PI-R и NEO-FFI. Руководство по применению*. Ярославль: НПЦ «Психодиагностика».
- Осин, Е. Н., Рассказова, Е. И., Неякина, Ю. Ю., Дорфман, Л. Я., Александрова, Л. А. (2015). Операционализация пятифакторной модели личностных черт на российской выборке. *Психологическая диагностика*, 3, 80–104.
- Сергеева, А. С., Кириллов, Б. А., Джумагулова, А. Ф. (2016). Перевод и адаптация краткого пятифакторного опросника личности (TIPI-RU): оценка конвергентной валидности, внутренней согласованности и тест-ретестовой надежности. *Экспериментальная психология*, 9(3), 138–154. doi:10.17759/exrpsy.2016090311
- Фер, Р. М., Бакарарк, В. Р. (2010). *Психометрика: Введение*. Челябинск: Издательский центр ЮУрГУ.
- Хромов, А. Б. (2000). *Пятифакторный опросник личности: Учебно-методическое пособие*. Курган: Изд-во Курганского государственного университета.
- Хромов, А. Б. (2010). *Пятифакторный личностный опросник: тест 5FPO: методические указания к выполнению контрольного задания по общему психологическому практикуму для студентов направлений (специальностей) 030301*. Курган: Изд-во Курганского государственного университета.
- Шмелев, А. Г. (2013). *Практическая тестология. Тестирование в образовании, прикладной психологии и управлении персоналом*. М.: ООО «ИПЦ “Маска”».
- Щебетенко, С. А., Вайнштейн, С. В. (2014). Большая Пятерка черт личности: эксплицитно-имплицитный подход. *Психология и психотехника*, 1, 69–82.

Ссылки на зарубежные источники см. в разделе *References* после англоязычного блока.

## Русская версия Big Five Inventory-2

В этом тесте перечислены несколько десятков качеств человека. Вам нужно оценить, насколько каждое из этих качеств вам соответствует. Например, верно ли то, что вы являетесь человеком, *которому нравится проводить время с другими*? Пожалуйста, в каждой строке теста отметьте крестиком поле цифры в соответствии с этим ключом:

1	2	3	4	5
совсем не согласен	скорее не согласен	нейтрально	скорее согласен	полностью согласен

*Я — человек...*

	—	–		+	+
1. общительный, открытый	1	2	3	4	5
2. сопереживающий и добросердечный	1	2	3	4	5
3. склонный быть неорганизованным	1	2	3	4	5
4. расслабленный, хорошо справляющийся со стрессом	1	2	3	4	5
5. мало интересующийся искусством	1	2	3	4	5
6. напористый	1	2	3	4	5
7. относящийся к другим людям с уважением	1	2	3	4	5
8. предпочитающий отдыхать, а не работать	1	2	3	4	5
9. в случае неудачи не теряющий оптимизма	1	2	3	4	5
10. интеллектуальный	1	2	3	4	5
11. часто чувствующий себя уставшим	1	2	3	4	5
12. склонный искать ошибки в поступках других людей	1	2	3	4	5
13. заслуживающий доверия, постоянный	1	2	3	4	5
14. настроения – с эмоциональными «взлетами» и «падениями»	1	2	3	4	5
15. изобретательный, находящий нестандартные решения	1	2	3	4	5
16. склонный быть молчаливым	1	2	3	4	5
17. мало сочувствующий другим людям	1	2	3	4	5
18. собранный, любящий во всем порядок	1	2	3	4	5
19. нервничающий по любому поводу	1	2	3	4	5

