

Эстетическая отзывчивость российской и азербайджанской молодежи

Сабодош П.А.,

кандидат психологических наук, научный сотрудник, лаборатории психологии способностей и ментальных ресурсов имени В.Н. Дружинина, Федеральное государственное бюджетное учреждение науки «Институт психологии Российской академии наук», Москва, Россия, sabadosh@psychol.ras.ru

Различные виды конструктивной валидности русской версии опросника «Шкала сопричастности красоте» (EBS 2.0) проверялись на данных двух предыдущих исследований, проведенных на удобных выборках учащихся: российской ($n=183$) и азербайджанской ($n=99$). Конфирматорный факторный анализ многочертной-многометодной модели подтвердил хорошую конвергентную и дискриминантную валидность EBS. Подтверждена кросс-культурная инвариантность измерения факторов EBS, позволяющая сравнивать показатели двух групп. Между российской и азербайджанской молодежью не обнаружено значимых различий в уровне сопричастности красоте, т. е. эстетической отзывчивости. В целом, показатели девушек выше, чем юношей, в основном за счет субшкал красоты природы и искусства. Гендерные различия по общему фактору сопричастности красоте у россиян выражены сильнее по сравнению с азербайджанцами. Зависимости результатов от возраста респондентов не обнаружено.

Ключевые слова: эстетическая отзывчивость, Шкала сопричастности красоте, мультичертная-мультиметодная модель, кросс-культурное исследование, инвариантность измерения, гендерные различия.

Для цитаты:

Сабодош П.А. Эстетическая отзывчивость российской и азербайджанской молодежи [Электронный ресурс] // Современная зарубежная психология. 2018. Том 7. № 2. С. 90—99. doi:10.17759/jmfp.2018070209

For citation:

Sabadosh P.A. Aesthetic responsiveness of Russian and Azerbaijani youth [Elektronnyi resurs]. *Journal of Modern Foreign Psychology*, 2018, vol. 7, no. 2, pp. 90—99. doi: 10.17759/jmfp.2018070209 (In Russ.; Abstr. in Engl.).

Эстетическая отзывчивость и методы ее измерения

В психологии и педагогике традиционно рассматривается ряд индивидуально-психологических качеств, имеющих отношение к различного рода эстетической деятельности. Мы можем выделить три крупных блока таких качеств: художественно-эстетическая компетентность, состоящая из общей осведомленности, а также специальных знаний, умений, навыков; эстетические способности и одаренность; мотивация, включающая установки, интересы, склонности, ценности [4]. Для оценки почти всех этих качеств давно существует целый спектр диагностических методик, однако такое психологическое свойство, как эстетическая отзывчивость, или склонность к эстетическим переживаниям, до недавнего времени не имело своего измерительного инструментария.

Между тем, склонность к эстетическим переживаниям — важное для человека качество, и не только в области художественной деятельности: эстетическое впечатление может произвести любая повседневная ситуация. Гуманистическими психологами, начиная с А. Маслоу, подчеркивалась роль эстетических переживаний разного рода в личностном росте; получены эмпирические подтверждения того, что эстетическая восприимчивость входит в число факторов субъективного благополучия [18], а также способствует успешному выходу из депрессии [22]. Подробный анализ

концепций ресурсной функции эстетических переживаний проведен нами в [5].

Эстетическую отзывчивость, очевидно, можно описать в терминах как способностей, так и склонностей, однако диагностировать ее при помощи традиционно для психологии способностей метода тестирования представляется затруднительным: в отличие от «классических» эстетических способностей, она проявляется не в суждении об эстетических качествах объекта, а в первую очередь в легкости возникновения субъективного переживания, эстетического отклика. Необходимость как-то учитывать эстетическую отзывчивость привела к ее измерению в качестве личностной черты при помощи метода самоотчета. Формально такой подход менее объективен, чем тестирование, однако, учитывая принципиальные сложности, с которыми столкнулись создатели тестов эстетических способностей (в первую очередь — проблему критериев адекватности эстетической оценки [подробнее см.: 3]), смещение фокуса с эстетического суждения на сам субъективный факт эстетического переживания представляется уместной альтернативной парадигмой.

Средства диагностики эстетической отзывчивости поначалу появились в составе двух больших личностных опросников в качестве субшкал: «Эстетический аспект» фактора «Открытость к опыту» опросника «Большой пятерки» NEO PI-R [8] и субшкала «восприимчивость к красоте и совершенству» (Appreciation of

Beauty and Excellence, ABE) опросника сильных сторон характера «Ценности в действии» VIA-IS [23]. В NEO PI-R эстетическая отзывчивость понимается как открытость соответствующим специфическим переживаниям и их поиск, а пункты касаются в основном искусства. ABE VIA-IS обращается к трансцендентным переживаниям благоговения, восхищения, возвышенного и охватывает наряду с эстетическими переживаниями этические, а также восхищение совершенством умений, мастерством.

