

МОЖНО ЛИ ОЦЕНИТЬ ЛИЧНОСТНЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ С ПОМОЩЬЮ ТЕСТА ЛЮШЕРА?

К.В. Сугоняев

Институт психологии Российской академии наук, г. Москва, Россия

Описаны результаты исследования конструктивной валидности тестовых оценок, извлекаемых из 8-цветового теста М. Люшера (ранговых позиций цветов и производных от них индексов) путем их сопоставления с оценками личностных свойств, измеренных с помощью психометрических опросников. Расчет предположительно конвергентных и дивергентных корреляций был выполнен на восьми различных выборках общей численностью 6643 человека. Вопреки утверждениям сторонников и популяризаторов теста Люшера и его вариантов, не выявлено конвергентных корреляций, уровень которых существенно отличался бы от статистического шума. Временная стабильность оценок теста Люшера исследовалась на четырех выборках общей численностью 1067 человек. Установлено, что при разных вариантах проведения средняя стабильность оценок варьирует в диапазоне 0,319–0,473, что совершенно недостаточно для оценки стабильных индивидуальных различий. Представляется, что результаты исследования свидетельствуют о бесполезности применения методики в аттестационном контексте и ставят под вопрос валидность популярных систем интерпретации цветовых предпочтений, по крайней мере, в терминах личностных свойств.

Ключевые слова: 8-цветовой тест Люшера, «Метод цветовых выборов», конструктивная валидность, конвергентная валидность, временная стабильность, факторный анализ.

Введение

Восьмицветовой тест Макса Люшера (8-ЦТЛ), несомненно, занимает особое место в профессиональном сознании большого числа отечественных психологов. Во-первых, он относится к числу немногих психологических методик, которые известны не только профессионалам, но и широкой публике. Во-вторых, этот тест достаточно прост в проведении и не требует больших ресурсов (стимульный материал представлен всего лишь восемью цветовыми карточками), вследствие чего, по-видимому, довольно трудно в России отыскать психолога, который ни разу не попытался бы его применить. В-третьих, тест Люшера достаточно благосклонно воспринимается респондентами, поскольку его выполнение не требует сколько-нибудь заметных усилий и не создает ощущения инвазии. В-четвертых, идея связи между цветом и различными психологическими феноменами многим представляется настолько интуитивно привлекательной, что на основе 8-ЦТЛ постоянно генерируются все новые и новые методики-дериваты, обеспечивая экспансию цветовой психодиагностики в сферы, о которых

М. Люшер, возможно, и не помышлял. Так, «Цветовой тест отношений» А.М. Эткинды и «Цвето-социометрический метод» П.В. Яньшина претендуют на диагностику межличностных отношений; методика «Цветовые метафоры» И.Л. Соломина – на диагностику скрытых мотиваций; некоторые психологи даже считают возможным использование 8-ЦТЛ в практике судебной экспертизы. При этом в каждом случае подразумевается, что в цветовых предпочтениях респондента отражается именно то, что нужно психологу в данный момент: состояние, мотивация, личность, отношение и т. п. В русскоязычном издании книги М. Люшера «Цвет Вашего характера» можно встретить следующие утверждения: «Тест Люшера задолго до проявления болезни указывает на ее возникновение»; «...он высвечивает важные стороны человеческой индивидуальности и обращает внимание на существование зон психологического и физического напряжения» (Люшер, 1996, с. 24).

Активным популяризатором и дистрибьютором 8-ЦТЛ (правда, после переименования его в «Метод цветовых выборов» (МЦВ) и подчеркивания оригинальности авторской сис-

темы интерпретации результатов¹⁾ выступает Л.Н. Собчик, утверждающая, что «метод цветных выборов может выявлять не только ситуативно обусловленные реакции, но и устойчивые индивидуально-личностные свойства» (Собчик, 2003, с. 262); «получены убедительные данные, подтверждающие феноменологическую близость показателей МЦВ шкалам индивидуально-типологического опросника, пикам профиля СМЛ, октантам ДМО и данным портретных выборов Сонди» (там же, с. 289); «методика показала себя как прекрасный инструмент психодиагностического исследования при решении вопросов профотбора, профориентации, расстановки кадров и психологической совместимости» (там же, с. 251).

Однако далеко не все специалисты по психодиагностике и психометрике признают за этой методикой столь чудодейственные диагностические возможности. Например, один из ведущих российских специалистов-тестологов профессор МГУ А.Г. Шмелев хотя и признает за 8-ЦТЛ право именоваться тестом (на том основании, что обработка результатов его проведения является формализованной и легко автоматизируется), но считает его пригодным «лишь для самой приближенной, грубой оценки фона настроения» (Шмелев, 2013, с. 566).

Более жестко высказывается по поводу 8-ЦТЛ на Интернет-форуме «Экспертное сообщество профессиональных психологов» (ЭСПП, <http://www.forum.ht-line.ru>) профессор МГУ А.Ш. Тхостов: «Не видел ни одного доказательства валидности тестов цветного выбора» (Валидность..., 2016, с. 1). Сам М. Люшер, с которым Александру Шамильевичу довелось лично общаться, характеризуется им как человек, находящийся во власти субъективно «сверхзначимой» идеи (там же, с. 5). Свой вывод о перспективах цветовой психодиагностики А. Тхостов сформулировал кратко: «Нужно закрывать тему» (там же, с. 1).

В англоязычной научной периодике, имеющей отношение к организационной психологии, встретить какие-либо упоминания о применении 8-ЦТЛ в нынешнем веке нам не удалось. Не содержит упоминаний о 8-ЦТЛ классический учебник А. Анастаси и С. Урбины (Анастаси, 2003), хотя в нем на-

шлось место для дюжины других проективных методик. В известной монографии по психометрике М. Фер и В. Бакарар упоминают 8-ЦТЛ исключительно в качестве яркого примера агрессивной популяризации, проводимой несмотря на отсутствие научных подтверждений валидности применения извлекаемых из него оценок для диагностики личностных свойств (Психометрика..., 2010, с. 194–195). В ходе опроса 12606 профессиональных психологов из 17 европейских стран² лишь в одной из них (Словакии) тест Люшера вошел в десятку наиболее широко применяемых (Evers, 2012).

Таким образом, представления о методике, распространенные в среде отечественных академических психологов, довольно широко варьируют: от безоговорочной уверенности в чуть ли не в 100%-ной точности методики при оценке состояния и некоторых личностных свойств до полного отрицания полезности ее применения. Между этими крайними точками зрения немало таких, в которых допускается возможность диагностической полезности 8-ЦТЛ в некоторых контекстах, но признается недостаточность доказательств его валидности. Что же касается специалистов-практиков, то они, похоже, в подавляющем своем большинстве безоговорочно верят тому, что написано о 8-ЦТЛ в многочисленных «практикумах», «сборниках тестов» и на популярных психологических сайтах.

На основе мониторинга доступных баз психодиагностических данных автор настоящей публикации оценивает объем ежегодного применения 8-ЦТЛ/МЦВ в силовых структурах России в несколько десятков тысяч обследований. В гражданской практической психологии (например, в сферах образования и социальной помощи населению) масштабы «облющивания», скорее всего, ничуть не меньше. Это свидетельствует о немалых затратах труда и времени, даже с учетом практики автоматизации расчетов и программной генерации интерпретаций в тех организациях, в которых применяются компьютерные психодиагностические программы и комплексы. Но, несмотря на это, анализом истинной эффективности этой деятельности никто не занимается; публикаций, в которых интересующиеся этим методом профессионалы мог-

¹ «...наша интерпретация в корне отличается от люшеровской...» (Собчик, 2003, с. 283).

² Опрос проводился EFPA в 2009 г.; Россия в этом опросе не участвовала.

ли бы найти элементы критического анализа его применения или какие-либо сведения о результатах психометрически корректных и адекватных по масштабу исследований его валидности, нет. Между тем, практика организационного тестирования – учитывая ее масштабы и сопряженность с принятием ответственных кадровых решений – должна быть в первую очередь основана на доказательствах, а не на мнениях авторитетов или на рекламе выгодоприобретателей (Сугоняев, 2012; Ones, 2017).

Единственным способом разрешить отмеченные выше противоречия является проведение полноценного валидационного исследования.

О содержательной валидности 8-ЦТЛ говорить едва ли возможно. Сведения о критериальной валидности могли бы быть представлены кем-либо из активных пользователей теста. Однако, как будет показано ниже, следуя заложенной самим М. Люшером традиции, авторами публикаций с применением этой методики кропотливый сбор доказательств и корректная обработка данных часто подменяются набором бездоказательных утверждений и описанием частных случаев. Вместе с тем в последнее время стало возможным накопление объемных электронных баз психодиагностических данных, полученных в ходе осуществления реальных мероприятий психологического обеспечения различных контингентов. В таких базах результаты обследования с помощью 8-ЦТЛ сосуществуют с данными, полученными при обследовании этих же респондентов по самооченочным методикам с установленными психометрическими характеристиками. Это позволяет провести исследование конструктивной валидности 8-ЦТЛ путем включения извлекаемых из него количественных оценок (ранговых позиций цветов и производных от них индексов) в многометодно-многопризнаковые матрицы (Campbell, 1959; Strauss, 2009). Цель конструктивной валидации – встроить изучаемые переменные в номологическую сеть, т. е. установить их соотношения с другими переменными, с которыми они, исходя из теоретических построений, должны быть связаны положительно, отрицательно или не связаны вовсе (Cronbach, 1955). Такой способ валидации позволяет проверить справедливость утверждений, высказываемых апологетами 8-ЦТЛ, по уровням корреляций с внеш-

не-критериальными методиками, в том числе такими, которые ими же и применяются. Подобное сравнение полностью соотносится с заявленным Л.Н. Собчик тезисом об «очевидности, которая наглядно проявляется при сопоставлении данных МЦВ с показателями других методик» (Собчик, 2003, с. 265).

Именно такое исследование и было нами предпринято, причем, чтобы избежать поспешных выводов, каждая гипотеза перепроверялась на нескольких независимых выборках достаточно серьезного объема (с трех- и четырехзначным числом испытуемых).