20.	увлеченный живописью, музыкой или литературой	1	2	3	4	5
21.	доминирующий, ведущий себя по-лидерски	1	2	3	4	5
22.	бестактный в общении	1	2	3	4	5
23.	с трудом приступающий к работе	1	2	3	4	5
24.	гармоничный и довольный жизнью	1	2	3	4	5
25.	избегающий интеллектуальных и философских разговоров	1	2	3	4	5
26.	пассивный, вялый	1	2	3	4	5
27.	в целом доверяющий другим людям	1	2	3	4	5
28.	нарушающий обязательства	1	2	3	4	5
29.	эмоционально стабильный, которого нелегко вывести из себя	1	2	3	4	5
30.	мыслящий шаблонно, стереотипно	1	2	3	4	5
31.	порой застенчивый, погруженный в себя	1	2	3	4	5
32.	отзывчивый и бескорыстный	1	2	3	4	5
33.	прилежный и аккуратный	1	2	3	4	5
34.	часто волнующийся, обо всем переживающий	1	2	3	4	5
35.	ценящий искусство и красоту	1	2	3	4	5
36.	считающий, что ему трудно влиять на людей	1	2	3	4	5
37.	порой бывающий грубым с окружающими	1	2	3	4	5
38.	продуктивный, выполняющий задуманное	1	2	3	4	5
39.	часто грустящий	1	2	3	4	5
40.	сложный, глубоко мыслящий	1	2	3	4	5
41.	полный энергии	1	2	3	4	5
42.	подозрительный к намерениям других людей	1	2	3	4	5
43.	надежный, на меня всегда можно рассчитывать	1	2	3	4	5
44.	державший эмоции под контролем	1	2	3	4	5
45.	неизобретательный	1	2	3	4	5
46.	разговорчивый	1	2	3	4	5
47.	помогающий, только если мне это выгодно	1	2	3	4	5
48.	оставляющий за собой беспорядок, не любящий убираться	1	2	3	4	5

49. редко тревожащийся или боящийся	1	2	3	4	5
50. считающий, что театр и поэзия – это скучно	1	2	3	4	5
51. предпочитающий, чтобы решения принимали другие	1	2	3	4	5
52. вежливый, учтивый в общении с другими	1	2	3	4	5
53. настойчивый, доводящий дело до конца	1	2	3	4	5
54. склонный к печали, депрессии	1	2	3	4	5
55. мало интересующийся абстрактными идеями	1	2	3	4	5
56. излучающий энтузиазм, заражающий им окружающих	1	2	3	4	5
57. склонный видеть в других людях только хорошее	1	2	3	4	5
58. часто ведущий себя безответственно	1	2	3	4	5
59. эмоциональный, неуравновешенный	1	2	3	4	5
60. генерирующий новые идеи, оригинально мыслящий	1	2	3	4	5
61. бывающий легкомысленным	1	2	3	4	5

### Ключ

Черты:

*Экстраверсия* (E): 1, 6, 11R, 16R, 21, 26R, 31R, 36R, 41, 46, 51R, 56

*Доброжелательность (Склонность к согласию)* (A): 2, 7, 12R, 17R, 22R, 27, 32, 37R, 42R, 47R, 52, 57

*Добросовестность (Контроль импульсивности)* (C): 3R, 8R, 13, 18, 23R, 28R (61R)<sup>1</sup>, 33, 38, 43, 48R, 53, 58R

*Негативная эмоциональность (Нейротизм)* (N): 4R, 9R, 14, 19, 24R, 29R, 34, 39, 44R, 49R, 54, 59

*Открытость опыту* (O): 5R, 10, 15, 20, 25R, 30R, 35, 40, 45R, 50R, 55R, 60

Аспекты черт:

*Общительность* (E1): 1, 16R, 31R, 46

*Настойчивость (Ассертивность)* (E2): 6, 21, 36R, 51R

*Энергичность* (E3): 11R, 26R, 41, 56

*Сочувствие* (A1): 2, 17R, 32, 47R

*Уважительность* (A2): 7, 22R, 37R, 52

*Доверие* (A3): 12R, 27, 42R, 57

*Организованность* (C1): 3R, 18, 33, 48R

*Продуктивность* (C2): 8R, 23R, 38, 53

<sup>1</sup> Сначала мы рекомендуем оценить факторную структуру и внутреннюю согласованность шкалы Добросовестность, используя пункт 61, а не пункт 28. В случае если пункт 61 плохо соотносится с субшкалой Ответственность, рекомендуется вместо него использовать пункт 28.