Позже были разработаны специализированные методики: «Шкала сопричастности красоте» (Engagement With Beauty Scale, EBS; [12]); «Тест восприимчивости к красоте и совершенству» (Appreciation of Beauty and Excellence Test, ABET; [13]); а также переработанная испаноязычная ABE [19]. Концептуально они схожи с ABE VIA-IS и подразумевают наличие общего фактора эстетической отзывчивости, кроющегося за разнообразными специфическими переживаниями. EBS ограничивается только *сопричастностью* красоте (термин подчеркивает аффективную сторону переживания), в то время как ABET использует более общие понятия *отзывчивости* и *восприимчивости*, а также охватывает этические переживания и предполагает интраиндивидуальные различия в уровне эстетической и этической отзывчивости, т. е. соответствующий индивидуальный профиль. Заметим, что ABET содержит стимульный материал, таким образом являясь не столько опросником, сколько тестом, со всеми вытекающими из этого методологическими затруднениями и громоздкостью процедуры. Обнаружена конвергентная валидность ABET с ABE VIA-IS и EBS, что говорит в пользу измерения всеми ими одного общего конструкта [13].

Кросс-культурные исследования эстетической отзывчивости

Внутренний объем кросскультурных исследований проводился при помощи опросника NEO PI-R, в том числе в России, в рамках изучения модели «Большой пятерки» и подтверждения ее универсальности. В качестве одной из таких универсальных тенденций отмечаются более высокие баллы у женщин по «эстетическому аспекту» при исследовании как самоотчетов [9] так и внешних оценок [20]. При этом наблюдалась прямая зависимость выраженности гендерных различий в целом от степени индивидуализма, эгалитаризма и маскулинности культуры (по Хофстеде) и от уровня жизни в стране. В течение юношеского (студенческого) возраста были обнаружены некоторый рост ряда показателей, в том числе открытости опыту, и обратная тенденция в зрелости. С другой стороны, культурным различиям в эстетической отзывчивости авторами этих исследований не уделяется особого внимания.

Опросник EBS переводился на ряд языков; в ходе адаптации проводились исследования на выборках

скромного объема из соответствующих культур [16], в ходе этих исследований, как правило, подтверждалась факторная структура, первоначально полученная на североамериканских выборках. Факторная структура EBS была подтверждена также и на удобной выборке российских учащихся [25]. Однако в китайской версии EBS в исследовании на гуаньдунской выборке предполагаемая факторная структура вообще не была обнаружена: все пункты образовали единый фактор, что авторы объясняют холизмом китайского менталитета [14]. По данным другого исследования, немцы ниже, чем американцы оценивают свою сопричастность красоте природы, красоте поступков, а также красоте вообще; однако сами авторы ставят под сомнение репрезентативность полученных результатов в связи с малым объемом использованной удобной выборки [11]. В то же время у россиян, в отличие от американцев, обнаружены гендерные различия в уровне эстетической отзывчивости: у девушек он оказался значимо выше. Возможно, однако, этот результат связан с возрастными особенностями российской выборки.

Культурно-специфические особенности россиян и азербайджанцев

Одним из достоверных источников данных о различиях национальных культур являются масштабные циклы исследований, проводимых в рамках двух моделей ценностей культуры: Г. Хофстеде и Р. Инглхарта. Согласно диаграмме Инглхарта—Вельцеля, по данным 6-й волны Всемирного обзора ценностей WVS (2010—2014 гг.), по сравнению с Россией Азербайджан ближе к полюсу традиционных ценностей семьи, религии, почитания власти, социального конформизма [15]. В работах, использующих модель Хофстеде, Азербайджан не представлен, но мы, по примеру авторов исследования [2], можем опереться на данные ближайших к нему в культурном и географическом смысле стран — Турции и Ирана. Судя по этим данным, Россия может отличаться от Азербайджана: 1) большей дистанцированностью власти, утверждающей сильную властную иерархию, отношения господства/подчинения в противовес эгалитаризму; 2) долгосрочной ориентацией на будущее, нацеленной на изменения в противоположность поддержанию традиций; (3) сдержанностью, ограничивающей досуг и удовольствия в противовес потворству своим желаниям; 4) несколько большей феминностью, ценящей отношения с людьми и качество жизни в отличие от маскулинности, нацеленной на достижения и соперничество [10].

Несколько иные результаты получены в недавнем исследовании российской и азербайджанской молодежи, где коллективизм и индивидуализм дополнительно дифференцировались на горизонтальный и вертикальный. В вертикальном измерении у россиян обнаружен более высокий уровень индивидуализма, про-

являющегося в конкуренции за высокий социальный статус, а у азербайджанцев — коллективизма, т. е. подчинения интересам группы. По горизонтали у россиян, наоборот, оказался выше коллективизм как включенность в группу и взаимозависимость, а у азербайджанцев — индивидуализм, заключающийся в уникальности и отличии от других и связанный с более сильным, в том числе показным, проявлением эмоций [1]. Было также установлено, что молодые россияне оценивают свою способность понимать собственные эмоции выше, чем азербайджанцы [2].

Обобщая результаты этих исследований, мы можем составить описание азербайджанской культуры как более традиционалистской, коллективистической, при этом одобряющей жизненные удовольствия и проявление эмоций. По-видимому, эта картина в целом согласуется с обыденными представлениями россиян о культурных особенностях жителей Закавказья.