Предваряя изложение полученных нами результатов, следует отметить, что Л.Н. Собчик при описании МЦВ приводит такие величины эффекта, которые в персонологии встречаются крайне редко (Bosco, 2015; Gignac, 2016). В ее монографии (Собчик, 2003) встречаются следующие утверждения: «достоверность интерпретации [цветовых] выборов в контингенте нормы при определении индивидуально-типологического паттерна по нашим данным колеблется от $r = 0,68$ до $r = 0,79$ по разным группам обследованных» (с. 268); в дальнейшем упоминаются такие величины корреляции, как 0,82 и 0,86 (с. 268); 0,68 и 0,79 (с. 271); 0,73 (с. 275); 0,73 и 0,83 (с. 276); 0,81 и 0,87 (с. 279), 0,54–0,71 (с. 280). Далее по тексту символные обозначения « r » (типичные для коэффициентов наблюдаемой корреляции) без объяснения причин исчезают и вместо них появляются оценки вероятности, причем того же порядка: 0,82 и 0,64 (с. 287); 0,68 и 0,79 (с. 288); 0,81 (с. 289). Абсолютно неясно, каков истинный статистический смысл этих удивительных индексов (в тексте монографии они именуется то *достоверностью*, то *надежностью*, то *сопряженностью*), однако у нас есть все основания принять представленные выше числовые значения в качестве ориентира для дальнейшего исследования.

Методы

Выборка

В качестве основного массива данных, пригодных для проведения валидационного исследования МЦВ, были выбраны результаты обследования студентов-второкурсников одного из крупных российских технических вузов, проведенного с целью отбора для обучения на военной кафедре. Такой выбор диктовался следующими соображениями.

1. На протяжении пяти лет (с 2009 г. по 2013 г.) обследования этого контингента проводились по одной и той же батарее, включавшей наряду с МЦВ ряд психометрических методик, а именно:

а) модифицированную версию «Индивидуально-типологического опросника», «ИТО+» (Сугоняев, 2001), унаследовавшую большую часть шкал от прототипа – методики «ИТО» Л.Н. Собчик;

б) опросник «Склонность к отклоняющемуся поведению» (СОП) А.Н. Орла (Клейберг, 2004);

в) модифицированную версию «Опросника ценностных портретов» (ОЦП) Ш. Шварца (Карандашев, 2004).

Это предоставляло возможность сопоставления результатов, полученных на пяти однотипных независимых когортах.

2. Обследование носило аттестационный и вместе с тем добровольный характер: успешно прошедшие его могли быть зачислены на военную кафедру со всеми связанными с этим преимуществами. Поскольку конкурсный отбор на военную кафедру в разные годы составлял 2–3 человека на одно выделяемое место, ситуация обследования давала основания рассчитывать на наличие высокой мотивации обследуемых и низкую вероятность контаминации данных недостоверными протоколами.

3. Обследование проходило в контролируемых условиях с использованием стандартных тестовых материалов; проводилось одной и той же группой квалифицированных психодиагностов; полученные материалы обрабатывались с помощью одной и той же компьютерной программы.

4. Указанные в п. 3 обстоятельства, а также высокая однородность выборок (по критериям возраста, пола, статуса и др.) позволяют снять значительную часть типичных для такого рода исследований вопросов о возможном влиянии внешних переменных на результаты исследования.

Численность студентов, обследованных по батарее из четырех методик, распределилась по годам следующим образом: 2009 г. – 1178; 2010 г. – 1128, 2011 г. – 1046; 2012 г. – 546; 2013 г. – 302. Всего было получено 4200 протоколов, из которых 4158 были первичными; именно эти протоколы и были подвергнуты анализу.

Возрастной диапазон обследуемых был довольно узким: свыше 90 % выборок состав-

ляли лица в возрасте 18 или 19 полных лет (в среднем 19,1 года). Почти 99 % респондентов составляли юноши.

Процедура обследования

Обследование с помощью МЦВ проводилось в индивидуальном формате в классическом варианте ранжирования цветов (однократно) с использованием цветowych эталонов, выпускаемых Институтом практической психологии «Иматон». Обследование с применением опросников проводилось в бланковом формате в составе групп численностью не более 25 человек. При этом использовались стандартные тестовые материалы, сформированные с помощью разработанного нами компьютерного психодиагностического комплекса; этот же комплекс обеспечивал обработку результатов тестирования, включая все необходимые расчеты для МЦВ.

Ожидаемые связи между МЦВ

и психометрическими методиками

Гипотезы, подлежащие проверке, были сформулированы на основе утверждений, содержащихся в монографии Л.Н. Собчик и в ее сообщениях на электронной площадке упомянутого форума ЭСПП (Собчик, 2003; Валидность..., 2016). Основная трудность была связана с тем, что в исходных текстах характерологические проявления часто оказываются смешанными с ситуативными, причем для описания первых нередко используется архаичная терминология («сильный тип ВНД», «холерик» и т. п.). Кроме того, характерологические описания отличаются крайней противоречивостью и нередко включают проявления различных личностных конструктов (с точки зрения современных представлений о структуре личности). Большая часть пассажей³ с характерологическим содержанием связана с ранговыми позициями так называемых *основных* цветов и производными от них индексами, рассчитываемыми на основе комбинирования ранговых позиций тех или иных цветowych эталонов.

Обобщенные результаты соотнесения интерпретации цветowych выборов со шкальными оценками включенных в исследование методик приведены в табл. 1.

³ Здесь пассаж – (франц. passage – букв. проход, переход) – в контексте отдельное место в тексте книги, статьи, речи, связанный отрывок какого-либо текста (прим. ред.).

Таблица 1
Table 1

Показатели методики МЦВ, их интерпретация по Л.Н. Собчик и наименования шкал опросников, с которыми они гипотетически должны коррелировать
Data of method of color choices, their interpretation by L.N. Sobchik and questionnaire scales, with which they should hypothetically associate

Ранг цвета, индекс	Извлечения из интерпретации, предложенной Л.Н. Собчик	Предполагаемые шкалы-корреляты опросников, знак связи
Синий	Сензитивно-тревожный интроверт; ранимость, гипотимия; конформность установок*	Интроверсия (+), экстраверсия (-), сензитивность, депрессия (ИТО+); конформность (+) (ОЦП); неконформность (-) (СОП)
Зеленый	Ригидно-агрессивный интроверт; настойчивость, рационализм, упорство, педантизм	Ригидность, агрессия, интроверсия (+), экстраверсия (-) (ИТО+); агрессивность (СОП)
Красный	Спонтанно-агрессивный экстраверт; мотивация достижения, целенаправленность, властность, потребность в обладании жизненными благами, склонность к риску	Экстраверсия (+), интроверсия (-), агрессия (ИТО+); достижения, власть (ОЦП); склонность к риску, агрессивность (СОП)
Желтый	Тревожно-лабильный экстраверт; демонстративность, общительность, оптимистичность, потребность в признании, гедонизм, игривость	Экстраверсия (+), интроверсия (-), лабильность (+) (ИТО+), гедонизм (ОЦП)
Тревога	Тревога	Тревожность (ИТО+)
Концентричность	Сосредоточенность на внутренних проблемах, пассивность	Интроверсия (+), экстраверсия (-) (ИТО+)
Экцентричность	Направленность вовне, активность	Экстраверсия (+), интроверсия (-) (ИТО+)

* Здесь и далее представлены диагностические признаки, приписываемые лицам, выбирающим соответствующий цвет на первые позиции или имеющим высокий уровень значения индекса.

Связать интерпретацию индексов «гетерономность» и «автономность» с какими-либо личностными свойствами представляется проблематичным. Интерпретация индексов «работоспособность» и «усталость» имеет выраженную ситуативную окраску, поэтому их конструктивная валидация предполагает необходимость сопоставления с методиками оценки состояния.

На последующих этапах исследования результаты, полученные на студенческих выборах, были кросс-валидизированы и дополнены с привлечением данных, полученных на иных популяциях.

Результаты исследования

1. Исследование конструктивной валидности МЦВ на выборках студентов

Ниже представлены рассчитанные на материале обследования пяти когорт студентов данные о предположительно конвергентной валидности (корреляции) ранговых позиций цветовых выборов (табл. 2) и значений вторичных индексов МЦВ (табл. 3).

Считается, что важнейшим результатом любых сравнительных исследований является

величина и воспроизводимость эффекта (Schmidt, 2010; Cumming, 2014). Учитывая нестабильность значений и полярности корреляций в отдельных когортах, анализ был повторен на материале интегральной выборки студентов, включающей в себя 4158 наблюдений. По учитываемым ранговым позициям основных цветов было выявлено лишь два случая превышения коэффициентами корреляции уровня 0,1, а именно – связь ранговых позиций красного ($r = 0,124$) и желтого ($r = 0,127$) цветов с оценками по шкале *экстраверсия* методики ИТО+.

