

Е.Н. Осин, Е.И. Рассказова,
Ю.Ю. Неяскина, Л.Я. Дорфман,
Л.А. Александрова¹

ОПЕРАЦИОНАЛИЗАЦИЯ ПЯТИФАКТОРНОЙ МОДЕЛИ ЛИЧНОСТНЫХ ЧЕРТ НА РОССИЙСКОЙ ВЫБОРКЕ²

Аннотация. В статье описываются основные шаги и результаты русскоязычной операционализации пятифакторной модели личностных черт на основе опросника BFQ-2 [Caprara, Barbaranelli, Borgogni, Vecchione, 2007]. Набор пунктов, переведённых с итальянского языка, был модифицирован и дополнен до 170 утверждений. Использована выборка жителей 6 регионов России (N=589). По итогам анализа отобран русскоязычный набор из 136 утверждений, сгруппированных в 5 шкал «Большой пятёрки» и шкалу лжи. Получены высокие показатели надёжности (альфа-коэффициенты Кронбаха в диапазоне от 0,86 до 0,91 для пяти шкал и 0,81 для шкалы лжи). Теоретически ожидаемая факторная структура успешно воспроизводится с помощью эксплораторного и конфирматорного факторного анализа. Обсуждаются гендерные, возрастные и региональные различия в показателях шкал.

¹ **Осин Евгений Николаевич**, кандидат психологических наук, доцент департамента психологии, ведущий научный сотрудник Международной лаборатории позитивной психологии личности и мотивации Национального исследовательского университета "Высшая школа экономики".

Рассказова Елена Игоревна, кандидат психологических наук, доцент кафедры нейро- и патопсихологии факультета психологии Московского государственного университета им. М.В. Ломоносова, старший научный сотрудник Международной лаборатории позитивной психологии личности и мотивации Национального исследовательского университета "Высшая школа экономики".

Александрова Лада Анатольевна, кандидат психологических наук, старший научный сотрудник Международной лаборатории позитивной психологии личности и мотивации Национального исследовательского университета "Высшая школа экономики".

Неяскина Юлия Юрьевна, кандидат психологических наук, доцент кафедры теоретической и прикладной психологии, декан психолого-педагогического факультета Камчатского государственного университета им. Витуса Беринга.

Дорфман Леонид Яковлевич, доктор психологических наук, профессор, заведующий кафедрой психологии и педагогики Пермского государственного гуманитарно-педагогического университета.

E-mail: evgeny.n.osin@yandex.ru

² Работа выполнена при поддержке РФФИ, проект №12-06-00403 «Влияние социокультурных факторов на индивидуально-психологические характеристики».

Ключевые слова: пятифакторная модель, «Большая пятёрка» личностных черт, психологическая диагностика.

Пятифакторная модель личностных черт и её измерение Краткая характеристика пятифакторной модели

Проблема классификации личностных черт беспокоила психологов с момента появления теории черт в начале 1930-х гг. Её автор, Гордон Олпорт, выдвинул гипотезу о том, что в естественных языках существуют слова для обозначения наиболее важных личностных характеристик. Составленный Г. Олпортом и Г. Одбертом (Allport & Odbert, 1936) список англоязычных терминов, описывающих особенности поведения людей, включал почти 18 000 слов, классификация которых, по мнению авторов, представляет собой «работу на целую жизнь» (ibid., цит. по: John & Srivastava, 1999, p.103).

Первую попытку составить исчерпывающую таксономию черт предпринял Р. Кэттелл (Cattell, 1943), который подверг словарь из 4500 терминов, обозначающих устойчивые личностные черты, процедурам семантической и эмпирической классификации, сведя этот список к 35 характеристикам. На основе этого списка им была получена 12-факторная модель, которая впоследствии легла в основу известного 16-факторного опросника, опубликованного в 1949 г. Следует отметить, что данные ряда исследователей ставили под сомнение воспроизводимость полученных Р. Кэттеллом факторов с помощью других методов, и попытки повторного анализа полученных им корреляционных матриц другими авторами (Tupes & Christal, 1961/1992) приводили к иным моделям, что позволило ряду авторов говорить об ошибках Кэттелла, связанных с несовершенством методологии (см.: John & Srivastava, 1998).

Первым пятифакторную модель получил Д. Фиске (Fiske, 1949), работавший с 22 личностными характеристиками из списка Кэттелла и показавший, что оценки этих личностных характеристик из 3 источников (самооценка, оценка знакомыми и профессиональными психологами) имеют сходную факторную структуру. Позже Тьюпс и Кристэл проанализировали корреляционные матрицы из 8 различных исследований, включавших данные как самооценки, так и экспертной оценки личностных черт, и пришли к выводу о существовании пяти мощных и устойчиво воспроизводимых факторов (Tupes & Christal, 1961/1992). В 1960-70 гг. эти результаты были вос-

произведены рядом исследователей, работавших со списком из 35 характеристик Кэттелла. Несколько позже «Большая пятёрка» была воспроизведена Л. Голдбергом (1990) с использованием англоязычного тезауруса из 1710 прилагательных, обозначающих личностные черты, на материале как самоотчёта так и оценок других людей. Это позволило рассматривать пятифакторную модель (так называемую «Большую пятёрку») как новую универсальную модель личности (Digman, 1990).

Данные многочисленных исследований проведённых в начале 1990-х, свидетельствуют и о культурной универсальности «Большой пятёрки». Эти результаты получены как с использованием кросс-культурных адаптаций англоязычной методики (McCrae & Allik, 2002), так и путём построения уникального тезауруса на материале конкретных языков, включая языки, не входящие в германскую группу и индоевропейскую семью, такие как иврит, венгерский, китайский (John & Srivastava, 1999). Хотя латентная структура черт личности в рамках словаря конкретного языка не всегда полностью совпадает с «Большой пятёркой», культурная специфика, как правило, связана с наличием дополнительных культурно-специфических факторов или с культурными особенностями в поведенческих индикаторах (содержании) отдельных факторов, причём чаще всего культурно-специфическим содержанием наделяется фактор открытости (ibid.). Хотя пятифакторная структура содержательно воспроизводится в разных культурах, существующие инструменты пока не удовлетворяют требованиям к эквивалентности, необходимым для сравнения культур по уровню выраженности тех или иных личностных характеристик (Poortinga, van de Vijver, Hemert, 2002).

В середине 1990-х годов пятифакторная модель личностных черт стала своего рода «золотым стандартом» в психологии личности, опередив по количеству публикаций модели Р. Кэттелла и Г. Айзенка (John, Naumann, Soto, 2008). По мнению одного из создателей «Большой пятёрки» Л. Голдберга, эта модель операционализирует самые основные (и, содержательно, самые поверхностные) измерения, по которым мы структурируем первую информацию о людях (McCrae, 2000). Хотя этих измерений недостаточно для содержательного описания уникальной личности, их достоинством является универсальность. Как выразил это Д. МакАдамс, «Большая Пятёрка представляет собой всестороннюю психологию незнакомца».

Пять факторов описывают те наиболее общие и всеохватывающие характеристики, которые мы стремимся приписать человеку, *когда больше совершенно ничего о нём не знаем*» (*ibid.*, p. 425).

В наиболее распространённом варианте (Costa & McCrae, 2005) пятифакторная модель включает факторы экстраверсии (Extraversion), нейротизма (Neuroticism), открытости новому опыту (Openness), добросовестности (Conscientiousness) и дружелюбия (Agreeableness). В рамках методик, предназначенных для практического использования, в первую очередь, в бизнес-среде, названия факторов могут меняться (в первую очередь, с целью более высокой доступности для понимания сути результатов неспециалистами). Так, фактор нейротизма нередко инвертируют и обозначают через обратный полюс как фактор эмоциональной стабильности, чтобы избежать нежелательных негативных ассоциаций, а фактор экстраверсии может обозначаться как «энергия». Содержательная характеристика факторов (на основе John, Naumann, Soto, 2008; McCrae, 2000).