Мы предположили, что указанные культурные различия должны отразиться и на оценках эстетической отзывчивости. Так, эмоциональная экспрессивность азербайджанцев и их склонность к вкушению удовольствий может усиливать их эстетическую отзывчивость. Важность традиционных и коллективистических ценностей для азербайджанцев, вероятно, проявляется в их большей восприимчивости к красоте поступков, морального поведения. Судя по тенденциям, описанным в исследованиях «Большой пятерки», в российской культуре мужчины и женщины должны различаться по эстетической отзывчивости сильнее, чем в азербайджанской.

С другой стороны, предполагалось, что различия должны быть достаточно умеренными, вследствие взаимовлияния культур, обусловленного географической близостью и общим историческим прошлым. Для современных представителей азербайджанской культуры характерно владение русским языком, в особенности распространенное в столичной среде, у высокообразованной интеллигенции и элиты общества. Благодаря этому обстоятельству, в частности, при исследовании на выборке учащихся в Баку оказывается возможным использовать русскоязычные методики.

Психометрические гипотезы заключались в высокой конвергентной и дискриминантной валидности опросника валидности опросника EBS, а также эквивалентности его шкал в сравниваемых группах.

Методы

Для анализа использовались данные русскоязычной версии опросника EBS, полученные в двух исследованиях: на российской [25] и азербайджанской [26] выборках. Российская выборка состояла из учащихся классов лицея г. Екатеринбурга с углубленным изучением математики, естественных либо гуманитарных наук, $n = 191$, 14—17 лет ($M=15,71$; $SD=0,67$), девушек

48%, юношей 52%. Азербайджанская выборка состояла из учащихся старших классов и студентов университета г. Баку, $n=105$, 14—22 года ($M=17,98$; $SD=1,97$), девушек 71%, юношей 29%. Данные 6 азербайджанских и 8 российских респондентов содержали пропуски ответов и по этой причине были исключены из анализа.

Опросник EBS версии 2.0 состоит из 18 вопросов и включает четыре субшкалы сопричастности красоте разных видов: 1) природы, 2) искусства, 3) поступков и 4) идей. Каждая из шкал состоит из четырех пунктов с ответами по семибалльной ликерт-шкале, затрагивающих различные аспекты сопричастности: 1) когнитивный, 2) телесный, 3) эмоциональный, 4) духовный. Шкала сопричастности красоте поступков содержит также два дополнительных пункта, касающихся желания становиться лучше. Кроме того, шкалы видов красоты образуют шкалу второго порядка — общей красоты.

EBS построен в соответствии с принципами так называемого мультичертного-мультиметодного (multitrait-multimethod, МТММ) подхода, позволяющего оценивать валидность измеряемых конструктов: каждый его пункт принадлежит одновременно факторам из двух разных плоскостей: «черт» — видов красоты, и «методов» — аспектов сопричастности. Однако в оригинальном исследовании [12] этот подход был реализован не полностью: аспекты сопричастности моделировались не самостоятельными факторами, а коррелированными специфичностями, т. е. остатками (correlated traits, correlated uniqueness, СТКУ). В исследовании [25] нами была также подтверждена адекватность более полной модели, где аспекты сопричастности выделяются в отдельные независимые факторы (correlated traits, uncorrelated methods, СТМУ). Шкалы опросника продемонстрировали надежность по оценкам коэффициента α Кронбаха в диапазоне 0,71—0,81 для азербайджанской выборки и 0,82—0,92 — для российской.

На первом этапе анализа при помощи конфирматорного факторного анализа (КФА) предварительно проверялась конвергентная и дискриминантная валидность методики. Затем для установления кросс-культурной эквивалентности входящих в нее конструктов проводился мультигрупповой КФА (МГ КФА), в ходе которого проверялась инвариантность измерения по отдельным шкалам. Далее в анализ дополнительно включались переменные пола и возраста для оценки их влияния на показатели эстетической отзывчивости.

Вычисления производились в статистической среде R (v.3.4.4) [6] с использованием пакета lavaan (v. 0.5-23.1097) [24].

Валидность методики

Для проверки МТММ моделей сначала две выборки анализировались совместно. При этом для нивелирования влияния фактора групповой принадлежности были рассчитаны объединенные внутригрупповые

ковариации (pooled covariances), с соответствующим взвешиванием по размеру группы, согласно [21]. Проверка проводилась посредством КФА по схеме Уайдамена, позволяющей оценить разные аспекты валидности методики в процессе сравнения адекватности нескольких альтернативных моделей [28]. В соответствии со схемой, латентные факторы были стандартизованы; параметры моделей оценивались методом максимального правдоподобия (ML).

В модели СТ (correlated traits) факторы «черт», т. е. видов красоты свободно коррелируют друг с другом; факторы «методов», т. е. аспектов сопричастности, не выделяются. В модели СМ (correlated methods), напротив, свободно коррелируют методы, а черты не выделяются. В модели СТСМ (correlated traits, correlated methods) выделяются факторы как коррелирующих между собой черт, так и коррелирующих методов. В модели РСТСМ (perfectly correlated traits, correlated methods), в отличие от СТСМ, все корреляции между факторами черт фиксированы и равны 1, что эквивалентно наличию единственного (общего) фактора красоты. Кроме этих четырех традиционных для схемы моделей в анализ была включена модель SOTСМ (second-order trait, correlated methods), в которой выделяются факторы черт и методов, аналогично модели СТСМ, но при этом связи между видами красоты моделируются действием фактора второго порядка — общей красоты.