Хотя у Л.Н. Собчик предпочтение черного цвета трактуется скорее в ситуативных терминах («протест», «непримиримость», «противодействие обстоятельствам»), именно его ранговая позиция демонстрирует больше всего превышающих значение 0,1 корреляций со шкальными оценками опросников. В частности, такие статистики получены для шкал *предрасположенность к делинквентному поведению* СОП (0,147), *дезадаптация* ИТО+ (0,133), *агрессивность* СОП (0,134), *агрессия* ИТО+ (0,128), *импульсивность* СОП (0,129),

Таблица 2
Table 2

Коэффициенты конвергентной валидности ранговых позиций цветовых выборов
Coefficients of convergent validity of rank orders of color choices

Цвет	Опросники		Ожидаемый знак связи	Значения коэффициентов в когортах (по годам обследования)				
	Наименование	Шкала		2009	2010	2011	2012	2013
Синий	ИТО+	Интроверсия	+	0,088	-0,029	0,007	0,031	0,112
		Экстраверсия	-	-0,111	-0,040	-0,041	-0,066	-0,213
		Сензитивность	+	-0,020	-0,003	0,026	0,031	-0,097
		Депрессия	+	0,038	-0,008	-0,010	0,005	0,024
	ОЦП	Конформность	+	0,034	0,025	0,048	-0,021	-0,041
СОП	Неконформность	-	-0,030	-0,056	-0,012	0,049	0,021	
Зеленый	ИТО+	Ригидность	+	-0,022	-0,005	-0,036	-0,022	-0,025
		Агрессия	+	-0,078	-0,082	-0,071	-0,025	-0,022
		Интроверсия	+	0,066	0,030	0,034	-0,029	0,025
		Экстраверсия	-	-0,027	0,017	-0,052	0,050	0,009
	СОП	Агрессивность	+	-0,094	-0,092	-0,052	0,019	-0,061
Красный	ИТО+	Экстраверсия	+	0,153	0,123	0,089	0,116	0,124
		Интроверсия	-	-0,153	-0,022	-0,089	-0,065	-0,052
		Агрессия	+	-0,031	-0,027	0,054	0,008	0,010
	ОЦП	Достижения	+	0,122	0,008	0,079	0,047	-0,050
		Власть	+	0,090	-0,012	0,055	0,072	-0,079
	СОП	Склонность к риску	+	0,057	0,044	0,022	0,029	-0,006
Агрессивность		+	0,041	-0,020	0,028	-0,009	0,005	
Желтый	ИТО+	Экстраверсия	+	0,146	0,125	0,116	0,072	0,178
		Интроверсия	-	-0,158	-0,028	-0,090	-0,028	-0,144
		Лабильность	+	0,120	0,049	0,125	0,078	0,055
	ОЦП	Гедонизм	+	0,112	0,045	-0,003	0,039	0,062

Таблица 3
Table 3

Коэффициенты конвергентной валидности некоторых индексов МЦВ
Coefficients of convergent validity of some indexes of the method of color choices

Индекс МЦВ	Шкала ИТО+	Ожидаемый знак связи	Значения коэффициентов в когортах (по годам обследования)				
			2009	2010	2011	2012	2013
Тревога	Тревожность	+	0,037	-0,006	0,055	0,075	0,049
Концентричность	Интроверсия	+	0,106	0,000	0,026	-0,003	0,085
	Экстраверсия	-	-0,099	-0,011	-0,060	-0,013	-0,131
Эксцентричность	Экстраверсия	+	0,188	0,151	0,128	0,196	0,218
	Интроверсия	-	-0,190	-0,026	-0,108	-0,038	-0,143

неконформность СОП (0,102) экстраверсия ИТО+ (-0,119), социальная желательность ИТО+ (-0,105). Вместе с тем наиболее высокие оценки коэффициентов корреляции ранги черного цвета демонстрируют со шкалами *атипичность ответов* (0,151 в ИТО+ и 0,134 в СОП). С позиций современных представлений об информативности шкал *атипичность ответов* (Сугоняев, 2016) и *социальная желательность* (Uziel, 2014; De Fries, 2014; Сугоняев, 2015) можно сделать вывод о том, что выбор черного цвета на первые позиции отчасти может быть связан с личностными чер-

тами, характерными для психопатии (безответственность, расторможенность); трактовка в терминах *протеста* также не может быть исключена. Однако величина этой связи настолько незначительна, что едва ли заслуживает принятия во внимание при вынесении серьезных диагностических заключений.

Ранг серого цвета у Л.Н. Собчик трактуется в терминах усталости и отчуждения. В связи с этим представляет определенный интерес то, что его корреляция с *экстраверсией* (-0,136) оказалась по абсолютной величине даже больше, чем аналогичные взаимо-

связи ранговых позиций красного и желтого цветов.

Сравнение представленных в табл. 2 и 3 данных с критериями, предложенными в п. 3.5 российского Стандарта качества тестов (Стандарт..., 2011), свидетельствует о том, что ни одну из гипотез о диагностическом значении цветовых выборов нельзя признать подтвердившейся, поскольку:

– значения большинства коэффициентов корреляции находятся на уровне статистического шума: почти 80 % из них не достигает даже уровня 0,1, а большинство преодолевших этот порог статистик оказались незначимыми даже без применения поправки Бонферрони. Между тем такая поправка в данном случае более чем уместна (Sherman, 2009), учитывая значительное число показателей, включенных в исходную корреляционную матрицу: 17 оценок МЦВ (ранговые позиции и вторичные индексы) сопоставлялись с 34 шкальными оценками трех опросников, т. е. всего было рассчитано 578 коэффициентов корреляции;

– несмотря на высокую степень однородности выборок, во многих случаях от выборки к выборке не воспроизводится даже знак связи; более того, в некоторых случаях он оказался противоположен прогнозируемому. Так, ранговые позиции зеленого цвета, вопреки утверждениям Л.Н. Собчик, оказались связаны с оценками *ригидности* и *агрессивности* слабо **отрицательно**. Не получила подтверждения и связь ранговых позиций красного цвета с *агрессивностью*;

– пожалуй, наиболее неожиданным результатом анализа оказалось отсутствие свидетельств, подтверждающих информативность индекса *тревога*: средние значения его корреляции со шкалой *тревожность* ИТО+ составили 0,038 – такой эффект является исчезающе малым и незначимым;

– среди всех предсказанных связей определенной воспроизводимостью характеризуется лишь корреляция рангов красного и желтого цветов (и, соответственно, основанных на них индексов) с *экстраверсией*, однако уровень этой связи ($r = 0,12-0,13$) должен быть оценен как слабый по любым, даже самым либеральным вариантам интерпретации коэффициентов корреляции (Hemphill, 2003; Bosco, 2015; Gignac, 2016).

Методики в тестовую батарею для обследования студентов подбирались таким обра-

зом, чтобы шкальные оценки разных опросников не дублировали друг друга. Тем не менее в интегрированной выборке ($N = 4158$) получены информативные корреляции (от $r = 0,4$ и более) между шкалами, оценивающими близкие по смыслу особенности индивидуальности; например, *стимуляция* ОЦП и *склонность к риску* СОП (0,442); *власть* ОЦП и *стеночность* ИТО+ (0,435); *агрессивность* СОП и *стеночность* ИТО+ (0,445). Что же касается тех немногочисленных шкал, которые нацелены на оценку одних и тех же конструктов, то значения корреляции между ними еще выше: 0,569 между шкалами *агрессивность* СОП и *агрессия* ИТО+; 0,713 между шкалами *социальная желательность* ИТО+ и СОП. Таким образом, в отличие от МЦВ, шкальные оценки психометрических методик коррелируют в ожидаемом направлении, даже несмотря на то, что многие из них обладают невысокой одномоментной надежностью, т. е. включают значительную ошибку измерения, неизбежно снижающую уровень любых оценок величины эффекта (табл. 4).

С целью дальнейшего изучения психодиагностической информативности МЦВ был предпринят эксплораторный факторный анализ девяти индексных оценок МЦВ совместно с 24 оценками *первичных* шкал упомянутых опросников. Все эти оценки включались в анализ после их преобразования (стандартизации) в шкалу нормализованных стенов. Факторизация проводилась с помощью программы *Statistica* (версия 6.0) методом косоугольного варимакс-вращения.

Во всех пяти выборках была получена сходная факторная структура. При этом характерной особенностью всех факторных решений было то, что все индексы МЦВ выделились в три обособленных фактора, в состав которых не попал со сколько-нибудь заметной нагрузкой ни один из показателей опросников.

Состав МЦВ-факторов во всех выборках был сходным: в наиболее мощный вошли индексы *работоспособность*, *усталость*, *тревога*, *отклонение от аутогенной нормы* и *автономность*; во второй по мощности вошли *эксцентричность*, *концентричность* и *вегетативный коэффициент*; третий фактор оказался представлен единственным индексом – *гетерономностью*. Показатель *эксцентричность* имел сопоставимые нагрузки на первый и второй факторы и мигрировал

Психометрические характеристики шкальных оценок методик ОЦП, ИТО+ и СОП, рассчитанные на интегральной студенческой выборке ($n = 4158$)
Psychometric characteristics of scale assessments of the methods "Value Portraits Questionnaire", "Individual typological questionnaire (modified version)" and "The tendency to deviant behavior" calculated on integral student sample ($n=4158$)

Наименование методики	Полное и сокращенное наименование* шкалы	Значения статистик	
		М ± СКО**	ОМН**
ОЦП	Конформность (Кнф)	10,25 ± 2,46	0,567
	Традиции (Тра)	7,34 ± 2,62	0,454
	Благожелательность (Блж)	11,62 ± 2,24	0,604
	Универсализм (Ун)	16,20 ± 3,57	0,692
	Самостоятельность (Сам)	12,29 ± 2,04	0,583
	Стимуляция (Сти)	7,58 ± 2,03	0,535
	Гедонизм (Гед)	6,91 ± 2,46	0,786
	Достижения (Дст)	11,08 ± 2,59	0,722
	Власть (Вл)	6,52 ± 2,21	0,631
	Безопасность (Бзп)	13,49 ± 2,70	0,493
	Аутоцентрические ценности (АЦЦ)	41,04 ± 7,52	0,816
	Просоциальные ценности (ПСЦ)	48,08 ± 8,03	0,809
ИТО+	Социальная желательность (СЖ)	3,78 ± 2,50	0,712
	Экстраверсия (Эв)	6,38 ± 2,31	0,687
	Спонтанность (Сп)	6,24 ± 2,08	0,597
	Стеничность (Ст)	6,01 ± 2,33	0,607
	Ригидность (Рг)	6,73 ± 2,25	0,586
	Интроверсия (Ив)	4,63 ± 2,44	0,702
	Сензитивность (Сз)	5,68 ± 2,14	0,592
	Тревожность (Тр)	2,91 ± 2,48	0,726
	Лабильность (Лб)	5,12 ± 1,91	0,502
	Деадаптация (ДА)	7,40 ± 5,89	0,857
	Агрессия (Аг)	7,72 ± 6,78	0,736
	Депрессия (Дп)	1,49 ± 2,59	0,646
СОП	Социальная желательность (СЖ)	4,04 ± 3,14	0,798
	Неконформность (Нкф)	3,73 ± 2,70	0,691
	Склонность к риску (СР)	8,45 ± 3,80	0,759
	Импульсивность (Им)	3,13 ± 2,70	0,729
	Агрессивность (Аг)	6,31 ± 3,40	0,711
	Склонность к делинквентному поведению	3,75 ± 3,00	0,733
	Склонность к аддиктивному поведению	4,57 ± 3,05	0,757

* Перечисленные наименования шкал методик используются в и последующих таблицах;

** Сокращения наименования статистик: М – значения средней арифметической, СКО – значения среднеквадратического отклонения, ОМН – значения показателя одномоментной надежности.