Важной проблемой при психологической диагностике черт «Большой пятёрки» может быть социальная желательность, поскольку пять личностных черт подвержены ей в разной мере. Наиболее подверженными социальной желательности являются шкалы дружелюбия, добросовестности и эмоциональной стабильности (см. обзор в: Осин, 2011), причём размер эффекта для различий между средними по выборкам кандидатов на должность и сотрудников на аналогичной должности может превышать 1 стандартное отклонение (в пользу кандидатов).

Русскоязычные методики для измерения «Большой пятёрки»

Первый тезаурус из 2090 русскоязычных терминов, обозначающих личностные черты, был составлен А.Г. Шмелёвым и В.И. Похилько в 1993 году (Shmelyov & Pokhilko, 1993). Полученная ими латентная структура из 15 факторов оказалась схожей с данными Л. Голдберга (Goldberg, 1990): Четыре из первых 6 факторов (обозначенные как альтруизм, интеллект, энергия-весёлость, добросовестность) соответствовали факторам «Большой пятёрки» однозначно, а фактору эмоциональной стабильности соответствовали два, обозначенные как жёсткость и эмоциональная стабильность. Как минимум половина из остальных 9 выделенных факторов (прагматизм, чест-

ность, консерватизм, демонстративность/амбициозность, деловая ориентация, социальная адаптация, тщеславие, деликатность, уникальность) также представляют собой отдельные аспекты (facets) факторов «Большой пятёрки», и можно предположить, что при меньшей размерности факторной модели соответствие оказалось бы ещё более хорошим.

Несмотря на давнюю историю этих исследований, общедоступные русскоязычные средства для измерения черт «Большой пятёрки» начали появляться сравнительно недавно. Одной из первых опубликованных адаптаций стала работа А.Б. Хромова (2000), опиравшаяся на японскую (Tsuji, 1998) версию пятифакторной модели. Последняя, однако, была разработана не путём адаптации англоязычной версии, а путём анализа японоязычных дескрипторов личности, и потому некоторые из её факторов обладают существенной культурной спецификой («Игривость-практичность», «Контролирование-естественность» и др.). Методика содержит 75 биполярных утверждений, оцениваемых по 5-балльной шкале, и демонстрирует предсказуемую факторную структуру и слабые корреляции со шкалами опросников 16PF и MMPI. К сожалению, данные о надёжности русскоязычных шкал в описании не представлены, что позволяет предполагать, что невысокая выраженность полученных связей может объясняться ошибкой измерения, связанной с небольшим количеством пунктов.

Другой русскоязычный вариант пятифакторной модели из 100 пунктов, не получивший большого распространения, был разработан А.Г. Виноградовым на основе открытой англоязычной версии Л. Голдберга (Goldberg, 1992) из International Personality Item Pool. Пункты оцениваются по 5-балльной шкале. Полученные им шкалы обладают достаточно высокой надёжностью (альфа Кронбаха выше 0,75), а структура опросника является теоретически предсказуемой на уровне парселов. Недавно опубликован другой, независимый вариант адаптации опросника Л. Голдберга (Князев, Митрофанова, Бочаров, 2010), также с высокой надёжностью шкал ($\alpha > 0,85$).

В России появились и коммерческие русскоязычные версии наиболее популярного в мире опросника NEO-PI-R и его краткой версии NEO-FFI (Орел, Сенин, 2008), включающих 240 и 60 пунктов, соответственно, оцениваемых по 5-балльной шкале. В полной версии методики каждая из 5 шкал содержит 6 субшкал, соответствующих

оригинальной методике (Costa, McCrae, 1992). Шкалы методики обладают достаточно высокой надежностью (альфа Кронбаха выше 0,85). Достоинством этой методики является хорошая сопоставимость с англоязычными вариантами «Большой пятёрки».

Работа над методиками психологической диагностики факторов «Большой пятёрки» ведётся также под руководством А.Г. Шмелёва в лаборатории «Гуманитарные технологии». Им создан как традиционный вариант методики «B5sPlus», включающий 100 утверждений (с учётом шкалы социальной желательности), оцениваемых по 3-балльной шкале, так и ипсативный вариант «Большой пятёрки» из 50 парных утверждений, разработанный О.Н. Ивановой и А.Г. Шмелёвым (Иванова, Шмелев, 2010). Достоинствами этих методик является то, что они разработаны на основе русскоязычного тезауруса личностных черт А.Г. Шмелева и В.И. Похилько, что одновременно несколько ограничивает их сопоставимость с англоязычными версиями «Большой пятёрки».

Таким образом, на русском языке представлено несколько вариантов методик для измерения «Большой пятёрки» личностных черт, обладающих рядом достоинств и недостатков. В настоящей статье представлены результаты русскоязычной операционализации «Большой пятёрки» на основе другого западного опросника, BFQ-2 (Big Five Questionnaire). Задачей являлась разработка достаточно короткого и вместе с тем достаточно надёжного психодиагностического инструмента, включающего две шкалы лжи, эгоистической и моралистической, в соответствии с современными моделями социальной желательности (Осин, 2011).

Опросник BFQ

Первая версия BFQ была разработана Дж. В. Капрара и коллегами (Caprara, Barbaranelli, Borgogni, Perugini 1993). Отталкиваясь от существовавших на тот момент опросников NEO-PI и NPI, авторы ставили целью разработку более короткого и ясного по структуре опросника, максимально соответствующего теоретическим описаниям черт «Большой пятёрки» в литературе и включающего шкалу лжи. Для каждой из 5 черт они выделили два компонента и добавили шкалу лжи, получив тем самым опросник из 6 шкал (или 11 субшкал, с учётом компонентов пяти черт).

Таблица 1

Примеры пунктов русской версии опросника ВFQ -2

Энергичность (E)	<p>Динамизм (ED D): экспансивность, энтузиазм Я считаю себя активным и энергичным человеком. На работе я всегда полон идей и предложений относительно того, как действовать.</p>
	<p>Доминантность (ED O): асертивность, уверенность В ходе групповой работы я часто принимаю на себя роль лидера. Я – человек уверенный в себе.</p>
Дружелюбие (A)	<p>Эмпатия (AEM): забота о других, чувствительность к их нуждам Если человек сталкивается с проблемой, я, как правило, готов его выслушать. Я всегда умею пойти навстречу нуждам других.</p>
	<p>Вежливость (AAM): любезность, мягкость, доверие людям Как правило, я человек приветливый. Я стараюсь всегда быть открытым и отзывчивым.</p>
Добросовестность (C)	<p>Скрупулезность (CSC): упорядоченность, точность, надёжность Прежде чем сдать какую-либо работу, я много времени трачу на её проверку и доработку. В работе я скорее дотошный человек.</p>
	<p>Упорство (CPE): способность добиваться целей, выполнять обещания Я упорно продолжаю запланированную работу, пока не достигну намеченного результата. Если дело мне не удаётся, я продолжаю попытки до тех пор, пока у меня не получится.</p>
Эмоциональная стабильность (S)	<p>Контроль над эмоциями (SEM): способность совладать с тревогой и эмоциями Я часто замечаю, что нервничаю (-). Мое настроение подвержено частым колебаниям (-).</p>
	<p>Контроль импульсов (SIM): способность контролировать раздражение, недовольство и гнев Как правило, я не раздражаюсь, даже если есть веские причины. Временами мне очень трудно держать себя в руках (-).</p>
Открытость (O)	<p>Открытость культуре (OCU): широта интересов Я всегда стараюсь расширить сферу своих познаний. Меня никогда особенно не интересовали научные и/или философские вопросы (-).</p>
	<p>Открытость опыту (OEX): открытость новому, толерантность к другим ценностям, интерес к другим людям, традициям Я человек, постоянно ищущий нового опыта, новых ситуаций. Мне нравится посещать места, где можно встретить людей с различным опытом, разным образом жизни.</p>
Желательные ответы (L)	<p>Эгоистическая желательность (LEG): приукрашивание субъективных качеств Я всегда был абсолютно уверен во всех своих действиях. Мне всегда удавалось быстро решить любую возникающую проблему.</p>
	<p>Моралистическая желательность (LM O): приукрашивание моральных качеств Я никогда не говорил неправду. Я всегда соблюдал правила дорожного движения, и как пешеход, и как водитель.</p>