Результаты анализа представлены в табл. 1. Модели СТСМ и SOTСМ хорошо согласовывались с данными по всем анализируемым общим показателям, тогда как модели СТ, СМ и РСТСМ по большинству показателей обнаружили неудовлетворительное соответствие. Согласно критерию $\Delta\chi^2$ для вложенных моделей, модель СТСМ статистически значимо лучше согласовывалась с данными по сравнению со всеми остальными моделями. Однако если сравнить значения остальных показателей согласия, оказывается, что модель SOLVСМ практически не отличается по качеству подгонки от СТСМ, и на этом основании ей может быть отдано предпочтение как более экономной.

С точки зрения валидности методики, эти результаты интерпретируются так: явное превосходство модели СТСМ над СТ свидетельствует о хорошей конвергентной валидности опросника в отношении видов красоты, т. е. подтверждает правомерность их выделения; ее

превосходство над РСТСМ свидетельствует в пользу дискриминантной валидности, т. е. оправданности различения сопричастности специфическим видам красоты, а не их полного слияния в единый фактор. Выигрыш СТСМ в сравнении с СМ указывает на выраженный эффект метода, т. е. зависимость оценки от того, к какому аспекту сопричастности красоте (когнитивному, телесному и т. д.) относится пункт опросника. При этом, с точки зрения экономичности модели и соответствующего удобства содержательной работы, оправдано включение в нее общего фактора черт второго порядка — общей красоты, чье влияние на ответы опосредуется специфическими факторами черт — отдельных видов красоты.

Инвариантность измерения

На следующем этапе анализа адекватность отобранных моделей предварительно проверялась с помощью КФА в каждой группе по отдельности. Модель SOTСМ дала неприемлемое решение: в обеих группах появились так называемые случаи Хейвуда — отрицательные значения оценок дисперсий отдельных индикаторов. Аналогичная картина возникла в результате подгонки модели без фактора второго порядка — СТСМ. Как известно из исследований, в том числе симуляционных, неприемлемые либо неустойчивые решения появляются в большинстве случаев при анализе модели СТСМ, что объясняется ее перегруженностью (overparameterization) [17]. Для преодоления этих трудностей разными авторами предлагались модификации модели, в том числе СТUM и СТСU.

Модель СТСU с фактором второго порядка показала в обеих группах приемлемые результаты и была включена в дальнейший анализ. Поскольку в ней оценки ковариаций специфичности пункта «Эмоциональная сопричастность красоте природы» с остальными пунктами эмоциональной сопричастности оказались статистически незначимыми, они были фиксированы равными нулю. Распределения ответов на отдельные пункты EBS отличались от нормального, поэтому в МГ КФА параметры моделей оценивались робастным вариантом метода максимального правдоподобия (MLM) с использованием статистики χ^2 Саторры—Бентлера. Чтобы сбалансировать выборки по объему и гендерному составу, из российской выборки случайным образом были исключены 62 респондента мужского пола.

Таблица 1

Показатели согласия моделей КФА на объединенной выборке

Модель	χ^2 (df)	CFI	TLI	RMSEA (90% CI)	SRMR	$\Delta\chi^2$ (df)*	p $\Delta\chi^2$ *
СТСМ	171,33 (106)	0,975	0,964	0,047 (0,034–0,060)	0,044		
SOLV, СМ	181,85 (108)	0,972	0,960	0,049 (0,037–0,062)	0,050	10,52 (2)	0,005
РСТСМ	670,48 (112)	0,786	0,708	0,133 (0,124–0,143)	0,077	499,15 (6)	0,000
СТ	510,28 (129)	0,854	0,827	0,103 (0,093–0,112)	0,060	338,95 (23)	0,000
СМ	1139,62(130)	0,613	0,544	0,167 (0,158–0,176)	0,189	968,29 (24)	0,000

Примечание: «*» — сравнение модели СТСМ с вложенными моделями.

Проверка инвариантности измерения для модели STCU проводилась с помощью МГ КФА в несколько этапов по схеме для иерархической факторной структуры [7; 27]. По этой схеме на исходную модель последовательно накладываются ограничения в виде равенства отдельных параметров между группами, сначала на факторы первого порядка, затем — второго. При этом все факторы идентифицируются с помощью переменной-маркера: нагрузка одной из переменных на фактор фиксируется равной 1, а интерцепт (константа) — нулю. Для факторов первого порядка в качестве маркеров были выбраны пункты, отражающие когнитивную сопричастность; для второго — фактор красоты природы.

Результаты анализа представлены в табл. 2. Сравнение мультигрупповых моделей по показателям согласия показало наличие инвариантности конфигурации (тождество паттернов переменных для каждого фактора; туда же включалось тождество паттернов ковариаций специфичностей, моделирующих эффект методов). Инвариантность метрики (инвариантность конфигурации плюс равенство факторных нагрузок, а также ковариаций специфичностей) для факторов первого порядка удалось подтвердить после снятия требования равенства нагрузок пунктов телесной и духовной сопричастности на фактор «Красота поступков», телесной сопричастности на фактор «Красота искусства», а также ковариации специфичностей пунктов телесной сопричастности красоте природы и идей. Аналогичная частичная инвариантность метрики также была подтверждена для фактора второго порядка. Для факторов обоих порядков была подтверждена инвариантность шкалы (инвариантность метрики плюс равенство интерцептов). Наконец, подтвердилась и соответствующая строгая инвариантность факторов (инвариантность метрики плюс равенство остаточных дисперсий пунктов).