*Ответственность* (С3): 13, 28R (61R), 43, 58R

*Тревожность* (N1): 4R, 19, 34, 49R

*Депрессивность* (N2): 9R, 24R, 39, 54

*Эмоциональная изменчивость (Эмоциональная волатильность)* (N3): 14, 29R, 44R, 59

*Эстетичность* (O1): 5R, 20, 35, 50R

*Любознательность* (O2): 10, 25R, 40, 55R

*Творческое воображение (Личностная креативность)* (O3): 15, 30R, 45R, 60

Цифры в строке означают порядковый номер пункта. R – реверсивный пункт. Перекодировка обязательна при расчете внутренней согласованности (1 = 5) (2 = 4) (4 = 2) (5 = 1).

**Калугин Алексей Юрьевич** — заведующий кафедрой, кафедра практической психологии, Пермский государственный гуманитарно-педагогический университет, кандидат психологических наук, доцент.

Сфера научных интересов: психология личности, психология индивидуальности, анализ данных.

Контакты: kaluginau@yandex.ru

**Щебетенко Сергей Александрович** — профессор, департамент психологии, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики»; профессор, кафедра психологии развития, Пермский государственный национальный исследовательский университет, доктор психологических наук.

Сфера научных интересов: психология личности и индивидуальных различий, социальная психология, методология исследований.

Контакты: sshchebetenko@hse.ru

**Мишкевич Арина Михайловна** — старший преподаватель, кафедра психологии развития, Пермский государственный национальный исследовательский университет, кандидат психологических наук.

Сфера научных интересов: психология личности, социальные установки.

Контакты: ArinaMishkevich@ya.ru

**Сото Кристофер Дж.** — доцент, факультет психологии, колледж Колби (США), PhD (Калифорнийский университет в Беркли).

Сфера научных интересов: структура личности, онтогенетическое развитие личности, связи черт личности с жизненными проявлениями, психологические измерения.

Контакты: christopher.soto@colby.edu

**Джон Оливер П.** — профессор, факультет психологии, Калифорнийский университет в Беркли (США), PhD (Орегонский университет).

Сфера научных интересов: Я-концепция, точность и ошибки самовосприятия, развитие личности и ее оценка в течение жизни, переживание и выражение эмоций, межкультурные различия.

Контакты: o\_johnx5@berkeley.edu

## Psychometric Properties of the Russian Version of the Big Five Inventory-2

A.Yu. Kalugin<sup>a</sup>, S.A. Shehebetenko<sup>b,c</sup>, A.M. Mishkevich<sup>c</sup>, C.J. Soto<sup>d</sup>, O.P. John<sup>e</sup>

<sup>a</sup> Perm State Humanitarian Pedagogical University, 24 Sibirskaya Str., Perm, 614990, Russian Federation

<sup>b</sup> HSE University, 20 Myasnitskaya Str., Moscow, 101000, Russian Federation

<sup>c</sup> Perm State University, 15 Bukireva Str., Perm, 614990, Russian Federation

<sup>d</sup> Colby College, 04901, USA, 4000 Mayflower Hill, Waterville, ME

<sup>e</sup> University of California, Berkeley, 94720, USA, 2227 Piedmont Avenue, Berkeley, CA

### Abstract

The present article aims to assess psychometric characteristics of a Russian version of the Big Five Inventory-2 (BFI-2). This questionnaire measures five basic personality domains, as well as three facets per domain. We collected data from an Internet sample comprised of 1,787 people (31.9% of men) aged from 14 to 54 years ( $M = 26.31$ ;  $SD = 7.76$ ). The study covered over ten regions of the Russian Federation. The factorial structure of the BFI-2 was examined using the principal component analysis, confirmatory factor analysis and random intercept exploratory factor analysis. The five-factor structure of the BFI-2 was confirmed both at the domain and facet levels. Strict measurement invariance was obtained across sex, which makes it possible to compare raw scores of the questionnaire when assessing sex differences. Sex differences obtained in this study were consistent with those published in the extant literature. Across the BFI-2 subscales, internal consistency measured by the Cronbach's alpha and McDonald's omega ranged from satisfactory to excellent. The Ferguson's delta (adapted by M. Hankins) was high which shows that the Russian BFI-2 can distinguish individuals with various manifestations of a domain or facet. To summarize, the Russian version of the BFI-2 represents a reliable and valid tool for measuring the basic traits of personality.