между ними от выборки к выборке. Принадлежность восьми (из девяти) индексов всего к двум факторам в полученной факторной структуре свидетельствует о том, что многие из этих индексов оценивают, по существу, один и тот же феномен (корреляции между некоторыми из них достигают значений $r = 0,7-0,9$), несмотря на приписываемую им специфическую трактовку. Индексы *гомонамность (автономность)* и *гетерономность*, описываемые как противоположности (Собчик, 2003), таковыми, по нашим данным,

не являются, поскольку величина отрицательной корреляции между ними слишком мала ($-0,187$). Такой вывод дополнительно подтверждается и тем, что упомянутые индексы в различных факторно-аналитических решениях всегда оказывались в составе разных факторов.

Поскольку объем информации, полученной при факторизации пяти выборок, слишком велик для формата журнальной публикации, ниже представлена матрица факторных нагрузок, рассчитанная для интегральной вы-

борки (табл. 5). Учитывая отмеченную выше артефактную природу факторов, образуемых индексами МЦВ, на этот раз в процедуру факторного анализа были включены ранговые позиции цветов.

Представленные в табл. 5 данные свидетельствуют, что замена индексов МЦВ на ранговые позиции цветов ситуацию существенно не изменила: факторы, в состав которых последние вошли, и факторы, образованные шкальными оценками опросников, не

имеют сколько-нибудь существенной общей вариативности.

2. Исследование конструктивной валидности и стабильности оценок МЦВ на выборках сотрудников силовых структур

Для того чтобы избежать возможных искажений, связанных с использованием слишком селективной и гомогенной выборки, полученные в первом исследовании результаты

Таблица 5
Table 5

Матрица факторных нагрузок, рассчитанная на интегральной выборке
The matrix of factor loads calculated on the integral sample

Наименование методики	Сокращенное наименование шкалы	Выделенные факторы									
		F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	F9	F10
ОЦП	Кнф	0,006	0,705	-0,067	-0,019	-0,214	0,190	-0,041	-0,176	-0,011	-0,001
	Тра	-0,147	0,689	-0,122	0,006	0,037	-0,085	0,005	-0,168	-0,037	-0,017
	Блж	0,195	0,610	-0,138	0,029	-0,056	-0,098	0,013	0,400	0,007	0,027
	Уни	0,044	0,679	-0,002	0,041	-0,105	-0,058	-0,015	0,349	0,004	0,013
	Сам	-0,054	0,022	0,278	0,002	0,091	0,293	0,011	0,728	-0,004	-0,008
	Сти	0,358	0,022	0,017	0,043	0,310	0,148	-0,037	0,599	-0,001	0,008
	Гед	0,214	-0,245	-0,315	0,042	0,206	0,347	0,058	0,406	0,070	0,008
	Дст	0,138	0,073	-0,035	0,017	0,096	0,778	-0,016	0,181	0,014	0,020
	Вла	0,217	-0,078	0,214	0,014	0,122	0,731	0,039	0,108	-0,004	0,024
	Бзп	-0,009	0,578	0,065	0,012	-0,208	0,439	-0,030	-0,030	-0,010	-0,010
ИТО+	Сж	0,120	0,544	0,318	0,023	-0,276	-0,052	-0,014	-0,098	-0,014	-0,001
	Эв	0,832	0,034	0,052	0,097	0,069	0,074	-0,045	0,112	-0,018	0,034
	Сп	0,039	-0,100	0,706	-0,032	0,052	-0,100	0,028	0,343	-0,008	0,020
	Ст	0,312	-0,074	0,592	0,021	0,381	0,315	0,007	-0,037	-0,003	-0,006
	Рг	-0,017	0,181	0,680	0,006	0,222	0,269	0,022	0,078	-0,011	0,044
	Ин	0,812	-0,072	0,140	0,044	0,041	0,046	0,013	0,013	0,000	-0,004
	Сз	-0,030	-0,430	0,527	-0,014	-0,148	0,080	-0,018	-0,205	-0,004	-0,085
	Тр	0,300	-0,109	0,548	-0,003	-0,384	-0,137	-0,080	-0,039	-0,011	-0,056
	Лб	0,698	0,138	-0,013	0,034	0,079	0,302	0,026	0,073	0,008	0,069
СОП	Нкф	0,136	-0,267	-0,026	-0,009	0,728	0,013	0,008	0,181	0,030	0,018
	СР	0,273	0,020	0,221	-0,008	0,723	-0,065	-0,018	0,174	0,011	0,012
	Имп	-0,169	-0,243	-0,262	0,008	0,721	0,119	0,079	0,049	0,017	-0,007
	Агр	0,049	-0,097	0,160	-0,015	0,851	0,151	0,031	-0,050	0,034	-0,028
МЦВ, Ранги цветов	Синий	0,000	-0,037	0,002	0,586	0,026	-0,009	0,178	0,050	-0,440	0,039
	Зеленый	0,034	-0,006	-0,004	0,203	0,043	0,029	0,877	-0,007	-0,010	0,140
	Красный	0,046	0,016	0,018	0,772	0,019	0,024	0,069	0,018	0,103	0,108
	Желтый	0,087	0,031	-0,036	0,811	-0,028	0,012	-0,043	0,001	0,067	-0,118
	Фиолетовый	0,053	-0,008	-0,017	0,019	0,005	0,035	0,056	0,010	0,032	0,965
	Коричневый	-0,004	-0,046	-0,031	0,083	0,058	0,014	0,011	0,021	0,908	0,069
	Черный	-0,093	-0,072	0,049	-0,435	0,120	-0,032	0,449	0,025	0,332	-0,307
	Серый	-0,070	-0,051	-0,043	-0,393	-0,002	-0,007	0,480	0,005	-0,202	-0,395

было решено перепроверить на более гетерогенных популяциях военнослужащих и гражданских служащих одного из силовых ведомств России⁴.

В первом исследовании конструктивная валидность МЦВ оценивалась по уровню корреляций с гипотетически релевантными шкалами методики ИТО+. Исследование проводилось на двух выборках, различающихся процедурами проведения МЦВ. В первой выборке ($N = 995$) респонденты выполняли МЦВ в классической версии *ранжирования цветовых эталонов*; во второй ($N = 673$) и МЦВ, и ИТО+ выполнялись в интерактивном формате с использованием компьютерного психодиагностического комплекса. Процедурной особенностью проведения МЦВ в этом случае было использование техники *парных сравнений*⁵. Возраст испытуемых варьировал от 20 до 65 лет, 11 % от численности выборки составляли женщины.

Цель исследования состояла не только в проверке конструктивной валидности МЦВ, но и в сопоставлении двух версий ее проведения. Предполагалось, что проведение МЦВ в версии парных сравнений, имеющей защиту от хаотического реагирования, обеспечит получение более надежных и валидных результатов.

⁴ Поскольку детальное описание дизайна этих исследований, особенностей выборки и иных характеристик напрямую не связаны с проблемой изучения валидности методики 8-ЦТЛ и ее модификаций, автор с согласия редакции журнала представляет лишь ключевые, в основном статистические результаты этих исследований – Прим. ред.

⁵ При такой технике тестовые стимулы предъявляются на экране монитора попарно; респондент осуществляет выбор предпочитаемого цвета путем нажатия соответствующей клавиши. Цветовые пары генерируются в случайном порядке из конечного числа 28 возможных сочетаний ($8 \times 7 : 2$). В случае частичного нарушения принципа транзитивности после предъявления основного блока сигналов (28 пар) «конфликтные» пары цветов автоматически и без дополнительных предупреждений предъявляются респонденту повторно – до получения непротиворечивой иерархии цветовых выборов (т. е. не содержащей дублей ранговых позиций). Частое нарушение этого принципа (характерное для хаотического реагирования) приводит к программному прерыванию тестирования, возвращению на экран монитора текста инструкции и повторному тестированию (прим. авт.).

Ниже представлены коэффициенты предположительно конвергентных корреляций, полученных в ходе выполнения испытуемыми МЦВ в версиях *ранжирования / парных сравнений* цветов:

- индекс *тревоги* МЦВ со шкалой *тревожность* ИТО+: 0,018/0,039;
- индекс *эксцентричности* МЦВ со шкалой *экстраверсия* ИТО+: 0,033/0,089;
- индекс *концентричности* МЦВ со шкалой *интроверсия* ИТО+: 0,004/0,008;
- ранг синего цвета со шкалой *интроверсия* ИТО+: –0,012/0,042; со шкалой *сензитивность*: 0,022/–0,010;
- ранг зеленого цвета со шкалой *ригидность* ИТО+: –0,041/0,016; со шкалой *интроверсия*: 0,013/–0,016;
- ранг красного цвета со шкалой *экстраверсия* ИТО+: –0,015/0,022; со шкалой *стеночность*: –0,043/–0,005; со шкалой *агрессия*: –0,030/0,006;
- ранг желтого цвета со шкалой *экстраверсия* ИТО+: 0,049/0,118; со шкалой *лабильность*: 0,067/0,079.

Ранг черного цвета в классической версии проведения МЦВ продемонстрировал, как и на студенческих выборках, наибольшее число корреляций со значениями $r \geq 0,1$; и это вновь были корреляции со шкалами *атипичность ответов*, *агрессия*, *дезадаптация* и *депрессия* ИТО+. В версии парных сравнений зарегистрирована только одна такая корреляция: со шкалой *агрессия* ИТО+ (0,110).