Аналогичная частичная инвариантность шкалы (инвариантность метрики плюс равенство интерцептов) была подтверждена на уровне специфических факторов и общего фактора второго порядка. Таким образом, для общего фактора красоты оказалось правомерным напрямую сопоставить результаты двух групп. Судя по полностью стандартизованному решению, полученному для модели строгой инвариантно-

сти факторов, результаты по этому общему фактору у азербайджанцев оказались незначительно (в среднем на 0.35) выше, чем у россиян, со статистической значимостью лишь на уровне слабой тенденции ($z=1,70$; $p=0,089$).

Отметим, что в данной модели групповые средние по шкалам отдельных видов красоты представлены не как самостоятельные параметры, а в виде двух компонентов: интерцепта и произведения среднего значения фактора второго порядка на соответствующую нагрузку. Соответственно, в рамках МГ КФА модели можно непосредственно сравнить групповые средние только по фактору общей красоты, но не по ее отдельным шкалам. Кроме того, поскольку для установления шкалы факторная нагрузка и интерцепт переменной-маркера фиксируются, эта переменная не задействована в статистической проверке инвариантности измерения. С другой стороны, поскольку в модели STCU аспекты сопричастности в качестве факторов не выделяются, отсутствует и возможность полноценной проверки инвариантности их измерения.

Чтобы восполнить указанные пробелы, проверка инвариантности измерения была повторно проведена на модели STUM без фактора второго порядка. Эта модель также предварительно показала приемлемые результаты по группам; ее факторные нагрузки приведены в Приложении. Поскольку при одновременном наличии в модели факторов черт и методов использовать переменную-маркер невозможно, применялись стандартизованные латентные переменные.

Результаты проверки представлены в табл. 3. Инвариантность метрики и шкалы, а также строгую инвариантность факторов для этой модели удалось подтвердить, сняв требования равенства нагрузок: пунктов когнитивной и эмоциональной сопричастности и одного из пунктов желания стать лучше на фактор «Красота поступков»; пункта духовной сопричастности на фактор «Красота искусства»; пункта эмоциональной сопричастности на фактор «Красота идей»; пункта красоты природы на фактор «Эмоциональная сопричастность».

Благодаря наличию инвариантности измерения в рамках данной модели оказалось доступным прямое сравнение групповых средних значений отдельных факторов — видов красоты и аспектов сопричастности. Согласно полностью стандартизованному решению,

Таблица 2

Проверка инвариантности измерения для модели STCU с фактором 2-го порядка

Инвариантность	χ^2 (df)	CFI	TLI	RMSEA (90% CI)	SRMR	$\Delta\chi^2$ (df)	p $\Delta\chi^2$
Конфигурации	274,135 (218)	0,963	0,948	0,054 (0,030–0,073)	0,072		
Метрики (1)	298,484 (250)	0,968	0,960	0,047 (0,021–0,066)	0,074	25,472 (32)	0,786
Метрики (2)	300,291 (253)	0,969	0,962	0,046 (0,019–0,065)	0,075	0,829 (3)	0,843
Шкалы (1)	327,232 (264)	0,959	0,953	0,052 (0,030–0,069)	0,077	42,384 (11)	0,000
Шкалы (2)	336,384 (267)	0,955	0,949	0,053 (0,033–0,070)	0,079	18,385 (3)	0,000
Строгая	344,989 (285)	0,960	0,957	0,049 (0,026–0,067)	0,081	13,939 (18)	0,733

Примечание: (1) — факторы 1-го порядка; (2) — факторы 1-го и 2-го порядков.

Проверка инвариантности измерения для модели СТUM

Инвариантность	χ^2 (df)	CFI	TLI	RMSEA (90% CI)	SRMR	$\Delta\chi^2$ (df)	p $\Delta\chi^2$
Конфигурации	281,329 (224)	0,964	0,950	0,054 (0,030–0,072)	0,068		
Метрики	310,051 (253)	0,963	0,955	0,051 (0,027–0,069)	0,087	29,855 (29)	0,421
Шкалы	324,838 (263)	0,960	0,954	0,052 (0,029–0,069)	0,088	16,288 (10)	0,091
Строгая	334,305 (281)	0,965	0,962	0,047 (0,022–0,065)	0,090	13,426 (18)	0,766

полученному для модели строгой инвариантности факторов, азербайджанская молодежь оценивает свою эмоциональную сопричастность красоте на 0,47 выше российской, это различие близко к статистически значимому ($z=1,95$; $p=0,052$). У россиян по сравнению с азербайджанцами на 0,37 выше оказались оценки по когнитивной сопричастности, однако это различие проявлялось лишь на уровне слабой тенденции ($z=-1,74$; $p=0,083$).