Разработанные субшкалы демонстрировали надёжность (альфа Кронбаха) от 0,60 до 0,86 и давали пятифакторную структуру. Надёжность составных шкал была более высокой: от 0,73 до 0,85. В следующей версии, VFQ-2 (Caprara, Barbaranelli, Borgogni, Vecchione, 2007), был усовершенствован набор утверждений (с целью повышения надёжности субшкал) и выделено два компонента шкалы лжи, в соответствии с современными моделями социальной желательности (Осин, 2011). В последние годы пункты опросника VFQ-2, измеряющие 5 личностных черт, группируются исследователями в 20 парселов с размерностью от 3 до 9 пунктов и надёжностью не ниже 0,6 (Vecchione, Alessandri, Barbaranelli, 2012a, 2012b). Описания компонентов опросника и примеры русскоязычных пунктов с высокими нагрузками даны в Таблице 1.

В недавнем исследовании (Vecchione, Alessandri, Barbaranelli, 2012a) была показана эквивалентность психометрической структуры бумажной и Интернет-версии опросника при наличии небольших (не более 0,23 стандартного отклонения) различий в средних для латентных факторов. Аналогичное исследование (Vecchione, Alessandri, Barbaranelli, 2012b), посвящённое проверке эквивалентности опросника на выборках кандидатов при приёме на работу и студентов-добровольцев показало, что при структурной эквивалентности опросника различия в средних баллах для латентных факторов между выборками кандидатов и добровольцев оказываются высокими (показатель d Коэна составил от 0,73 до 1,04), что может свидетельствовать об эффектах социальной желательности и говорит о необходимости контроля условий предъявления методики.

Методика исследования

Целью настоящего пилотажного исследования стала русскоязычная операционализация «Большой пятёрки» на основе опросника VFQ-2. Утверждения опросника были переведены на русский язык профессиональным лингвистом, после чего эксперты-психологи, владеющие обоими языками, редактировали перевод, а также вносили модификации в утверждения, не соответствующие российскому культурному контексту. Переведённый набор включал 134 утверждения (по 12 утверждений на каждую из субшкал личностных черт и по 7 – на каждую из субшкал социальной желательности). В дополнение, с опорой на теоретические определения черт, экспер-

тами были сформулированы по 3 дополнительных утверждения на каждую субшкалу. Итоговый набор составил 170 утверждений.

В выборку корреляционного исследования вошли 589 респондентов, в том числе 29,1% мужчин и 70,9% женщин в возрасте от 17 до 72 лет (медиана 28 лет, среднее 32,4 года, стандартное отклонение 13,1; значимых различий между средним возрастом и распределением возраста у мужчин и женщин не было). Сбор данных проводился в городах Пермь (28,9%), Петропавловск-Камчатский (28,4%), Москва (18,9%), Кемерово (17,0%), Томск (4,2%), Тверь (2,7%)¹ среди студентов ВУЗов и сотрудников различных организаций. Части (31,1%) респондентов (в г. Петропавловск-Камчатский и Тверь) методика предъявлялась в компьютерной версии (в системе Testmaker) с фиксацией времени реакции на отдельные пункты. Остальные респонденты заполняли бланковую версию методики.

Результаты и обсуждение

Психометрический анализ шкал

В силу как большого объёма опросника, так и сравнительно небольшого, по соотношению с количеством пунктов, объёма выборки, применение факторно-аналитических процедур к полному набору данных было затруднено. Было принято решение произвести отбор неработающих пунктов, с целью получения набора утверждений, функционально эквивалентного оригинальной версии опросника ВФQ-2. Для этого рассчитывались корреляции каждого пункта со всеми субшкалами. Если пункт входил в субшкалу, рассчитывалась корреляция за вычетом его собственной дисперсии (*corrected item-total correlation*). Корреляции рассчитывались с поправкой на надёжность субшкал.

После того, как 3 худших пункта из каждой шкалы были отсечены на основе совокупного учёта содержательных (текст утверждения) и статистических критериев (пункты, демонстрировавшие низкую корреляцию с общим показателем или более высокие корреляции с другими субшкалами, чем с собственной, исключались), был получен набор, в котором субшкалы личностных черт демонстрируют одномоментную надёжность (альфа Кронбаха) в диапазоне от 0,75 до 0,85, а шкалы – от 0,86 до 0,91, что можно считать достаточ-

¹ Авторы благодарят В.В. Сорочан, С.А. Богомаза и О.В. Сулимину за помощь в сборе данных.

но высоким показателем для применения опросника в индивидуальной психодиагностике. Эти данные соответствуют надёжности шкал итальянской версии (результаты анализа представлены в Табл. 2). Полученные результаты также позволяют разработать сокращённую по числу пунктов версию опросника (возможно, без выделения субшкал), обладающую достаточно высокой надёжностью для исследовательских целей.

Таблица 2

**Надёжность и описательная статистика
по шкалам опросника (N=580)**

Шкала	N пунктов	α Кронбаха		Описательные статистики			
		BFQ - 2	BFQ - 2R	M	SD	Асимм.	Эксцесс
Энергия	24	0,85	0,87	3,38	0,57	-0,05	0,20
Динамизм (Di)	12	0,78	0,82	3,59	0,63	-0,18	-0,13
Доминантность (Do)	12	0,82	0,80	3,18	0,64	-0,01	0,18
Дружелюбие	24	0,87	0,87	3,81	0,48	-0,60	1,17
Кооперативность (Cp)	12	0,79	0,80	3,82	0,53	-0,52	0,71
Сердечность (Co)	12	0,80	0,80	3,79	0,54	-0,79	1,45
Добросовестность	24	0,85	0,87	3,52	0,52	0,01	-0,04
Скрупулезность (Sc)	12	0,79	0,76	3,39	0,58	-0,13	0,21
Упорство (Pe)	12	0,81	0,85	3,65	0,61	-0,16	0,00
Стабильность	24	0,90	0,90	3,11	0,66	0,00	-0,19
Контроль эмоций (Ce)	12	0,85	0,84	3,08	0,71	0,02	-0,31
Контроль импульсов (Ci)	12	0,84	0,86	3,14	0,74	-0,08	-0,38
Открытость	24	0,88	0,86	3,58	0,53	-0,04	-0,22
Открытость культуре (Ac)	12	0,82	0,79	3,44	0,66	-0,06	-0,39
Открытость опыту (Ae)	12	0,83	0,82	3,73	0,58	-0,30	0,37
Ложь	14	0,79	0,80	2,94	0,60	0,01	0,06
Ложь эгоистическая (Le)	7	0,70	0,72	3,02	0,68	-0,01	-0,21
Ложь моралистическая (Lm)	7	0,76	0,73	2,87	0,72	-0,09	-0,06

Распределения (см. Табл. 2) по полученным шкалам и субшкалам на общей выборке (N=580) близки к нормальным: лишь по шкале

А и её субшкалам эти показатели достаточно велики и существенно превышают свои стандартные ошибки (0,10 и 0,20, соответственно). При анализе по подвыборкам этот эффект оказался характерным лишь для групп респондентов из Петропавловска и Перми, часть которых составляли студенты-психологи (для них дружелюбие является профессионально важным качеством). Полученный результат можно объяснить неоднородностью выборки. Шкалы и субшкалы методики не обнаруживают выраженных эффектов «пола» и «потолка».