При факторизации первичных шкал ИТО+ и ранговых позиций цветов в обеих выборках получены 8-факторные решения, в которых ранги цветов распределяются между четырьмя факторами, не имеющими общей вариативности с четырьмя факторами, образованными шкалами ИТО+.

Следующая исследованная выборка была представлена 817 сотрудниками силовой структуры (25 % – женщины) в возрасте от 20 до 53 лет ($M = 29$), выполнявшими в групповом бланковом формате три самооценочные методики: ИТО+, «Методика многостороннего исследования личности» (ММИЛ, Березин, 1994) и опросник доминирующего психического состояния (ДПС)⁶. МЦВ выполнялся в диалоговом формате в версии парных сравне-

⁶ Модифицированная версия методики ДС-6 Л. Куликова (Практикум..., 2004, с. 48–62).

ний. В этом случае получены следующие «конвергентные» корреляции:

– индекс *работоспособности* МЦВ с одноименной шкалой ДПС: 0,094;

– индекс *тревоги* со шкалой *спокойствие* ДПС: $-0,078$; со шкалой *тревожность* ИТО+: 0,064; с 7-й шкалой ММИЛ (*Pt*): 0,079;

– ранг красного цвета со шкалой *стеничность* ИТО+: $-0,009$; *агрессия* ИТО+: $-0,071$; с 4-й шкалой ММИЛ (*Pd*): 0,030;

– ранг зеленого цвета со шкалой *ригидность* ИТО+: $-0,030$; *интроверсия* ИТО+: $-0,079$; с 6-й шкалой ММИЛ (*Pa*): $-0,031$;

– ранг синего цвета со шкалой *интроверсия* ИТО+: 0,089; *сензитивность* ИТО+: 0,068; с 2-й шкалой ММИЛ (*D*): 0,000; с 10-й шкалой ММИЛ (*Si*): 0,059;

– ранг желтого цвета со шкалой *экстраверсия* ИТО+: 0,037; *интроверсия* ИТО+: $-0,057$; *лабильность* ИТО+: 0,045; с 3-й шкалой ММИЛ (*Hu*): 0,047; с 9-й шкалой ММИЛ (*Ma*): $-0,034$.

Таким образом, ни одна из прогнозируемых (Собчик, 2003) корреляций не достигла даже уровня 0,1, а знак некоторых зависимостей, относящихся к ранговым позициям красного, зеленого и желтого цветов, оказался противоположен ожиданиям.

Факторизация первичных шкал трех опросников и ранговых позиций цветов привела к 10-факторному решению, в котором четыре фактора, по которым распределились ранги цветов, не имеют существенной общей вариативности с шестью факторами, образованными шкальными оценками личностных опросников.

3. Исследование валидности МЦВ при оценке психического состояния

В описанных выше исследованиях не затрагивался вопрос о валидности трактовки ряда индексов и ранговых позиций цветов в контексте оценки *психического состояния*. Такие индексы, как *работоспособность* и *усталость*, предложены специально для этих целей; выдвижение на первые места ранговых позиций таких цветов, как серый и коричневый, также интерпретируется как признак усталости (Собчик, 2003).

Очевидная неспособность МЦВ оценивать личностные свойства, продемонстрированная выше, не исключала того, что методика окажется эффективной в диагностике состояний. В интересах проверки этой гипотезы

была исследована выборка военнослужащих ($N = 281$), обследованных с помощью комплекса из трех методик именно с целью диагностики актуального состояния. Помимо МЦВ в этот комплекс входил опросник ситуативной тревоги Ч. Спилбергера – Ю. Ханина и опросник «Степень хронического утомления» (СХУ) А.Б. Леоновой (Практикум..., 2004, с. 341–345). В последней методике наряду с интегральной шкалой *хроническое утомление*, рассчитывается 4 частные шкалы: *физиологический дискомфорт*, *когнитивный дискомфорт*, *аффективные нарушения* и *демотивация*.

Возраст обследуемых варьировал от 21 до 51 года (в среднем – 30 лет), женщины составляли немногим более 5 % численности выборки. Абсолютное большинство (91,5 % выборки) респондентов обследовались в диалоговом формате, при этом использовался вариант МЦВ с последовательным ранжированием восьми цветовых эталонов.

Получены следующие результаты:

– корреляция индекса *тревоги* со шкалой *ситуативная тревога* составила $-0,014$;

– индексы *работоспособности* и *усталости* МЦВ не имеют ни одной значимой корреляции ни с интегральной, ни с частными шкалами опросника СХУ (коэффициенты варьируют в диапазоне 0,00–0,09);

– аналогичный результат получен для ранговых позиций серого и коричневого цветов;

– максимальный уровень связей с самооценочными шкалами, диагностирующими утомление, составил 0,087–0,164 (индекс *концентричность* МЦВ), при этом ни одной значимой корреляции между оценками МЦВ и шкалой *физиологический дискомфорт* СХУ не выявлено.

4. Исследование временной стабильности оценок МЦВ

Вопрос, который до сих пор оставался полностью открытым, состоит в том, насколько надежны (в психометрическом смысле этого термина) оценки, извлекаемые из МЦВ. Понятно, что одномоментная надежность (согласованность) для индексов и рангов МЦВ рассчитана быть не может. Однако имеется возможность оценить второй аспект надежности – стабильность результатов во времени.

Классическая схема измерения ретестовой надежности предусматривает повторное обследование одной и той же выборки с ин-

тервалом от двух до восьми недель и расчет коэффициентов корреляции между соответствующими оценками первого и второго обследований (Психометрика, 2010; Стандарт..., 2011). В контексте практики психологического обеспечения сотрудников силовых структур организовать такое обследование едва ли возможно, поэтому мы воспользовались результатами повторных обследований, проводимых в порядке мониторинга актуального состояния военнослужащих с существенно большими и менее стандартизированными интервалами времени (от 1 до 15 месяцев). Отклонение от академического стандарта предполагает необходимость опереться на какие-то ориентиры, которые позволили бы трактовать полученные результаты. В качестве таких ориентиров были выбраны результаты ранее проведенных нами исследований стабильности шкальных оценок русскоязычной версии опросника NEO-PI-R (Орел, 2004) и опросника «Личностный профиль» (Сугоняев, 2015) при сопоставимых интервалах между повторными обследованиями, а именно:

– для методики NEO-PI-R ($N = 392$): стабильность *факторных* шкал составила в среднем 0,753 (0,725–0,795); *фасетных* – в среднем 0,639 (0,472–0,716).

– для методики «Личностный профиль» ($N = 202$): стабильность первичных шкал составила в среднем 0,619 (0,521–0,730).

Стабильность оценок МЦВ исследовалась на нескольких выборках военнослужащих из различных регионов страны, возраст от 20 до 59 лет (в среднем – 32 года), доля женщин в этих выборках составила около 20 %. Получены следующие результаты:

– классическая версия – ранжирование 8 цветных карточек ($N = 300$): средний уровень стабильности ранговых позиций цветов 0,453 (0,389–0,572); стандартизированных индексов 0,473 (0,390–0,543);

– компьютерный вариант ранжирования 8 цветовых эталонов ($N = 158$): средний уровень стабильности ранговых позиций цветов 0,463 (0,363–0,598); стандартизированных индексов 0,466 (0,328–0,596);

– смешанный вариант ранжирования *карточки* → *компьютер* или *компьютер* → *карточки* ($N = 169$): средний уровень стабильности ранговых позиций цветов 0,404 (0,278–0,545); стандартизированных индексов 0,414 (0,340–0,451);

– компьютерный вариант парных сравнений ($N = 440$): средний уровень стабильности ранговых позиций цветов 0,312 (0,274–0,421); стандартизированных индексов 0,319 (0,256–0,405).

Таким образом, стабильность оценок, извлекаемых из МЦВ, оказалась существенно ниже, чем стабильность оценок личностных опросников, и ниже лимитов, рекомендуемых в российском стандарте требований к психодиагностическим методикам (Стандарт..., 2011, п. 2.6). Это неудивительно, поскольку, как показал анализ, стабильность ранговых позиций цветов в разных выборках широко варьирует и по абсолютной величине, и по относительному положению среди других цветов. Также не выявлено заметных преимуществ в уровнях стабильности производных индексов, рассчитываемых на основе двух и более ранговых позиций цветов, перед стабильностью рангов отдельных цветов.

В качестве дополнительных результатов описываемого исследования можно указать следующие: 1) стабильность ранжирования цветов в рассматриваемых по отдельности карточном и компьютерном вариантах практически не различается, тогда как смена формата (*карточки* → *компьютер* или *компьютер* → *карточки*) приводит к некоторому снижению оценок стабильности; 2) вопреки предположениям, положенным в основу разработки в середине 90-х годов компьютерной версии МЦВ с использованием процедуры парных сравнений, стабильность результатов в этом случае оказалась ниже, чем при использовании традиционной процедуры ранжирования.

Обсуждение результатов

На восьми различных выборках общей численностью 6643 человека проведена серия исследований, имеющих целью оценить способность МЦВ диагностировать личностные характеристики респондентов. Хотя в настоящей публикации представлены преимущественно результаты конфирматорного исследования, в котором предпринята попытка подтверждения конвергентных корреляций, дедуцированных из представленного Л.Н. Собчик (2003) описания диагностических возможностей методики, одновременно проводился и эксплораторный анализ. В рамках последнего рассматривались все без исключения количественные индексы (коэффи-

циенты корреляции и факторные нагрузки), в которых могли бы отразиться связи рангов и индексов МЦВ со шкальными оценками доступных самооценочных методик. Важность включения «полевых» данных в метаанализы и обзоры применения методик в организационном контексте недавно в очередной раз была подчеркнута в статье видных американских специалистов в области организационной психологии (Ones, 2017, с. 206). Поскольку подобные данные, полученные на сопоставимых по численности выборках, ранее не публиковались, в нашем случае нельзя было априори исключать вероятность обнаружения хоть каких-то признаков информативности методики.