Влияние пола и возраста

Для оценки влияния пола респондентов на их ответы использовалась модель MIMIC (multiple indicators multiple causes), где соответствующие переменные включаются в КФА в качестве ковариат. Поскольку выборки несколько различались по возрастному составу, аналогичным способом проверялось также потенциальное влияние фактора возраста. Подтвержденная инвариантность измерения позволила начать с анализа объединенной выборки. На общий фактор красоты значимое влияние оказал лишь гендер: оценки девушек оказались в среднем выше, чем юношей (нестандартизованный коэффициент $b=-0,68$; $z=-3,56$; $p < 0,000$). Эти гендерные различия статистически достоверно проявились в основном в оценках сопричастности красоте искусства ($b=-0,91$; $z=-4,44$; $p < 0,000$) и природы ($b=-0,61$; $z=-3,10$; $p < 0,002$) и оказались незначимыми для красоты поступков ($b=-0,30$; $z=-1,72$; $p < 0,087$) и идей ($b=-0,31$; $z=-1,66$; $p < 0,097$). Действия гендерного фактора на шкалы аспектов сопричастности на объединенной выборке не было обнаружено. Влияние возраста респондентов в их ответах не проявилось.

При сравнении групп выявлены различия во влиянии гендера на общий фактор красоты: у российской молодежи оно выражено сильнее ($b=-0,58$; $z=1,85$; $p < 0,001$), чем у азербайджанской ($b=-0,13$; $z=-1,14$; $p < 0,064$). Анализ модели с ограничением в виде

равенства этих коэффициентов подтвердил статическую значимость данного различия ($\Delta\chi^2=5,48$; $p=0,019$). Таким образом, подтвердилась гипотеза о разной степени гендерной дифференцированности средних баллов в зависимости от культуры.

Заключение

Итак, по результатам исследования мы можем сделать следующие выводы.

На объединенной российско-азербайджанской выборке в русле подхода МТММ подтверждена конвергентная и дискриминантная конструктивная валидность русской версии методики «Шкала сопричастности красоте» (EBS 2.0). Установлена частичная строгая инвариантность измерения для моделей СТСУ и СТUM, что позволяет использовать опросник для кросс-культурных исследований в России и Азербайджане, в частности, проводить сравнения по уровню выраженности конструктов сопричастности красоте, в том числе — общего фактора 2-го порядка.

Обнаружено, что у девушек эстетическая отзывчивость на красоту в целом выше, чем у юношей; эти различия проявляются преимущественно в переживаниях красоты природы и искусства. Подтверждена гипотеза о большей выраженности гендерных различий по общему фактору сопричастности красоте у молодых россиян по сравнению с азербайджанцами. Вместе с тем отметим что, поскольку анализировались удобные выборки, то для уверенного обобщения этих результатов на всю популяцию требуется дополнительное исследование.

Статистически не подтвердились гипотезы о большей эстетической отзывчивости азербайджанцев (обнаружена лишь незначимая тенденция) и об их восприимчивости к красоте поступков. Не обнаружено и влияния возрастного фактора на показатели эстетической отзывчивости.

Приложение

Стандартизованные факторные нагрузки модели СТUM, по группам

№ пункта EBS	Специфический фактор		Россияне		Азербайджанцы	
	Вид красоты	Аспект сопричастности	Красота	Сопричастность	Красота	Сопричастность
1	Природа	Когнитивный	0,61	0,55	0,62	0,27
2	Природа	Телесный	0,74	0,24	0,67	0,52
3	Природа	Эмоциональный	0,86	0,19	0,87	-0,30
4	Природа	Духовный	0,69	0,35	0,67	0,42
5	Искусство	Когнитивный	0,70	0,46	0,60	0,35
6	Искусство	Телесный	0,76	0,30	0,84	0,20
7	Искусство	Эмоциональный	0,86	0,26	0,77	0,20
8	Искусство	Духовный	0,78	0,22	0,69	0,27
9	Поступки	Когнитивный	0,70	0,14	0,49	0,33
10	Поступки	Телесный	0,77	0,29	0,76	0,28
11	Поступки	Эмоциональный	0,83	0,39	0,73	0,25
12	Поступки	Духовный	0,78	0,24	0,69	0,57
13	Поступки	-	0,76		0,55	
14	Поступки	-	0,77		0,39	
15	Идеи	Когнитивный	0,63	0,17	0,45	0,37
16	Идеи	Телесный	0,77	0,38	0,69	0,61
17	Идеи	Эмоциональный	0,88	0,22	0,80	0,30
18	Идеи	Духовный	0,76	0,39	0,59	0,57

Примечание: курсивом выделены нагрузки, не достигающие уровня значимости $p < 0,05$.

Финансирование

Исследование выполнено в рамках государственного задания ФАНО № 0159-2016-0005.