Структура опросника

Для первичного анализа структуры опросника использовался эксплораторный факторный анализ (метод главных компонент, вращение Облимин) 12 субшкал. С опорой на график собственных значений было выделено 6 факторов (см. Табл. 3), которые объясняли 84,0% дисперсии исходных данных и слабо коррелировали между собой (максимальная корреляция по модулю составила 0,32). Показатели общности для полученных субшкал лежали в диапазоне от 0,78 до 0,94. Структура была близка к простой и в целом соответствовала теоретической модели, за исключением слабых вторичных нагрузок субшкал упорства, открытости опыту и эгоистической социальной желательности на фактор «энергия», а также субшкалы динамизма на фактор «дружелюбие». Подобный факт можно объяснить небольшим ($N=2$: см. напр. Tabachnik, Fidell 2007) количеством индикаторов факторов в сочетании с неодинаковой надёжностью измерения.

Таблица 3

Матрица факторных нагрузок и корреляций полученных факторов ($N=580$)

	Компонент (фактор)						Общность перем.
	Дружел.	Энергия	Стаб.	Открыт.	Доброс.	Ложь	
Динамизм (D1)	0,34	0,75	0,18	0,02	-0,05	-0,09	0,82
Доминантность (D2)	-0,12	0,89	-0,13	0,04	0,09	0,08	0,82
Кооперативность (Cp)	0,80	0,07	-0,02	0,08	0,20	-0,06	0,79
Сердечность (Co)	0,87	-0,05	0,05	-0,04	-0,02	0,14	0,83
Скрупулезность (Sc)	0,03	-0,10	0,00	0,08	0,90	0,07	0,88
Упорство (Pe)	0,12	0,42	0,15	-0,01	0,62	0,01	0,78

Контроль эмоций (Ce)	-0,10	0,09	0,96	0,00	0,02	-0,03	0,90
Контроль импульсов (Ci)	0,14	-0,24	0,80	0,06	0,04	0,12	0,84
Открытость культуре (Ac)	-0,07	-0,10	0,04	0,98	0,09	-0,06	0,94
Открытость опыту (Ae)	0,34	0,41	-0,04	0,52	-0,15	0,16	0,81
Эгоистическая ложь (Le)	-0,15	0,35	0,17	0,05	0,01	0,75	0,83
Моралистическая ложь (Lm)	0,21	-0,24	-0,02	-0,06	0,10	0,82	0,85
Дружелюбие	1	0,15	0,24	0,26	0,26	0,27	
Энергия		1	0,10	0,26	0,11	0,11	
Стабильность			1	0,18	0,29	0,30	
Открытость				1	0,22	0,09	
Добросовестность					1	0,23	
Ложь						1	

Примечание. Теоретически ожидаемые нагрузки выделены серым.

Поскольку модель на уровне сырых пунктов слишком велика для оценки с помощью конфирматорного факторного анализа, а в модели на уровне субшкал недостаточно индикаторов для хорошей идентификации латентных факторов, для проверки гипотезы о структуре связей субшкал опросника каждая субшкала моделировалась как латентный фактор, определяемый 3 измеряемыми переменными – парселями (пункты в рамках каждой субшкалы назначались на каждый из 3 парселов по порядку следования: 1, 2, 3, 1, и т.д.) (более подробнее о методе – см. Little et al., 2002). Конфирматорный факторный анализ выполнялся в пакете M plus 6 с использованием алгоритма оценки M L R, устойчивого к отклонениям от нормального распределения и дающего возможность точечного восстановления пропущенных данных по алгоритму full-information maximum likelihood (FIM L) (B Byrne, 2012).

Таблица 4

Показатели соответствия конфирматорных моделей.

	χ^2 (df)	RM SEA (90% CI)	CFI	TLI	SRM R
Модели с переменными, относящимися к шкале лжи					
Модель 1	1045,11 (528)	0,045 (0,041; 0,049)	0,934	0,922	0,051
Модель 2	1458,55 (567)	0,057 (0,053; 0,060)	0,887	0,874	0,079
Модель 3	1417,28 (543)	0,057 (0,054; 0,061)	0,889	0,871	0,077
Модели без переменных, относящихся к шкале лжи					
Модель 1*	737,53 (360)	0,046 (0,042; 0,051)	0,943	0,932	0,052
Модель 2*	978,86 (385)	0,056 (0,052; 0,061)	0,911	0,899	0,077
Модель 3*	932,76 (365)	0,056 (0,052; 0,061)	0,915	0,899	0,073

Примечание: χ^2 – статистика хи-квадрат, df – число степеней свободы, RM SEA – корень из среднего квадрата ошибки аппроксимации с 90% доверительным интервалом, CFI – сравнительный индекс соответствия, TLI – индекс Такера-Льюиса, SRM R – стандартизованный корень среднего остатка.

Вначале проверялась модель измерения для 36 парселов (модель 1), в которой каждая субшкала (включая субшкалы лжи) задавалась 3 наблюдаемыми переменными-парселями и субшкалы свободно коррелировали; корреляции ошибок измерения и двойные нагрузки в модель не вводились. Модель 1 показала хорошее соответствие исходным данным (показатели соответствия этой и других конфирматорных моделей представлены в Таблице 4; согласно принятым критериям (см. напр., Вурпе, 2012), показатели $RMSEA < 0,05$ и $CFI > 0,95$ свидетельствуют об отличном соответствии модели данным, $RMSEA < 0,08$ и $CFI > 0,90$ – об удовлетворительном соответствии). Нагрузки парселов на латентные факторы лежали в диапазоне от 0,64 до 0,88.

Затем проверялась более жёсткая модель факторов второго уровня, в которой каждая пара латентных факторов, соответствующих субшкалам, задавала латентный фактор второго уровня, соответствующий шкале (модель 2). Как и ожидалось, эта модель показала несколько худшее соответствие данным, однако имели место трудности с эмпирической идентификацией модели (Brown, 2006), связанные, вероятнее всего, с недостаточным количеством индикаторов латентных факторов второго порядка (их индикаторами выступали по 2 фактора первого порядка, соответствующие субшкалам). Содержательно эквивалентная модель, в которой парселы были индикаторами 6 коррелирующих личностных характеристик (5 шкал «Большой пятёрки» и социальная желательность), а парселы внутри каждой тройки составляющих субшкалу свободно коррелировали между собой (модель 3), также показала лишь умеренное соответствие исходным данным.

Полученные результаты содержательно соответствуют данным эксплораторного факторного анализа и свидетельствуют о дивергентной валидности субшкал: связи с другими шкалами неодинаковы для разных субшкал одной и той же шкалы. В то же время хорошие показатели соответствия модели данным говорят о том, что классификация пунктов по субшкалам является верной.

В силу того, что субшкалы социальной желательности могут измерять валидную дисперсию личностных характеристик (в первую очередь, субшкала эгоистической желательности – см. Paulhus, 2002), анализ был повторен без включения шкалы лжи (модели 1*–3* в Табл.). Модель измерения для субшкал (1*) показала отличное со-

ответствие данным, а две содержательно эквивалентные пятифакторные модели (2* и 3*) – умеренное соответствие. Показатели соответствия всех моделей без субшкал лжи выше: таким образом, шкалы лжи не являются независимыми от личностных характеристик «Большой пятёрки». Более сильное улучшение пятифакторных моделей свидетельствует о том, что две субшкалы социальной желательности неодинаково коррелируют с субшкалами личностных черт в рамках каждой из пяти основных шкал.