**Keywords:** The Big Five; personality; Big Five Inventory-2; psychometrics, validity, reliability.

### References

- Aichholzer, J. (2014). Random intercept EFA of personality scales. *Journal of Research in Personality*, 53, 1–4. doi:10.1016/j.jrp.2014.07.001
- Allik, J., Realo, A., Muttus, R., Pullmann, H., Trifonova, A., McCrae, R. R., & 56 Members of the Russian Character and Personality Survey. (2009). Personality traits of Russians from the observer's perspective. *European Journal of Personality*, 23, 567–588. doi:10.1002/per.721
- Allport, G. W., & Odbert, H. S. (1936). Trait-names: A psycho-lexical study. In J. Peterson (Ed.), *Psychological Monographs* (pp. 1–171). Princeton, NJ: Psychological Review Publications.
- Asparouhov, T., & Muthen, B. O. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 16, 397–438. doi:10.1080/10705510903008204

- Baranovskaya, M. S. (2005). Pyatifaktornaya model' lichnosti P. Kosta i R. MakKreya i ee vzaimosvyaz' s faktornymi teoriyami lichnosti G. Aizenka i R. Kettella [Five Factor model of personality by P. Costa and R. McCrae and its relations with the factor theories of personality by H. Eysenck and R. Cattell]. *Psikhologicheskii Zhurnal*, 26(4), 52–57. (in Russian)
- Bleidorn, W., Kandler, C., Riemann, R., Spinath, F. M., & Angleitner, A. (2009). Patterns and sources of adult personality development: growth curve analyses of the NEO PI-R scales in a longitudinal twin study. *Journal of Personality and Social Psychology*, 97, 142–155. doi:10.1037/a0015434
- Burlachuk, L. F., & Koroljov, D. K. (2000). Adaptation of the big five locator scale. *Voprosy Psikhologii*, 1, 126–134. (in Russian)
- Burtăverde, V., de Raad, B., & Zanfirescu, A.-Ş. (2018). An emic-etic approach to personality assessment in predicting social adaptation, risky social behaviors, status striving and social affirmation. *Journal of Research in Personality*, 76, 113–123. doi:10.1016/j.jrp.2018.08.003
- Cattell, R. B. (1943). The description of personality: basic traits resolved into clusters. *The Journal of Abnormal and Social Psychology*, 38, 476–506. doi:10.1037/h0054116
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14, 464–504. doi:10.1080/10705510701301834
- Costa, P., Jr., Terracciano, A., & McCrae, R. R. (2001). Gender differences in personality traits across cultures: Robust and surprising findings. *Journal of Personality and Social Psychology*, 81, 322–331. doi:10.1037/0022-3514.81.2.322
- Cramer, D. (2007). *Matematicheskaya obrabotka dannykh v sotsial'nykh naukakh: sovremennye metody* [Mathematical data processing in social sciences: modern methods]. Moscow: Akademiya. (in Russian; trans. of: Cramer, D. (2007). *Advanced quantitative data analys*. Maidenhead, UK/Philadelphia, PA: Open University Press.)
- DeVellis, R. F. (2017). *Scale development: Theory and applications* (4th ed.). Los Angeles, CA: SAGE Publishing.
- Egorova, M. S., & Parshikova, O. V. (2016). Validation of the Short Portrait Big Five Questionnaire (BF-10). *Psikhologicheskie Issledovaniya*, 9(45), 9. Retrieved from <http://psystudy.ru> (in Russian)
- Ferguson, G. A. (1949). On the theory of test discrimination. *Psychometrika*, 14, 61–68. doi:10.1007/BF02290141
- Fiske, D. W. (1949). Consistency of the factorial structures of personality ratings from different sources. *The Journal of Abnormal and Social Psychology*, 44, 329–344.
- Furr, R. M., & Bacharach, V. R. (2010). *Psikhometrika: Vvedenie* [Psychometrics: An introduction]. Chelyabinsk: Izdatel'skii tsentr YuUrGU. (in Russian; Furr, R. M., & Bacharach, V. R. (2007). *Psychometrics: An introduction*. Sage Publications.)
- Galton, F. (1884). Measurement of character. *Fortnightly Review*, 36, 179–185.
- George, D., & Mallery, P. (2016). *IBM SPSS Statistics 23 step by step: A simple guide and reference*. New York, NY: Routledge.
- Goldberg, L. R. (1981). Language and individual differences: The search for universals in personality lexicons. *Review of Personality and Social Psychology*, 2(1), 141–165.
- Goldberg, L. R., Johnson, J. A., Eber, H. W., Hogan, R., Ashton, M. C., Cloninger, C. R., & Gough, H. G. (2006). The international personality item pool and the future of public-domain personality measures. *Journal of Research in Personality*, 40(1), 84–96.
- Goldberg, L. R., & Shmelev, A. G. (1993). Mezhekul'turnoe issledovanie leksiki lichnostnykh chert: "Bol'shaya pyaterka" faktorov v angliiskom i ruskom yazykakh [Intercultural study of the names