ЛИТЕРАТУРА

1. Панкратова А.А., Осин Е.Н., Гасанова У.У. Уровень горизонтального и вертикального индивидуализма и коллективизма в России и Азербайджане [Электронный ресурс] // Психологические исследования. 2017. Т. 10. № 55. 12 с. URL: <http://psystudy.ru/index.php/num/2017v10n55/1472-pankratova55.html> (дата обращения: 27.05.2018).
2. Панкратова А.А., Осин Е.Н., Люсин Д.В. Особенности эмоционального интеллекта у представителей российской и азербайджанской культур [Электронный ресурс] // Психологические исследования. 2013. Т. 6. № 31. 11 с. URL: <http://psystudy.ru/num/2013v6n31/889-pankratova31.html> (дата обращения: 24.05.2018).
3. Сабатов П.А. Разработка методов диагностики эстетических способностей: тесты эстетической чувствительности // Современные исследования интеллекта и творчества / Отв. ред. А.Л. Журавлев, Д.В. Ушаков, М.А. Холодная. М.: Институт психологии РАН, 2015. С. 250—262.
4. Сабатов П.А. Разработка технологии оценки уровня эстетического развития личности // Методы психологического обеспечения профессиональной деятельности и технологии развития ментальных ресурсов человека : Фундаментальная психология — практике / Ред. Л.Г. Дикая, А.Л. Журавлев, М.А. Холодная. М.: Изд-во «Институт психологии РАН», 2014. С. 297—308.
5. Сабатов П.А. Ресурсная функция эстетических переживаний: анализ и систематизация подходов // Психологический журнал. 2015. Т. 36. № 5. С. 21—31.
6. R Core Team. R: a language and environment for statistical computing. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing, 2018.
7. Chen F.F., Sousa K.H., West S.G. Testing measurement invariance of second-order factor models // Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal. 2005. Vol. 12. № 3. P. 471—492. doi:10.1207/s15328007sem1203_7
8. Costa Jr.P.T., McCrae R.R. Revised NEO personality inventory (NEO PI-R) and NEO five-factor inventory (NEO-FFI) professional manual. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources, 1992. 101 p.
9. Costa Jr. P. T., Terracciano A., McCrae R. R. Gender differences in personality traits across cultures: Robust and surprising findings // Journal of Personality and Social Psychology. 2001. Vol. 81. № 2. P. 322—331.
10. Country comparison [Электронный ресурс] // Hofstede Insights, 2018. URL: <https://www.hofstede-insights.com/country-comparison/> (дата обращения: 24.05.2018).

11. *Dachs I.F., Diessner R.* German version of the Engagement with Beauty Scale // *Psi Chi Journal of Undergraduate Research*. 2009. Vol. 14. № 3. P. 87—92.
12. *Diessner R. et al.* Engagement with beauty: Appreciating natural, artistic, and moral beauty // *The Journal of Psychology*. 2008. Vol. 142. № 3. P. 303—332. doi:10.3200/JRLP.142.3.303-332
13. *Güsewell A., Ruch W.* Are there multiple channels through which we connect with beauty and excellence? // *The Journal of Positive Psychology*. 2012. Vol. 7. № 6. P. 516—529. doi:10.1080/17439760.2012.726636
14. *Hui R., Diessner R.* Engagement with beauty in Hong Kong // *Indian Journal of Positive Psychology*. 2015. Vol. 6. № 4. P. 356—360.
15. *Inglehart R., Welzel C.* The world values survey cultural map of the world [Электронный ресурс] // World values surveys project, 2014. URL: <http://www.worldvaluessurvey.org/wvs.jsp> (дата обращения: 24.05.2018).
16. International reliability studies of the Engagement with Beauty Scale (EBS) / *T. Richel [et al.]* // Poster presented at the International Counseling Psychology Conference, Chicago, IL. 2008.
17. *Marsh H.W., Bailey M.* Confirmatory factor analyses of multitrait-multimethod data: A comparison of alternative models // *Applied psychological measurement*. 1991. Vol. 15. № 1. P. 47—70. doi:10.1177/014662169101500106
18. *Martínez-Martí M.L., Avia M.D., Hernández-Lloreda M.J.* Effects of an appreciation of beauty randomized-controlled trial web-based intervention on appreciation of beauty and well-being // *Psychology of Aesthetics, Creativity, and the Arts*. 2018. Advance online publication. doi:10.1037/aca0000164
19. *Martínez-Martí M.L., Hernández-Lloreda M.J., Avia M.D.* Appreciation of beauty and excellence: Relationship with personality, prosociality and well-being // *Journal of Happiness Studies*. 2016. Vol. 17. № 6. P. 2613-2634.
20. *McCrae R.R., Terracciano A.* Universal features of personality traits from the observer's perspective: Data from 50 cultures // *Journal of Personality and Social Psychology*. 2005. Vol. 88. № 3. P. 547—561.
21. *Muthén B.O.* Multilevel covariance structure analysis // *Sociological Methods & Research*. 1994. Vol. 22. № 3. P. 376—398. doi:10.1177/0049124194022003006
22. *Peterson C., Park N., Seligman M.E.P.* Greater strengths of character and recovery from illness // *The Journal of Positive Psychology*. 2006. Vol. 1. № 1. P. 17—26. doi:10.1080/17439760500372739
23. *Peterson C., Seligman M.E.P.* Character strengths and virtues: A handbook and classification. NY: Oxford University Press, 2004. 800 p.
24. *Rosseel Y.* lavaan: an R package for structural equation modeling // *Journal of Statistical Software*. 2012. Vol. 48. № 2. P. 1—36.
25. *Sabadosh P.* A Russian version of the Engagement with Beauty Scale: the multitrait-multimethod model // *Psychology Journal of Higher School of Economics*. 2017. Vol. 14. № 1. P. 7—21. doi:10.17323/1813-8918.2017.1.7.21
26. *Sabadosh P.A., Babaeva J.D., Gadashova N.I.* Aesthetic motivation, engagement, and musical attitudes // *International Journal of Psychology*. 2016. Vol. 51: 856.
27. Testing measurement invariance for a second-order factor. A cross-national test of the alienation scale / *M. Rudnev [et al.]* // *Methods, data, analyses : a journal for quantitative methods and survey methodology (mda)*. 2018. Vol. 12. № 1. P. 47—76. doi:10.12758/mda.2017.11
28. *Widaman K.F.* Hierarchically nested covariance structure models for multitrait-multimethod data // *Applied Psychological Measurement*. 1985. Vol. 9. № 1. P. 1—26. doi:10.1177/014662168500900101