Таблица 5

Корреляции субшкал ВFQ -2-R

(N = 580: $|r| > 0,13$ значимы на уровне $p < 0,001$)

	Di	Do	Ср	Со	Sc	Pe	Ce	Ci	Ac	Ae	Le
Доминантность (Do)	0,59										
Кооперативность (Ср)	0,43	0,13									
Сердечность (Со)	0,34	0,05	0,63								
Скрупулезность (Sc)	0,14	0,09	0,38	0,30							
Упорство (Pe)	0,51	0,37	0,45	0,33	0,53						
Контроль эмоций (Ce)	0,29	0,05	0,17	0,18	0,27	0,38					
Контроль импульсов (Ci)	0,15	-0,10	0,29	0,38	0,37	0,30	0,67				
Открытость культуре (Ac)	0,25	0,16	0,29	0,14	0,28	0,30	0,19	0,21			
Открытость опыту (Ae)	0,60	0,46	0,47	0,44	0,20	0,42	0,19	0,17	0,48		
Эгоистическая ложь (Le)	0,35	0,36	0,25	0,26	0,25	0,41	0,39	0,33	0,14	0,38	
Моралистическая ложь (Lm)	0,08	-0,08	0,29	0,42	0,32	0,26	0,21	0,41	0,02	0,18	0,47

Примечание: корреляции между парами субшкал, образующими шкалу, выделены.

Матрицы интеркорреляций субшкал и шкал опросника представлены в таблицах 4 и 5, соответственно. Как и следует ожидать, все шкалы опросника слабо и умеренно коррелируют друг с другом, что теоретически позволяет выделять 1-2 фактора более высокого порядка, однако вопрос об их содержательной валидности пока остаётся открытым (см. напр. Ashton, Lee, Goldberg, de Vries, 2009). Шкала лжи демонстрирует более высокие корреляции со шкалами А, С и S, что соответствует данным предыдущих исследований (обзор см. в: Осин, 2011) и говорит о потенциальной подверженности этих шкал эффектам социальной желательности при использовании

опросника в ситуации отбора. Тем не менее, при контроле шкалы L путём расчёта частичных корреляций, связи других шкал друг с другом остаются значимыми (см. Табл. 5), что не позволяет связать их полностью с социальной желательностью.

Таблица 6

Корреляции шкал ВFQ -2-R

(N=580: $|r| > 0,13$ значимы $p < 0,001$)

В верхней треугольной матрице представлены частные корреляции при контроле шкалы лжи

	Энерг.	Дружел.	Доброс.	Стаб.	Откр.
Энергия	—	0,23	0,31	0,02	0,44
Дружелюбие	0,29	—	0,36	0,17	0,37
Добросовестность	0,37	0,46	—	0,28	0,35
Стабильность	0,12	0,32	0,41	—	0,16
Открытость	0,47	0,42	0,40	0,24	—
Ложь	0,23	0,40	0,42	0,43	0,23

Связи показателей с демографическими характеристиками

Для проверки гипотезы о связи показателей с полом использовался двусторонний t -критерий Стьюдента. Результаты представлены в Таблице 7. По данным сравнения средних, мужчинам свойственны более высокие показатели по субшкалам доминантности, контроля над эмоциями и эгоистической желательности, а женщинам – более высокие баллы по субшкале эмпатии и шкале дружелюбия в целом. Выраженность этих различий невелика (показатель d Коэна, отражающий различие между средними в единицах стандартного отклонения, не превышает 0,4), что согласуется с данными авторов оригинального опросника.

Таблица 7

Гендерные различия по шкалам и субшкалам ВFQ -2-R (N=565)

Шкала	Мужчины, N=162		Женщины, N=403		d Коэна, знач. t - критерия	η^2
	M	SD	M	SD		
Энергия	3,44	0,63	3,37	0,54	0,12	0,003
Динамизм (D1)	3,55	0,66	3,61	0,63	0,10	0,002
Доминантность (D0)	3,34	0,71	3,14	0,60	0,32***	0,020
Дружелюбие	3,78	0,51	3,88	0,46	0,20*	0,008
Кооперативность (Cp)	3,74	0,56	3,86	0,52	0,23*	0,010
Сердечность (C0)	3,82	0,57	3,89	0,51	0,14	0,004
Добросовестность	3,57	0,53	3,51	0,52	0,12	0,003
Скрупулезность (Sc)	3,45	0,57	3,38	0,58	0,12	0,003

Упорство (Pe)	3,69	0,65	3,64	0,60	0,09	0,002
Стабильность	3,27	0,68	3,05	0,64	0,33***	0,022
Контроль эмоций (Ce)	3,30	0,68	3,00	0,70	0,43***	0,036
Контроль импульсов (Ci)	3,24	0,79	3,10	0,72	0,18	0,007
Открытость	3,60	0,54	3,58	0,54	0,03	0,000
Открытость культуре (Ac)	3,55	0,64	3,51	0,66	0,05	0,001
Открытость опыту (Ae)	3,64	0,58	3,65	0,58	0,01	0,000
Ложь	3,07	0,66	2,98	0,54	0,16	0,005
Ложь эгоистическая (Le)	3,23	0,70	3,03	0,63	0,30**	0,018
Ложь моралистическая (Lm)	2,91	0,81	2,92	0,64	0,01	0,000

***p<0,001, **p<0,01, *p<0,05

Для анализа возрастных различий респонденты были поделены на 5 возрастных групп: 17-24 года (N=211), 25-34 года (N=104), 35-44 года (N=84), 45-54 года (N=55) и 55-72 лет (N=43); возраст остальных 83 респондентов не был указан. Значимые возрастные различия были обнаружены по ряду шкал (см. Табл. 8).

Таблица 8
Возрастные различия по шкалам и субшкалам BFQ -2-R (N=497)

Шкала	17-24		25-34		35-44		45-54		55-72		ANOVA F(4;492)	η ²
	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD		
E	3,54	0,66	3,48	0,56	3,24	0,50	3,13	0,63	3,31	0,51	9,24***	0,070
ED I	3,71	0,66	3,69	0,58	3,42	0,60	3,43	0,70	3,57	0,59	4,70***	0,037
EDO	3,37	0,59	3,27	0,63	3,06	0,57	2,82	0,70	3,05	0,57	11,60***	0,086
A	3,83	0,49	3,95	0,41	3,77	0,55	3,84	0,51	3,92	0,45	2,03	0,016
AEM	3,84	0,53	3,90	0,48	3,75	0,57	3,77	0,64	3,91	0,53	1,29	0,010
AAM	3,81	0,58	4,00	0,43	3,78	0,60	3,92	0,48	3,93	0,48	2,95*	0,023
C	3,46	0,52	3,56	0,51	3,53	0,60	3,57	0,55	3,72	0,48	2,50*	0,020
CSC	3,27	0,56	3,43	0,58	3,47	0,67	3,51	0,60	3,69	0,47	6,20***	0,048
CPE	3,65	0,65	3,70	0,58	3,59	0,64	3,63	0,67	3,75	0,55	0,64	0,005
S	3,01	0,70	3,09	0,57	3,14	0,62	3,29	0,64	3,22	0,62	2,53*	0,020
SEM	3,02	0,75	3,03	0,64	3,09	0,67	3,26	0,65	3,17	0,66	1,66	0,013
SM	3,01	0,78	3,14	0,62	3,19	0,69	3,31	0,78	3,28	0,72	2,79*	0,022
O	3,64	0,52	3,66	0,52	3,54	0,52	3,49	0,59	3,63	0,55	1,45	0,012
OCU	3,51	0,67	3,57	0,66	3,57	0,63	3,50	0,71	3,61	0,61	0,38	0,003
OEX	3,77	0,58	3,74	0,55	3,50	0,54	3,49	0,60	3,64	0,59	5,28***	0,041
L	2,91	0,62	3,06	0,51	2,94	0,55	3,07	0,63	3,21	0,60	3,44**	0,027
LEG	3,03	0,68	3,18	0,57	3,09	0,62	3,07	0,76	3,09	0,67	1,00	0,008
LMO	2,79	0,71	2,95	0,59	2,79	0,69	3,07	0,73	3,33	0,73	7,07***	0,054