- of personality traits: Big Five Factors in English and Russian]. *Psikhologicheskii Zhurnal*, 14(4), 32–39. (in Russian)
- Hankins, M. (2007). Questionnaire discrimination: (re)-introducing coefficient  $\delta$ . *BMC Medical Research Methodology*, 7(1), 19. doi:10.1186/1471-2288-7-19
- John, O., Donahue, E. M., & Kentle, R. L. (1991). *The Big Five Inventory – Versions 4a and 54*. Berkeley, CA: Institute of Personality and Social Research, University of California, Berkeley.
- John, O. P., Naumann, L. P., & Soto, C. J. (2008). Paradigm shift to the integrative big five trait taxonomy. In O. P. John, R. W. Robins, & L. A. Pervin (Eds.), *Handbook of personality: Theory and research* (pp. 114–158). New York, NY: Guilford Press.
- John, O. P., & Srivastava, S. (1999). The Big Five trait taxonomy: History, measurement, and theoretical perspectives. In L. A. Pervin & O. P. John (Eds.), *Handbook of personality: Theory and research* (pp. 102–138). New York, NY: Guilford Press.
- Khromov, A. B. (2000). *Pyatifaktornyi oprosnik lichnosti* [A Five Factor personality test]. Kurgan: Kurgan State University. (in Russian)
- Khromov, A. B. (2010). *Pyatifaktornyi lichnostnyi oprosnik: test 5FPQ* [A Five Factor Personality Questionnaire: Test 5FPQ]. Kurgan: Kurgan State University. (in Russian)
- Kline, P. (1994). *Spravochnoe rukovodstvo po konstruirovaniyu testov* [A guideline in test construction]. Kiev: PAN Ltd. (in Russian)
- Knyazev, G. G., Mitrofanova, L. G., & Bocharov, V. A. (2010). Validization of Russian version of Goldberg's "Big-Five Factor Markers" Inventory. *Psikhologicheskii Zhurnal*, 31(5), 100–110. (in Russian)
- Kornilova, T. V., & Chumakova, M. A. (2016). Development of the Russian version of the Brief Big Five Questionnaire (TIPI). *Psikhologicheskie Issledovaniya*, 9(46), 5. Retrieved from <http://psystudy.ru> (in Russian)
- Martin, T. A., Costa, P. T., Oryol, V. E., Rukavishnikov, A. A., & Senin, I. G. (2002). Applications of the Russian NEO-PI-R. In R. R. McCrae & J. Allik (Eds.), *The Five-Factor Model of personality across cultures* (pp. 261–277). Boston, MA: Springer.
- McCrae, R. R., & Costa, P. T. (1987). Validation of the five-factor model of personality across instruments and observers. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52, 81–90. doi:10.1037/0022-3514.52.1.81
- McDonald, R. P. (2013). *Test theory: A unified treatment*. Sussex, UK: Psychology Press.
- McNeish, D. (2018). Thanks coefficient alpha, we'll take it from here. *Psychological Methods*, 23, 412–433. doi:10.1037/met0000144
- Mishkevich, A. M., & Shchebetenko, S. A. (2017). Psikhometrika russkoyazychnoi versii Big Five Inventory: novye svidetel'stva [Psychometric qualities of the Russian version of Big Five Inventory: a new evidence]. In A. L. Zhuravlev & V. A. Kol'tsova (Eds.), *Fundamental'nye i prikladnye issledovaniya sovremennoi psikhologii: rezul'taty i perspektivy razvitiya* [Fundamental and applied research in contemporary psychology: results and perspectives of development] (pp. 771–776). Moscow: Institute of Psychology of the RAS. (in Russian)
- Mishkevich, A. M., & Shchebetenko, S. A. (2018). Sex differences in the Big Five of personality: Looking through the attitudes toward traits. *Psychology. Journal of Higher School of Economics*, 15(3), 562–572. (in Russian)
- Muchinsky, P. M. (1996). The correction for attenuation. *Educational and Psychological Measurement*, 56, 63–75. doi:10.1177/0013164496056001004