Обследование студентов проводилось в одном вузе одной и той же группой квалифицированных специалистов; обследования сотрудников силовых структур выполнялись разными психологами в двух десятках регионов России. Однако независимо от способа сбора данных, контингента, варианта проведения МЦВ (ранжирование карточек, ранжирование 8 цветовых прямоугольников на экране монитора или их попарные сравнения) и использованных для сопоставления психометрических методик полученные нами корреляции рангов и индексов МЦВ со шкальными оценками опросников, которые, согласно утверждениям Л.Н. Собчик (2003), должны были демонстрировать конвергентную валидность, практически не отличались от нуля и в большинстве своем не достигали уровня значимости даже на выборках с четырехзначным числом респондентов.

При факторизации результатов обследования разных выборок, несмотря на их достаточно respectable численность (Hirschfeld, 2014), оказалось, что ранги цветов мигрируют между факторами, вступая между собой в разнообразные ассоциации. Фактически нам не удалось получить двух идентичных факторных решений даже в тех случаях, когда выборки были сопоставимы по популяционным характеристикам. Этот факт контрастирует с поведением оценок многошкальных опросников надлежащего психометрического качества.

Подобный результат подтолкнул нас к исследованию долговременной интраиндивидуальной стабильности оценок МЦВ. Как писал Р. МакКрей: «...меры, которые не в состоянии продемонстрировать долговремен-

ную стабильность, не могут быть валидными мерами свойств» (McCrae, 2011, с. 33). На четырех выборках общей численностью 1067 человек была исследована стабильность оценок, извлекаемых из МЦВ, при разных вариантах его проведения. Хотя индексы стабильности оказались существенно ниже, чем это необходимо для инструмента, претендующего на диагностику свойств личности, все же – в отличие от конвергентных корреляций – они существенно отличаются от нуля. Таким образом, в цветовых предпочтениях человека действительно есть некоторый элемент воспроизводимости, хотя никаких свидетельств в пользу их связи со свойствами личности получить не удалось. Так с чем же она может быть связана? Вопрос остается открытым, но нам представляется справедливым предположение А.Г. Шмелева, высказанное им на форуме ЭСПП в 2016 г., что предпочтения цветов могут быть детерминированы множеством причин, в том числе не связанных с личностными характеристиками (Валидность..., 2016, с. 2, 3).

Сравнительно невысокая стабильность цветовых предпочтений могла бы быть предпосылкой эффективности МЦВ в диагностике состояний, где высокая ретестовая надежность была бы нежелательна. Однако попытка подтвердить чувствительность методики к некоторым аспектам состояния (на выборке 281 человек) также не увенчалась успехом.

Одним из побочных результатов проведенных исследований стала эмпирическая дисквалификация модифицированного варианта МЦВ, реализованного программно на основе процедуры парных сравнений. Оказалось, что он не обладает никакими преимуществами в рамках конструктивной валидации, но демонстрирует худшие показатели долговременной стабильности.

Отдельного обсуждения заслуживает представленная в монографии Л.Н. Собчик попытка подвести теоретический фундамент под свой подход к интерпретации цветовых выборов, который она характеризует как «осмысление феноменологии цветовосприятия через призму современного научного мировоззрения и в рамках теории ведущих тенденций» (Собчик, 2003, с. 250), в противопоставление «эмпирическому» подходу Люшера. Разработанная в рамках этой теории типология индивидуальности базируется на восьми *полярных* (как утверждает автор, см. с. 262)

Интеркорреляции шкал ИТО+ на интегральных выборках студентов
The matrix of factor loads calculated on the integral sample

Шкалы	Эв	Сп	Ст	Рг	Ин	Сз	Тр	Лб
Экстраверсия (Эв)	–	0,149	0,336	0,068	–0,622	0,062	–0,179	0,547
Спонтанность (Сп)	0,105	–	0,338	0,398	–0,205	–0,208	–0,237	0,121
Стеничность (Ст)	0,315	0,364	–	0,463	–0,444	–0,257	–0,195	0,323
Ригидность (Рг)	0,116	0,433	0,522	–	–0,088	–0,110	–0,088	0,133
Интроверсия (Ин)	–0,609	–0,169	–0,382	–0,107	–	0,052	0,236	–0,469
Сензитивность (Сз)	0,039	–0,232	–0,254	–0,112	0,035	–	0,404	0,139
Тревожность (Тр)	–0,174	–0,266	–0,186	–0,123	0,224	0,432	–	–0,108
Лабильность (Лб)	0,550	0,084	0,278	0,162	–0,435	0,118	–0,062	–

Примечание. Выше диагонали представлены межшкальные корреляции в объединенной выборке 2005–2007 гг. ($N = 2961$), ниже диагонали – в выборке 2009–2013 гг. ($N = 4158$). Полуужирным курсивом выделены корреляции между полярными (по мнению Л.Н. Собчик) тенденциями.

тенденциях: интроверсия – экстраверсия, сензитивность – спонтанность, лабильность – ригидность, тревожность – агрессивность (стеничность). Поскольку операционализацией этой теории является предложенный Л.Н. Собчик опросник ИТО, в котором все эти «полярные тенденции» представлены одноименными шкалами, представляется целесообразным проверить, насколько теория подтверждается эмпирическими данными.

В табл. 6 представлена матрица интеркорреляций шкал ИТО+, рассчитанных в двух интегральных студенческих выборках.

Анализ матрицы показывает, что тезис о полярности подтверждается лишь в отношении шкал *интроверсия* и *экстраверсия*⁷. Низкие (и к тому же не являющиеся максимальными по модулю) отрицательные корреляции между «полюсами» в парах *сензитивность – спонтанность* и *тревожность – стеничность* не могут свидетельствовать о противоположности данных свойств; в еще меньшей степени это относится к паре *лабильность – ригидность*, которые оказались связаны между собой слабо *положительно*. Необходимо подчеркнуть, что сходные по уровню и знаку взаимосвязи воспроизводятся на всех без исключения исследованных нами выборках.

Таким образом, теория «ведущих тенденций» – в той версии, в какой она представлена в монографии (Собчик, 2003), – не только не соотносится с современными и имеющими

широкое признание структурными моделями личности (например, FFM Р. МакКрея и П. Косты, НЕХАСО К. Ли и М. Эштона и др.), но и не получает, по нашим данным, эмпирического подтверждения даже на уровне эксплицитно репрезентирующего ее опросника.

Выводы

1. Выполнено исследование конструктивной валидности 8-ЦТЛ/МЦВ на нескольких выборках, численность которых существенно превосходит рекомендации Ф. Шонбротта и М. Перуджини (Schönbrodt, 2013). Полученные при этом результаты дают основания для вынесения отрицательного для МЦВ вердикта и признания методики в лучшем случае бесполезной для диагностики личностных характеристик, поскольку «отсутствие конвергентной валидности свидетельствует об отсутствии конструктивной валидности» (Carlson, 2012, с. 20).

2. Не удалось получить ни одного убедительного доказательства валидности широко распространенных интерпретаций ранговых позиций цветов и индексов, рассчитываемых на их основе. Уровень абсолютного большинства рассчитанных на различных выборках «конвергентных» коэффициентов корреляции не имеет ничего общего с цитированными выше (по Собчик, 2003) величинами эффекта и практически не отличим от «дивергентных»⁸. Такой вывод в равной мере относится

⁷ Дизаттенюированные коэффициенты корреляции между оценками шкал Эв и Ин составили в двух выборках соответственно –0,861 и –0,877.

⁸ Полные корреляционные матрицы по всем упомянутым в публикации данным могут быть предоставлены автором по запросу (прим. авт.).

к способности методики диагностировать как личностные свойства, так и психические состояния.

3. Не нашли подтверждения даже те диагностические признаки, которые в среде сторонников метода имеют статус непреложных истин, а именно: связь предпочтения красного цвета с агрессией, синего цвета – с гипотимией / депрессией, информативность индекса тревоги для диагностики тревожности и др.

4. Долговременная стабильность оценок, извлекаемых из 8-ЦТЛ/МЦВ, существенно ниже требований российского стандарта качества тестов и не может обеспечить диагностику каких-либо устойчивых характеристик индивидуальности.

5. Учитывая отсутствие сопоставимых по масштабам отечественных исследований валидности методики, полученный нами результат является новым и полезным как в теоретическом, так и в практическом плане.

Полученные результаты позволяют сделать вывод о том, что высокохудожественные и вместе с тем крайне туманные и противоречивые интерпретации цветовых выборов (Люшер, 1996, с. 95–242; Собчик, 2003, с. 581–619 и др.), имеют ценность лишь в качестве иллюстраций к эффекту Барнума (Анастази, 2003, с. 478–479).

Многочисленные пользователи 8-ЦТЛ/МЦВ (особенно те, кто по роду деятельности вовлечен в проведение массовых обследований) должны задать себе вопрос: стоит ли применять методику, предполагающую индивидуальный формат тестирования (включающий в себя значительные затраты времени на инструктаж и ранжирование цветов каждым испытуемым по отдельности при отсутствии возможности получения каких-либо свидетельств того, что он действительно следовал инструкции), лишь для того, чтобы получить на выходе достаточно приблизительную дифференциацию респондентов по оси экстраверсия – интроверсия при наличии множества других инструментов, позволяющих делать это гораздо точнее, а иногда и быстрее?

С учетом представленных в статье данных мы рекомендуем отказаться от практического применения данной методики, тем более – в аттестационном контексте. Иногда можно услышать мнение, что «отлюшеривание» помогает установить доверительный контакт с впечатлительным клиентом, однако, как нам представляется, такая позиция не

вообще согласуется с профессиональной этикой. Кроме того, следует учитывать, что 8-ЦТЛ имеет коммерческий статус и практику его безвозмездного применения в России следует признать не только бесполезной, но и нелегитимной в части соблюдения авторских прав.