***p<0,001, **p<0,01, *p<0,05

Баллы по шкале E наиболее высоки у людей в возрасте 17-34 года, по сравнению со старшими подгруппами. Эта тенденция наибо-

лее сильна по субшкале EDO «Доминантность», что может быть связано с изменением социальных стандартов. Сходный результат получен по субшкале OEX «Открытость опыту»: этот показатель наиболее высок у представителей двух младших подгрупп (до 35 лет).

Противоположная динамика наблюдается по другим субшкалам. Показатели субшкалы CSC «Скрупулезность» почти монотонно увеличиваются по мере перехода к старшим возрастным группам, что отражается и в общем показателе по шкале С. То же самое касается субшкалы SIM «Контроль импульсов» и соответствующей шкалы S. Представители младших возрастных групп более склонны оценивать себя как иррациональных индивидов, что может быть связано как с социальными стандартами (ценность спонтанности), так и с неполной эквивалентностью выборов разных возрастов.

Интересен и рост показателей по субшкале LMO «Моралистическая желательность»: представители старших возрастных групп более склонны сообщать о своей приверженности социальным стандартам поведения. В целом, по величине, как показывает сравнение размера эффекта эта-квадрат, описывающего долю межгрупповой дисперсии, связанной с независимой переменной, в общей дисперсии признака, возрастные различия оказываются более выраженными, чем гендерные, достигая 9% дисперсии переменных.

Обнаружены также значимые различия между регионами (Москва и Тверь, N=127; Томск и Кемерово, N=118; Пермь, N=170; Камчатка, N=165) по всем шкалам BFQ-2-R (критерий Краскала-Уоллиса: $p < 0,001$, кроме шкалы A: $p < 0,01$). Эти различия оказываются умеренно выраженными; подробно они представлены в Табл. 9.

Таблица 9
Региональные различия по шкалам и субшкалам BFQ-2-R
(N=580)

Шкала	Москва и Тверь		Томск и Кемерово		Пермь		Камчатка		ANOVA F(3; 576)	η^2
	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD		
E	3,49	0,57	3,41	0,50	3,48	0,57	3,19	0,57	10,20***	0,050
EDI	3,67	0,62	3,67	0,55	3,68	0,66	3,37	0,62	9,41***	0,047
EDO	3,31	0,67	3,16	0,61	3,28	0,59	3,01	0,65	7,46***	0,037
A	3,85	0,46	3,98	0,45	3,84	0,48	3,77	0,48	5,03**	0,026
AEM	3,86	0,53	3,98	0,49	3,82	0,50	3,71	0,56	6,21***	0,031
AAM	3,84	0,51	3,99	0,50	3,86	0,57	3,82	0,50	2,78*	0,014
C	3,53	0,50	3,66	0,52	3,41	0,55	3,53	0,48	5,88***	0,030
CSC	3,34	0,53	3,63	0,51	3,22	0,64	3,45	0,53	13,57***	0,066
CPE	3,73	0,62	3,70	0,64	3,59	0,62	3,61	0,58	1,69	0,009

S	3,03	0,69	3,33	0,60	2,96	0,64	3,18	0,65	8,92***	0,044
SEM	3,03	0,76	3,30	0,64	2,91	0,66	3,14	0,71	7,98***	0,040
SM	3,04	0,75	3,35	0,67	3,00	0,75	3,23	0,71	7,09***	0,036
O	3,63	0,50	3,75	0,54	3,60	0,49	3,41	0,55	10,68***	0,053
OCU	3,54	0,65	3,73	0,67	3,50	0,62	3,38	0,65	6,78***	0,034
OEX	3,73	0,54	3,77	0,54	3,70	0,57	3,44	0,60	10,72***	0,053
L	2,96	0,60	3,22	0,64	2,86	0,50	3,03	0,54	9,83***	0,049
LEG	3,07	0,68	3,25	0,65	2,97	0,56	3,10	0,71	4,46**	0,023
LM O	2,84	0,67	3,19	0,79	2,75	0,64	2,96	0,64	10,52***	0,052

***p<0,001, **p<0,01, *p<0,05

Выборка жителей Камчатки демонстрирует наиболее низкие баллы по шкалам E, O и A в сочетании со средними баллами по остальным шкалам. Выборка жителей Кемерово и Томска характеризуется высокими баллами по шкалам A, C, O, S и L. Выборка жителей Перми, напротив, демонстрирует наиболее низкие баллы по шкалам C, S и L. Жители Центрального региона (Москва и Тверь) не обнаруживают ярко выраженных особенностей. Полученные различия могут объясняться как региональными особенностями, так и неполной эквивалентностью выборок в различных регионах.

Связи с показателями других методик

Оценка конвергентной и дискриминантной валидности шкал требует исследований с использованием эквивалентных инструментов. В настоящем исследовании такой задачи не ставилось, однако наряду с BFQ -2-R части респондентов предъявлялся опросник М М PI-2 (Рассказова, Богомаз, Дорфман, Леонтьев, Неяскина, Сулимина, Четошникова, в печати), показатели которого дают ценную информацию о свойствах шкал и субшкал BFQ -2-R .

Таблица 10

Корреляции субшкал BFQ -2 со шкалами М М PI-2 на объединенной выборке

Шкала М М PI-2	Шкала BFQ -2R					
	Энергия	Дружел.	Доброс.	Стабильн.	Открыт.	Ложь
TR IN	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
VR IN	-0,29***	-0,18*	-0,28***	n.s.	-0,22**	n.s.
FI	-0,26***	-0,40***	-0,34***	-0,43***	-0,34***	-0,16*
BF	-0,20**	-0,35***	-0,30***	-0,38***	-0,31***	n.s.
FP	n.s.	-0,38***	-0,20**	-0,19*	-0,20*	n.s.
L	n.s.	n.s.	n.s.	0,28***	n.s.	0,43***
K	n.s.	0,20**	0,24**	0,53***	0,19*	0,24**
S	n.s.	0,17*	0,25**	0,59***	0,20**	0,36***

Hs	-0,21**	-0,27***	n.s.	-0,18*	-0,35***	n.s.
D	-0,50***	-0,27***	-0,25**	-0,30***	-0,40***	-0,31***
Hу	n.s.	-0,25**	n.s.	-0,19*	-0,24**	-0,25**
Pd	-0,19*	-0,36***	-0,24**	-0,33***	-0,30***	-0,38***
M f	-0,26***	n.s.	n.s.	-0,15*	n.s.	-0,18*
Pa	-0,21**	-0,28***	-0,23**	-0,42***	-0,23**	-0,25**
Pt	-0,39***	-0,26***	-0,30***	-0,42***	-0,35***	-0,25**
Sc	-0,29***	-0,37***	-0,36***	-0,40***	-0,33***	-0,23**
M a	0,29***	n.s.	n.s.	-0,24**	n.s.	n.s.
Si	-0,69***	-0,29***	-0,26***	-0,39***	-0,47***	-0,25**

Примечание. Взвешенный $N=168$; *** $p<0,001$, ** $p<0,01$, * $p<0,05$). Умеренные и сильные корреляции ($|r|>0,3$) выделены.