- Norman, W. T. (1963). Toward an adequate taxonomy of personality attributes: Replicated factor structure in peer nomination personality ratings. *The Journal of Abnormal and Social Psychology*, 66, 574–583. doi:10.1037/h0040291
- Orel, V. E., & Senin, I. G. (2004). *Lichnostnyi oprosnik NEO PI-R. Rukovodstvo po primeneniyyu* [Personality Questionnaire NEO PI-R. A Guideline]. Yaroslavl': NPTs "Psikhodiagnostika". (in Russian)
- Orel, V. E., & Senin, I. G. (2008). *Lichnostnye oprosniki NEO-PI-R i NEO-FFI. Rukovodstvo po primeneniyyu* [Personality Questionnaires NEO-PI-R and NEO-FFI. A Guideline]. Yaroslavl': NPTs "Psikhodiagnostika". (in Russian)
- Osin, E. N., Rasskazova, E. I., Neyaskina, Yu. Yu., Dorfman, L. Ya., & Aleksandrova, L. A. (2015). Operatsionalizatsiya pyatifaktornoi modeli lichnostnykh chert na rossiiskoi vyborke [Operationalization of a 5-factor model of personality traits in a Russian sample]. *Psikhologicheskaya Diagnostika*, 3, 80–104. (in Russian)
- Revelle, W., & Zinbarg, R. E. (2009). Coefficients alpha, beta, omega, and the glb: Comments on Sijtsma. *Psychometrika*, 74, 145–154. doi:10.1007/s11336-008-9102-z
- Schmitt, D. P., Realo, A., Voracek, M., & Allik, J. (2008). Why can't a man be more like a woman? Sex differences in Big Five personality traits across 55 cultures. *Journal of Personality and Social Psychology*, 94, 168–182. doi:10.1037/0022-3514.94.1.168
- Sergeeva, A. S., Kirillov, B. A., & Dzhumagulova, A. F. (2016). Translation and adaptation of short five factor personality questionnaire (TIPI-RU): convergent validity, internal consistency and test-retest reliability evaluation. *Eksperimental'naya Psikhologiya [Experimental Psychology (Russia)]*, 9(3), 138–154. doi:10.17759/exppsy.2016090311 (in Russian)
- Shchebetenko, S. A. (2014). "The best man in the world": Attitudes toward personality traits. *Psychology Journal of the Higher School of Economics*, 11(3), 129–148.
- Shchebetenko, S. (2017). Reflexive characteristic adaptations explain sex differences in the Big Five: But not in neuroticism. *Personality and Individual Differences*, 111, 153–156. doi:10.1016/j.paid.2017.02.013
- Shchebetenko, S. A., & Vainshtein, S. V. (2014). Bol'shaya Pyaterka chert lichnosti: eksplitsitno-implitsitnyi podkhod [Big Five of personality traits: An explicit-implicit approach]. *Psikhologiya i Psikhotehnika*, 1, 69–82. (in Russian)
- Shchebetenko, S., Kalugin, A. Y., Mishkevich, A. M., Soto, C. J., & John, O. P. (2020). Measurement invariance and sex and age differences of the Big Five Inventory-2: Evidence from the Russian version. *Assessment*, 27, 472–486. doi:10.1177/1073191119860901
- Shmelev, A. G. (2013). *Prakticheskaya testologiya. Testirovanie v obrazovanii, prikladnoi psikhologii i upravlenii personalom* [Practical Testology. Testing in Education, applied psychology and human resources management]. Moscow: IPTs "Maska". (in Russian)
- Shmelyov, A. G., & Pokhilko, V. I. (1993). A taxonomy oriented study of Russian personality trait names. *European Journal of Personality*, 7, 1–17. doi:10.1002/per.2410070102
- Soto, C. J., & John, O. P. (2009). Ten facet scales for the Big Five Inventory: Convergence with NEO PI-R facets, self-peer agreement, and discriminant validity. *Journal of Research in Personality*, 43, 84–90. doi:10.1016/j.jrp.2008.10.002
- Soto, C. J., & John, O. P. (2017). The next Big Five Inventory (BFI-2): Developing and assessing a hierarchical model with 15 facets to enhance bandwidth, fidelity, and predictive power. *Journal of Personality and Social Psychology*, 113, 117–143. doi:10.1037/pspp0000096