Разумеется, согласно современным взглядам на валидационный процесс, никакой результат не может рассматриваться как «окончательный» (Strauss, 2009) и не исключает получения других, более благоприятных для 8-ЦТЛ, результатов в иных условиях (например, в клинике или в контексте психологического консультирования). Однако, поскольку считается, что уровень доверия к тому, что обнародованный индекс *effect size* не окажется в генеральной совокупности равным нулю, пропорционален его магнитуде и объему выборки, на которой он был рассчитан (Психометрика, 2010), хотелось бы призвать сторонников метода представлять контраргументы не в виде красочных описаний отдельных «кейсов» (Lilienfeld, 2015, с. 9), но в количественной форме и с опорой на корректные процедуры статистического анализа данных, полученных на выборках сопоставимой численности.

Литература

1. Анастази, А. Психологическое тестирование / А. Анастази, С. Урбина. – 7-е международное изд. – СПб.: Питер, 2003. – 688 с.
2. Березин, Ф.Б. Методика многостороннего исследования личности / Ф.Б. Березин, М.П. Мирошников, Е.Д. Соколова. – М.: Фолиум, 1994. – 144 с.
3. Валидность методик цветовой психодиагностики – <http://www.forum.ht-line.ru/threads/validnost-metodik-cvetovoj-psixodiagnostiki.1778/> (дата обращения: 19.08.2016).
4. Карандашев, В.Н. Методика Шварца для изучения ценностей личности: концепция и методическое руководство / В.Н. Карандашев. – СПб.: Речь, 2004. – 72 с.
5. Клейберг, Ю.А. Социальная психология девиантного поведения: учебное пособие для вузов / Ю.А. Клейберг. – М.: ТЦ Сфера, 2004. – С. 141–154.
6. Люшер, М. Цвет Вашего характера / М. Люшер. Тайны почерка / Д. Сара; пер. с англ. – М.: Вече: Персей: АСТ, 1996. – 400 с.
7. Орел, В.Е. Личностные опросники NEO-PI-R и NEO-FFI. Руководство по приме-

нению / В.Е. Орел, И.Г. Сенин. – Ярославль: НПЦ «Психодиагностика», 2004.

8. Практикум по психологии состояний: учебное пособие / под ред. А.О. Прохорова. – СПб.: Речь, 2004. – 480 с.

9. Психометрика: Введение / Р.М. Фер, В.Р. Бакарак; пер. с англ. А.С. Науменко, А.Ю. Попова; под ред. Н.А. Батурина, Е.В. Эйдмана. – Челябинск: Издательский центр ЮУрГУ, 2010. – 445 с.

10. Собчик, Л.Н. Психология индивидуальности. Теория и практика психодиагностики / Л.Н. Собчик. – СПб.: Речь, 2003. – 624 с.

11. Стандарт требований к психодиагностическим методикам. – <http://www.cc.psytest.ru> (дата обращения: 2.05.2011).

12. Сугоняев, К.В. Новая методика для скрининга лиц с признаками нервно-психической неустойчивости / К.В. Сугоняев, В.О. Иноземцев // Актуальные вопросы медицинского обеспечения, совершенствования специализированной медицинской помощи: Тез. докл. науч.-практ. конф. – ЦИПК РВСН, 2001. – С. 25–28.

13. Сугоняев, К.В. О психометрическом качестве тестовых «брендов» / К.В. Сугоняев // Развитие теории и практики профессионального психологического отбора в Вооруженных Силах нового облика: материалы науч.-практ. конф. (Москва, 31 октября 2012 г.) / под общ. ред. Ю.Н. Тучкова. – М.: ВАГШ, 2012. – С. 228–252.

14. Сугоняев, К.В. Что отражают шкалы социальной желательности? / К.В. Сугоняев // Современная психодиагностика России. Преодоление кризиса: сб. материалов III Всеросс. конф. по психол. диагностике: в 2 т. / редкол.: Н.А. Батурин (отв. ред.) и др. – Челябинск: Издательский центр ЮУрГУ, 2015. – Т. 2. – С. 169–173.

15. Сугоняев, К.В. Шкалы атипичности ответов как инструмент выявления некооперативного тестового поведения / К.В. Сугоняев // Вестник ЮУрГУ. Серия «Психология». – 2016. – Т. 9, № 1. – С. 17–26.

16. Шмелев, А.Г. Практическая психология. Тестирование в образовании, прикладной психологии и управлении персоналом / А.Г. Шмелев. – М.: Маска, 2013. – 688 с.

17. Bosco, F.A. Correlational effect size benchmarks / F.A. Bosco, H. Aguinis, K. Singh et al. // *Journal of Applied Psychology*. – 2015. – Vol. 100, no. 2. – P. 431–449. DOI: 10.1037/a0038047.

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

19. Carlson, K.D. Understanding the impact of convergent validity on research results / K.D. Carlson, A.O. Herdman // *Organizational Research Methods*, 2012, vol. 15, no. 1, pp. 17–32. DOI: 10.1177/1094428110392383.

20. Cronbach, L. Construct validity in psychological tests / L. Cronbach, P. Meehl // *Psychological Bulletin*, 1955, vol. 52, no. 4, pp. 281–302. DOI: 10.1037/h0040957.

21. Cumming, G. The new statistics: Why and how / G. Cumming // *Psychological Science*. – 2014. – Vol. 25, no. 1. – P. 7–29. DOI: 10.1177/0956797613504966.

22. De Vries, R.E. Rethinking trait conceptions of social desirability scales: Impression management as an expression of honesty-humility / R.E. De Vries, I. Zettler, B.E. Hilbig // *Assessment*. – 2014. – Vol. 21, no. 3. – P. 286–299. DOI: 10.1177/1073191113504619.

23. Evers, A. Testing practices in the 21st century: Developments and European psychologists' opinion / A. Evers, J. Muniz, D. Bartram et al. // *European Psychologist*. – 2012. – Vol. 17, no. 4. – P. 300–319. DOI: 10.1027/1016-9040/a000102.

24. Gignac, G.E. Effect size guidelines for individual differences researchers / G.E. Gignac, E.T. Szodorai // *Personality and Individual Differences*. – 2016. – Vol. 102. – P. 74–78. DOI: 10.1016/j.paid.2016.06.069.

25. Hemphill, J.F. Interpreting the magnitude of correlation coefficients / J.F. Hemphill // *American Psychologist*. – 2003. – Vol. 58, no. 1. – P. 78–79. DOI: 10.1037/0003-066X.58.1.78.

26. Hirschfeld, G. Selecting items for Big Five questionnaires: At what sample size do factor loadings stabilize? / G. Hirschfeld, R. von Brachel, M. Thielsch // *Journal of Research in Personality*. – 2014. – Vol. 53. – P. 54–63. DOI: 10.1016/j.jrp.2014.08.003.

27. Lilienfeld, S.O. Science and pseudoscience in clinical psychology: Initial thoughts, reflections, and considerations / S.O. Lilienfeld, S.J. Lynn, J.M. Lohr (Eds.) // In: *Science and Pseudoscience in Clinical Psychology*. – 2nd ed. – Guilford Press, 2015. – P. 1–16.

28. McCrae, R.R. Internal consistency, retest reliability, and their implications for per-

sonality scale validity / R.R. McCrae, J.E. Kurtz, S. Yamagata, A. Terracciano // *Personality and Social Psychology Review*. – 2011. – Vol. 15, no. 1. – P. 28–50. DOI: 10.1177/1088868310366253.

29. Ones, D.S. Realizing the full potential of psychometric meta-analysis for a cumulative science and practice of human resource management / D.S. Ones, C. Viswesvaran, F.L. Schmidt // *Human Resource Management Review*. – 2017. – Vol. 27, no. 2. – P. 201–215. DOI: 10.1016/j.hrmr.2016.09.011.

30. Schmidt, F.L. Detecting and correcting the lies that data tell / F.L. Schmidt // *Perspectives on Psychological Science*. – 2010. – Vol. 5, no. 3. – P. 233–242. DOI: 10.1177/1745691610369339.

31. Schönbrodt, F.D. At what sample size do correlations stabilize? / F.D. Schönbrodt, M. Perugini // *Journal of Research in Personali-*

ty. – 2013. – Vol. 47, no. 5. – P. 609–612. DOI: 10.1016/j.jrp.2013.05.009.

32. Sherman R.A., Funder D.C. Evaluating correlations in studies of personality and behavior: Beyond the number of significant findings to be expected by chance / R.A. Sherman, D.C. Funder // *Journal of Research in Personality*. – 2009. – Vol. 43, no. 6. – P. 1053–1063. DOI: 10.1016/j.jrp.2009.05.010.

33. Strauss, M.E. Construct validity: Advances in theory and methodology / M.E. Strauss, G.T. Smith // *Annual Review of Clinical Psychology*. – 2009. – Vol. 5. – P. 1–25. DOI: 10.1146/annurev.clinpsy.032408.153639.

34. Uziel, L. Impression management (“lie”) scales are associated with interpersonally oriented self-control, not other-deception / L. Uziel // *Journal of Personality*. – 2014. – Vol. 82, no. 3. – P. 200–212. DOI: 10.1111/jopy.12045.

Сугоняев Константин Владимирович, ассоциированный сотрудник, Институт психологии Российской академии наук (Москва), skv-354@yandex.ru

Поступила в редакцию 9 апреля 2019 г.

DOI: 10.14529/jpps190204

IS IT POSSIBLE TO ASSESS PERSONALITY TRAITS BY MEANS OF LÜSCHER TEST?

K.V. Sugonyaev, skv-354@yandex.ru

Institute of Psychology of Russian Academy of Sciences, Moscow, Russian Federation

Despite 70-year history of 8-color version of the Lüscher Test there are surprisingly few empirical data so far confirming its reliability and validity. The current study aimed to fill this gap. Construct validity of popular scores of the test (ranks of color's choices and some derivative indexes) was investigated by means of their comparison with supposedly relevant personality trait scores measured by some questionnaires. In five student's and three military samples ($N_{\text{total}} = 6643$) we could not reveal any consistent evidence of a link between color preferences and the personality traits. Temporary stability of Lüscher Test scores was investigated in four samples by a total number of 1067 subjects. Stability estimates at different modes of the test administration are amounted to $r = 0,319-0,473$, that is quite insufficient for reliable assessment of personality traits. The results obtained are considered as evidence of uselessness of the Lüscher Test application in high stake context. Also our data call into question a validity of popular systems of interpretations of color preferences, at least in terms of personality traits.