Данные собирались на двух выборках нормы, добровольцев. Респондентами первой выборки были жители г. Пермь ($N=170$, из них 81,7% женщины, в возрасте от 18 до 58 лет, медиана 25 лет), заполнявшие опросники в бланковой форме. Респондентами второй выборки были жители г. Петропавловск-Камчатский и Тверь ($N=183$, из них 69,6% женщины, в возрасте от 21 до 67 лет, медиана 43 года), заполнявшие опросники в компьютеризованном варианте. Поскольку результаты были содержательно сходными, данные были объединены. При объединении данных корреляционные матрицы, полученных на бланковой и компьютерной выборке для респондентов каждого пола усреднялись через преобразование Фишера с равными весами для респондентов каждого пола. Полученные результаты представлены в Таблице 10.

Результаты корреляционного анализа представлены в Таблице 10. Помимо уровня значимости, корреляции упорядочены по размеру эффекта: умеренные и сильные корреляции, которые превышают по модулю 0,3 и могут иметь практическое значение для психодиагностики, выделены цветом. Наибольшую предсказательную силу на выборке нормы личностные черты «Большой пятёрки» имеют относительно таких показателей MMPI-2 как социальная интроверсия (Si), самоукрашающая презентация (S), депрессия (D), психастения (Pt), шизофрения (Sc). Подробная характеристика связей каждой из шкал MMPI-2 с субшкалами В FQ -2-R дана ниже.

MMPI-2 содержит две шкалы непоследовательности ответов: TRIN, отражающая склонность респондента соглашаться даже с противоположными утверждениями, и VRIN, отражающая склонность респондента отвечать непоследовательно на пары противоположных по содержанию пунктов. Эти шкалы демонстрируют слабые связи с

показателями ВFQ-2 в обеих выборках, обусловленные, вероятно, наличием небольшого процента невалидных протоколов. Непоследовательность в ответах характерна для лиц с низкими показателями по шкалам Добросовестности и Энергии (экстраверсии).

Повышенные баллы по шкале редких ответов (F1) и шкале редких ответов на вторую половину теста (VF) характерны для лиц с низкими показателями дружелюбия и стабильности. Показатели более чувствительной шкалы FR, отражающей «чистую» аггравацию, связаны с показателями ВFQ-2-R существенно слабее (в первую очередь, обратно – с дружелюбием).

Шкала лжи L умеренно коррелирует со шкалой моралистической желательности LMO, в соответствии с теоретическими ожиданиями. Шкала приукрашивающей самопрезентации S (созданная на основе ответов кандидатов на работу) коррелирует с обеими субшкалами социальной желательности и со шкалой стабильности. Шкала коррекции K также коррелирует со шкалой стабильности. Связи шкал лжи двух тестов друг с другом не укладываются в двухфакторную модель социальной желательности (Paulhus 2002; Осин, 2011). При эксплораторном факторном анализе субшкалы социальной желательности ВFQ-2-R и шкалы валидности (L, K, S) MMPI-2 образуют отдельные факторы. Вероятно, вклад метода в данном случае является более сильным, чем вклад вида социальной желательности. Необходимы дополнительные исследования, чтобы установить валидность двухфакторной модели социальной желательности на российских выборках.

Из характеристик «Большой пятёрки» наиболее мощным предиктором диспозиций, лежащих в основе психопатологии, является нейротизм (негативный полюс фактора Стабильности), который коррелирует со всеми основными диагностическими шкалами MMPI-2. Наиболее сильны обратные связи Стабильности с показателями Pa (паранойальность), Pt (психастения), Sc (шизофрения), Si (социальная интроверсия), Pd (социальная психопатия), D (депрессия). Энергия обратно связана с показателями интроверсии (Si), депрессии (D), а также психастении (Pt). Для лиц с диспозициями к этим нарушениям характерен низкий уровень энергии (в первую очередь, динамизма). Доминантность положительно связана с предрасположенностью к мании (Ma). Дружелюбие обратно связано со шкалами Sc (шизофрения) и Pd (социальная психопатия). Добросовестность обратно связана с показателями Sc (шизофрения) и Pt (психастения). Откры-

тость обратно связана с показателями социальной интроверсии (Si), депрессии (D), иппохондри (Hs), психастении (Pt), а также шизофрении (Sc) и социальной психопатии (Pd). Эти связи более выражены для субшкалы Открытость опыту. Показатель Лжи (субшкала моралистической лжи) обратно связан с социальной психопатией (Pd). Исходя из того, что для людей с психопатическими чертами характерна склонность лгать, можно предположить, что эта связь должна быть прямой, однако следует учитывать, что шкала Лжи измеряет не склонность лгать, а выраженность социально желательных черт в самопрезентации (в то время как показатель социальной психопатии связан с содержательно противоположными чертами девиации).

Ряд связей шкал и субшкал BFQ-2 с контентными и дополнительными шкалами ММПИ-2, а также компонентами основных шкал оказываются более выраженными. В целом, полученные связи двух методик являются хорошо предсказуемыми и убедительно свидетельствуют в пользу конвергентной и дискриминантной валидности шкал BFQ-2-R по отношению к шкалам ММПИ-2 в ситуации диагностики нормальной личности. Следует отметить, что при предсказуемых связях доля общей дисперсии показателей тестов ММПИ-2 и BFQ-2 на выборке нормы не настолько велика, чтобы делать валидные предсказания о показателях одного из них на основе другого (за исключением, разве что, показателя экстраверсии / социальной интроверсии). Хотя ММПИ-2 и BFQ-2-R измеряют личностные характеристики, имеющие общую основу, они опираются на различные измерительные стратегии и предназначены для решения разных психодиагностических задач. В ситуации диагностики в клинике и практике консультирования или психотерапии данные этих двух опросников являются скорее взаимодополняющими, чем взаимозаменяемыми. В организациях, образовательных учреждениях и подавляющем большинстве неклинических контекстов применения опросник BFQ-2 оказывается более подходящим, благодаря ориентации на описание нормальной личности, использованию быденного языка, краткости, а также отсутствию в стимульном материале пунктов, вызывающих неприятие респондентов из-за чрезмерно личного содержания, что является серьезной проблемой при применении ММПИ-2 в неклинических условиях.

В дальнейших исследованиях для оценки дискриминантной и конвергентной валидности BFQ-2-R необходимо использовать дру-

гие опросники, операционализирующие модель «Большой пятёрки», предпочтительно NEO-PI-R.

Выводы

Полученные первые результаты свидетельствуют о надёжности показателей опросника ВFQ-2-R, а предсказуемые свойства шкал дают основания предполагать его валидность. Картина интеркорреляций шкал, гендерных и возрастных различий в целом соответствует западным данным, полученным на материале опросников ВFQ и ВFQ-2. Данные эксплораторного и конфирматорного факторного анализа говорят о структурной валидности методики. Данные о связях с показателями опросника ММ РТ-2 свидетельствуют о валидности шкал методики. Для полноценной проверки конвергентной и дискриминантной валидности опросника необходимы дополнительные исследования с использованием эквивалентных инструментов.

Из результатов, касающихся региональных различий, пока невозможно сделать столь однозначных выводов: выборки в различных регионах не полностью эквивалентны по социально-демографическому составу и заполняли опросник в несколько различающихся условиях. Тем не менее, из имеющихся данных можно выдвинуть гипотезу о том, что проживание в отдалённых регионах, характеризующихся повышенным риском природных катастроф (таких, как Камчатский край), может быть связано с определённой картиной личностных особенностей. Для проверки этой гипотезы необходимы более широкомасштабные исследования на больших выборках с использованием более кратких измерительных инструментов.