- Srivastava, S., John, O. P., Gosling, S. D., & Potter, J. (2003). Development of personality in early and middle adulthood: Set like plaster or persistent change? *Journal of Personality and Social Psychology*, 84, 1041–1053. doi:10.1037/0022-3514.84.5.1041
- Sugonyaev, K., Grigoriev, A., & Lynn, R. (2019). Regional differences in intelligence and personality in the Russian Federation and their social and demographic correlates. *Mankind Quarterly*, 60(2), 256–271.
- Tupes, E. C., & Christal, R. E. (1992). Recurrent personality factors based on trait ratings. *Journal of Personality*, 60, 225–251. doi:10.1111/j.1467-6494.1992.tb00973.x

**Alexey Yu. Kalugin** — Head of the Department, Department of Practical Psychology, Perm State Humanitarian Pedagogical University, PhD.  
Research Area: personality psychology, psychology of individuality, data analysis.  
E-mail: kaluginau@yandex.ru

**Sergei A. Shchebetenko** — Professor, School of Psychology, HSE University; Professor, Department of Developmental Psychology, Perm State University, D.Sc.  
Research Area: personality and individual differences, social psychology, methodology.  
E-mail: sshchebetenko@hse.ru

**Arina M. Mishkevich** — Senior Lecturer, Department of Developmental Psychology, Perm State University, PhD (HSE University).  
Research Area: personality psychology, social attitudes.  
E-mail: ArinaMishkevich@ya.ru

**Christopher J. Soto** — Associate Professor, Department of Psychology, Colby College (USA), PhD (University of California, Berkeley).  
Research Area: personality structure, lifespan personality development, relations between personality traits and life outcomes, psychological measurement.  
E-mail: christopher.soto@colby.edu

**Oliver P. John** — Professor in the Department of Psychology, University of California, Berkeley (USA), PhD (University of Oregon).  
Research Area: self-concept, self-perception accuracy and biases, personality development and assessment across the lifespan, emotion experience and expression, cultural differences.  
E-mail: o\_johnx5@berkeley.edu