Keywords: Lüscher Colour Test, method of color choices, construct validity, convergent validity, temporal stability, factor analysis.

References

1. Anastasi A., Urbina S. *Psikhologicheskoe testirovanie* [Psychological Testing]. 7th ed., St. Petersburg, Piter Publ., 2003, 688 p.
2. Berezin F.B., Miroshnikov M.P., Sokolova E.D. *Metodika mnogostoronnego issledovaniya lichnosti* [Technique of Multiphasic Personality Investigation]. Moscow: Folium Publ., 1994, 144 p. (in Russ.)
3. *Validnost' metodik tsvetovoy psikhodiagnostiki* [Validity of Color Psychodiagnostic Instruments]. Available at: <http://www.forum.ht-line.ru/threads/validnost-metodik-cvetovoy-psixodiagnostiki.1778/> (accessed: 19.08.2016). (in Russ.)
4. Karandashev V.N. *Metodika Shvartsa dlya izucheniya tsennostey lichnosti: Kontseptsiya i metodicheskoe rukovodstvo* [Schwartz Questionnaire for Personal Values Research: Conception and Manual]. St. Petersburg, Speech Publ., 2004, 72 p. (in Russ.)
5. Kleyberg J.A. *Sotsial'naya psikhologiya deviantnogo povedeniya* [Social Psychology of Deviant Behavior]. Moscow, Sphere Publ., 2004, pp. 141–154. (in Russ.)
6. Luscher M. *Tsvet vashego kharaktera* [Color of Your Character]. Sarah D. *Tayny pocherka* [Secrets of Handwriting]. Moscow, Veche Publ., 1996, 400 p. (in Russ.)
7. Oryel V.E., Senin I.G. *Lichnostnye oprosniki NEO-PI-R i NEO-FFI. Rukovodstvo po primeneniyu* [Personality Inventories NEO-PI-R and NEO-FFI. Manual]. Yaroslavl, SPC "Psychodiagnostica" Publ., 2004. (in Russ.)
8. Prohorov A.O. (Ed.) *Praktikum po psikhologii sostoyaniy* [Workshop on States Psychology]. St. Petersburg, Speech Publ., 2004, 480 p. (in Russ.)
9. Furr R.M., Bacharach V.R. *Psikhometrika: Vvedenie* [Psychometrics: Introduction]. Chelyabinsk, SUSU Publ., 2010, 445 p.
10. Sobchik L.N. *Psikhologiya individual'nosti. Teoriya i praktika psikhodiagnostiki* [Psychology of Individuality. Theory and Practice of Psychodiagnosics]. St. Petersburg: Speech Publ., 2003, 624 p. (in Russ.)
11. *Standart trebovaniy k psikhodiagnosticheskim metodikam* [Standard of Requirements to Psychodiagnostic Techniques]. Available at: <http://www.cc.psytest.ru> (accessed 2.05.2011). (in Russ.)
12. Sugonyaev K.V., Inozemtsev V.O. *Novaya metodika dlya skrininga lits s priznakami nervno-psikhicheskoy neustoychivosti* [New Technique for Screening Subjects with Signs of Psychological Instability]. *Aktual'nye voprosy meditsinskogo obespecheniya, sovershenstvovaniya spetsializirovannoy meditsinskoy pomoshchi: Tez. dokl. nauch.-prakt. konf.* [Actual Questions of Medical Support, Improvement of Specialized Medical Care], 2001, pp. 25–28. (in Russ.)
13. Sugonyaev K.V. *O psikhometricheskom kachestve testovykh «brendov»* [About Psychometric Quality of Test "Brands"]. *Razvitie teorii i praktiki professional'nogo psikhologicheskogo otbora v Voo-ruzhennykh Silakh novogo oblika: Mat. nauch.-prakt. konf.* [In: *Development of theory and practice of military personnel selection in renewed Armed Forces*]. Moscow, MAGS Publ., 2012, pp. 228–252. (in Russ.)
14. Sugonyaev K.V. *Chto otrazhayut shkaly sotsial'noy zhelatel'nosti?* [What do Scales of Social Desirability Reflect?]. *Sovremennaya psikhodiagnostika Rossii. Preodoleniye krizisa* [Modern Psychodiagnosics of Russia. Coping of Crisis]. Chelyabinsk, South Ural St. Univ. Publ., 2015, vol. 2, pp. 169–73. (in Russ.)
15. Sugonyaev K.V. *Shkaly atipichnosti otvetov kak instrument vyyavleniya nekooperativnogo testovogo povedeniya* [Scales of Atypical Responding as a Tool of Non-cooperative Testing Behavior Detection]. *Bulletin of the South Ural State University. Ser. Psychology*, 2016, vol. 9, no. 1, pp. 17–26. DOI: 10.14529/psy160102. (in Russ.)
16. Shmelyov A.G. *Prakticheskaya testologiya. Testirovanie v obrazovanii, prikladnoy psikhologii i upravlenii personalom* [Practical Testology. Testing in Education, Applied Psychology and Personnel Management]. Moscow, Mask Publ., 2013, 688 p. (in Russ.)
17. Bosco F.A., Aguinis H., Singh K., Field J.G., Pierce C.A. Correlational effect size benchmarks. *Journal of Applied Psychology*, 2015, vol. 100, no. 2, pp. 431–449. DOI: 10.1037/a0038047.
18. Campbell D.T., Fiske D.W. Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, 1959, vol. 56, no. 2, pp. 81–105. DOI: 10.1037/h0046016.

19. Carlson K.D., Herdman A.O. Understanding the impact of convergent validity on research results. *Organizational Research Methods*, 2012, vol. 15, no. 1, pp. 17–32. DOI: 10.1177/1094428110392383.
20. Cronbach L., Meehl P. Construct validity in psychological tests. *Psychological Bulletin*, 1955, vol. 52, no. 4, pp. 281–302. DOI: 10.1037/h0040957.
21. Cumming G. The new statistics: Why and how. *Psychological Science*, 2014, vol. 25, no. 1, pp. 7–29. DOI: 10.1177/0956797613504966.
22. De Vries R.E., Zettler I., Hilbig B.E. Rethinking trait conceptions of social desirability scales: Impression management as an expression of honesty-humility. *Assessment*, 2014, vol. 21, no. 3, pp. 286–299. DOI: 10.1177/1073191113504619.
23. Evers A., Muniz J., Bartram D. et al. Testing practices in the 21st century: Developments and European psychologists' opinion. *European Psychologist*, 2012, vol. 17, no. 4, pp. 300–319. DOI: 10.1027/1016-9040/a000102.
24. Gignac G.E., Szodorai E.T. Effect size guidelines for individual differences researchers. *Personality and Individual Differences*, 2016, vol. 102, pp. 74–78. DOI: 10.1016/j.paid.2016.06.069.
25. Hemphill J.F. Interpreting the magnitude of correlation coefficients. *American Psychologist*, 2003, vol. 58, no. 1, pp. 78–79. DOI: 10.1037/0003-066X.58.1.78.
26. Hirschfeld G., von Brachel R., Thielsch M. Selecting items for Big Five questionnaires: At what sample size do factor loadings stabilize? *Journal of Research in Personality*, 2014, vol. 53, pp. 54–63. DOI: 10.1016/j.jrp.2014.08.003.
27. Lilienfeld S.O., Lynn S.J., Lohr J.M. (Eds.) Science and pseudoscience in clinical psychology: Initial thoughts, reflections, and considerations. In: *Science and Pseudoscience in Clinical Psychology*, 2nd ed., Guilford Press, 2015, pp. 1–16. DOI: 10.1002/9781118625392.wbecp572.
28. McCrae R.R., Kurtz J.E., Yamagata S., Terracciano A. Internal consistency, retest reliability, and their implications for personality scale validity. *Personality and Social Psychology Review*, 2011, vol. 15, no. 1, pp. 28–50. DOI: 10.1177/1088868310366253.
29. Ones D.S., Viswesvaran C., Schmidt F.L. Realizing the full potential of psychometric meta-analysis for a cumulative science and practice of human resource management. *Human Resource Management Review*, 2017, vol. 27, no. 2, pp. 201–215. DOI: 10.1016/j.hrmr.2016.09.011.
30. Schmidt F.L. Detecting and correcting the lies that data tell. *Perspectives on Psychological Science*, 2010, vol. 5, no. 3, pp. 233–242. DOI: 10.1177/1745691610369339.
31. Schönbrodt F.D., Perugini M. At what sample size do correlations stabilize? *Journal of Research in Personality*, 2013, vol. 47, no. 5, pp. 609–612. DOI: 10.1016/j.jrp.2013.05.009.
32. Sherman R.A., Funder D.C. Evaluating correlations in studies of personality and behavior: Beyond the number of significant findings to be expected by chance. *Journal of Research in Personality*, 2009, vol. 43, no. 6, pp. 1053–1063. DOI: 10.1016/j.jrp.2009.05.010.
33. Strauss M.E., Smith G.T. Construct validity: Advances in theory and methodology. *Annual Review of Clinical Psychology*, 2009, vol. 5, pp. 1–25. DOI: 10.1146/annurev.clinpsy.032408.153639.
34. Uziel L. Impression management (“lie”) scales are associated with interpersonally oriented self-control, not other-deception. *Journal of Personality*, 2014, vol. 82, no. 3, pp. 200–212. DOI: 10.1111/jopy.12045.

Received 9 April 2019

ОБРАЗЕЦ ЦИТИРОВАНИЯ

Сугоняев, К.В. Можно ли оценить личностные характеристики с помощью теста Люшера? / К.В. Сугоняев // Психология. Психофизиология. – 2019. – Т. 12, № 2. – С. 41–59. DOI: 10.14529/jpps190204

FOR CITATION

Sugonyaev K.V. Is It Possible to Assess Personality Traits by Means of Lüscher Test? *Psychology. Psychophysiology*. 2019, vol. 12, no. 2, pp. 41–59. (in Russ.). DOI: 10.14529/jpps190204