Литература

1. Виноградов А.Г. Факторная структура и надёжность личностного опросника В5. Неопубл. рукопись.
2. Иванова О.Н., Шмелев А.Г. Диагностика факторов Большой Пятёрки методом ипсативного опросника // (в печати)
3. Князев Г.Г., Митрофанова Л.Г., Бочаров В.А. Валидизация русскоязычной версии опросника Л. Голдберга «Маркеры факторов «Большой пятёрки»» // Психологический журнал. 2010. Т. 31. № 5. С. 100-110.

4. Орел В.Е., Сенин И.Г. Личностные опросники NEO-PiR и NEO-FFI. Руководство по применению. – Ярославль: НПП «Психодиагностика», 2008. – 40 с.
5. Осин Е.Н. Проблема социальной желательности в исследованиях личностного потенциала // Личностный потенциал: структура и диагностика / Под ред. Д.А. Леонтьева. – М.: Смысл, 2011. – С. 454-468.
6. Рассказова Е.И., Богомаз С.А., Дорфман Л.Я., Леонтьев Д.А., Неяскина Ю.Ю., Сулимина О.В., Четошникова Е.В. Русская версия ММРІ-2: контентные и дополнительные шкалы // (в печати).
7. Хромов А.Б. Пятифакторный опросник личности: Учебно-методическое пособие. – Курган: Изд-во Курганского гос. ун-та, 2000.
8. Allport G W., Odbert, H S. Trait-names: A psycho-lexical study. *Psychological Monographs*, 1936, 47, No. 211.
9. Ashton M C., Lee K., Goldberg L R., de Vries R E. Higher-order factors of personality: Do they exist? // *Personality and Social Psychology Review*. 2009. Vol. 13 (2). P. 79-91.
10. Barbaranelli C., Caprara G V. Measuring the Big Five in self-report and other ratings: A multitrait-multimethod study // *European Journal of Psychological Assessment*. 2000. Vol. 16 (1). P. 31-43.
11. Brown T A. *Confirmatory factor analysis for applied research*. N Y.: The Guilford Press, 2006.
12. Byrne B M. *Structural equation modeling in Mplus*. N Y.: Routledge, 2012.
13. Caprara G V., Barbaranelli C., Borgogni L., Perugini M. The "Big Five Questionnaire": A new questionnaire to assess the five factor model // *Personality and Individual Differences*. 1993. Vol. 15 (3). P. 281-288.
14. Caprara G V., Barbaranelli C., Borgogni L., Vecchione M. *BFQ: Manuale*. Firenze, Italy: OS, 2007.
15. Cattell R B. The description of personality: Basic traits resolved into clusters. *Journal of Abnormal and Social Psychology*. 1943. Vol. 38. 476-506.
16. Costa P T. Jr., McCrae R R. *The NEO Personality Inventory manual*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources, 1985.
17. Digman, J M. (1990). Personality structure: Emergence of the five-factor model. *Annual Review of Psychology* 41: 417-440.

18. Fiske D W . Consistency of the factorial structures of personality ratings from different sources. *Journal of Abnormal and Social Psychology*. 1949. Vol. 44. P. 329-344.
19. Goldberg L.R. An alternative "description of personality": The Big-Five factor structure. *Psychological Assessment // Journal of Personality and Social Psychology*. 1990. Vol. 59. P. 1216-1229.
20. Goldberg, L. R. (1992). The development of markers for the Big-Five factor structure. *Psychological Assessment*, 4, 26-42.
21. John, O. P., Naumann, L. P., & Soto, C. J. (2008). Paradigm Shift to the Integrative Big-Five Trait Taxonomy: History, Measurement, and Conceptual Issues. 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.
22. John O P., Srivastava S. The Big Five trait taxonomy: History, measurement, and theoretical perspectives // L. A. Pervin & O. P. John (Eds.), *Handbook of personality: Theory and research* (Vol. 2, pp. 102-138). New York: Guilford Press, 1999.
23. Little T D., Cunningham W A, Shahar G., Widaman K F. To parcel or not to parcel: Exploring the question, weighing the merits // *Structural Equation Modeling*. 2002. Vol. 9. No. 2. P. 151-173.
24. McCadam s D . *The Person: An Integrated Introduction to Personality Psychology*. N Y .: Wiley, 2000.
25. McCrae, R. R., & Allik, J. (Eds.). (2002). *The five-factor model of personality across cultures*. Springer.
26. Paulhus D L. Socially desirable responding: The evolution of a construct // H I. Braun, D N. Jackson, D E. Wiley (Eds.), *The role of constructs in psychological and educational measurement* (pp. 49-69). Mahwah, NJ: Erlbaum, 2002.
27. Poortinga, Y. H., Van De Vijver, F. J., & Van Hemert, D. A. (2002). Cross-cultural equivalence of the Big Five. In *The five-factor model of personality across cultures* (pp. 281-302). Springer US.
28. Shmelyov A.G., Pokhil'ko V.I. A taxonomy-oriented study of Russian personality-trait names. *European Journal of Personality*. 1993. Vol. 7. P. 1-17.
29. Tabachnik B G., Fidell L S. *Using Multivariate Statistics*. 5th Ed. Pearson Education: 2007.

30. Tett R. P., Burnett D. D. A personality trait-based interactionist model of job performance // *Journal of Applied Psychology*. 2003. Vol. 88. P. 500–517.
31. Tsuji, H. (Ed.). (1998). *Theory and empirical studies of Five-Factor Personality Questionnaire: Five super-trait scales to measure personality* [in Japanese]. Kyoto, Japan: Kitaoji Shobo.
32. Tupes, E. C., & Christal, R. C. (1961). Recurrent personality factors based on trait ratings. USAF ASD Tech. Rep. No. 61-97, Lackland Air Force Base, TX : U. S. Air Force.)
33. Tupes E. C., Christal R. C. Recurrent personality factors based on trait ratings. *Journal of Personality*. 1992. Vol. 60. P. 225-251.
34. Vecchione M., Alessandri G., Barbaranelli C. Paper-and-pencil and Web-based testing: The measurement invariance of the Big Five personality tests in applied settings // *Assessment*. 2012a. Vol. 19 (2). P. 243-246.
35. Vecchione M., Alessandri G., Barbaranelli C. The Five Factor Model in personnel selection: Measurement equivalence between applicant and non-applicant groups // *Personality and Individual Differences*. 2012b. Vol. 52. P. 503-508.

Е. Н. Осин, Е. И. Рассказова, Ю. Ю. Нейскина,
Л. Я. Дорфман, Л. А. А. Лександрова

Operacionalization of fivefactor model of personality lines on the Russian selection

Abstract. In the article basic steps and results of Russian-language operacionalizacii of fivefactor model of personality lines are described on the basis of questionnaire of Big-2 [Caprara, Barbaranelli, Borgogni, Vecchione, 2007]. List of points, translated from Italian, there was modified and complemented to 170 assertions. The selection of habitants is used 6 regions of Russia (N=589). On results an analysis the Russian-language set is selected from 136 assertions, grouped in 5 scales of the «Large five» and scale of lie. High reliability indexes are got (alpha-coefficients of Cronbachka in a range from 0,86 to 0,91 for five scales and 0,81 for the scale of lie). The factor structure expected in theory is successfully reproduced by exploring and confirming of factor analysis. Gendering, age-dependent and regional distinctions come into question in the indexes of scales.

Keywords: fivefactor model, «Large five» of personality lines, psychological diagnostics.