Aesthetic responsiveness in Russian and Azerbaijani youth

Sabadosh P.A.,

*candidate of psychological sciences, research fellow, laboratory of psychology of abilities and mental resources
named after V.N. Druzhinin, Institute of Psychology, Russian Academy of Sciences, Moscow, Russia,
sabadosh@psychol.ras.ru*

Various aspects of construct validity of the Russian version of the Engagement with Beauty Scale (EBS 2.0) questionnaire was assessed using data of two previous studies conducted on convenient student samples: Russian (n=183) and Azerbaijani (n=99). Confirmatory factor analysis of multitrait-multimethod model provided evidence of EBS' good convergent and discriminant validity. The cross-cultural measurement invariance of the EBS factors was confirmed which allowed to compare indicators of two groups. No significant differences were found in the level of responsiveness to beauty between Russian and Azerbaijani youths. Generally girls scored higher than boys did, mostly on the natural and artistic beauty subscales. Russian young people in comparison to Azerbaijani ones displayed significantly stronger gender differences in general factor of engagement with beauty. The results didn't show dependence on the age of respondents.

Keywords: aesthetic responsiveness, Engagement with Beauty Scale, EBS, multitrait-multimethod model, cross-cultural study, invariance measurement, gender differences.

Funding

This work was carried out within a Government contract of Federal Agency for Scientific Organizations № 0159-2016-0005..

REFERENCES

1. Pankratova A.A., Osin E.N., Gasanova U.U. Uroven' gorizonta'lnogo i vertikal'no individualizma i kollektivizma v Rossii i Azerbaidzhane [Levels of horizontal and vertical individualism and collectivism in Russia and Azerbaijan] [Elektronnyi resurs]. *Psikhologicheskie issledovaniya [Psychological research]*, 2017, vol. 10, no. 55, 12 p. Available at: <http://psystudy.ru/index.php/num/2017v10n55/1472-pankratova55.html> (Accessed 24.05.2018). (In Russ.; Abstr. in Engl.).
2. Pankratova A.A., Osin E.N., Lyusin D.V. Osobnosti emotsional'nogo intellekta u predstavitelei rossiiskoi i azerbaidzhanskoi kul'tur [Differences in emotional intelligence in Russian and Azerbaijani culture] [Elektronnyi resurs]. *Psikhologicheskie issledovaniya [Psychological research]*, 2013, vol. 6, no. 31, 11 p. Available at: <http://psystudy.ru/num/2013v6n31/889-pankratova31.html> (Accessed 24.05.2018). (In Russ.; Abstr. in Engl.).
3. Sabadosh P.A. Razrabotka metodov diagnostiki esteticheskikh sposobnostei: testy esteticheskoi chuvstvitel'nosti [Development of methods for diagnosis of aesthetic abilities: tests of aesthetic sensitivity]. In Zhuravlev A.L., Ushakov D.V., Kholodnaya M.A. (eds.) *Sovremennye issledovaniya intellekta i tvorchestva [Modern research of intelligence and creativity]*. Moscow: Institut psikhologii RAN, 2015, pp. 250—262. (In Russ.; Abstr. in Engl.).
4. Sabadosh P.A. Razrabotka tekhnologii otsenki urovnya esteticheskogo razvitiya lichnosti [Design of technology for assessment of individual aesthetic development level]. In Dikaya L.G., Zhuravlev A.L., Kholodnaya M.A. *Metody psikhologicheskogo obespecheniya professional'noi deyatelnosti i tekhnologii razvitiya mental'nykh resursov cheloveka: Fundamental'naya psikhologiya — praktike [Methods of psychological support of professional activity and technology of mental resources development]*. Moscow: Institut psikhologii RAN, 2014, pp. 297—308. (In Russ.).
5. Sabadosh P.A. Resursnaya funktsiya esteticheskikh perezhivanii: analiz i sistematizatsiya podkhodov [Resource function of aesthetic experience: approach analysis and systematization]. *Psikhologicheskii zhurnal [Psychological journal]*. 2015, vol. 36, no. 5, pp. 21—31. (In Russ.; Abstr. in Engl.).
6. R Core Team. R: a language and environment for statistical computing. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing, 2018.
7. Chen F.F., Sousa K.H., West S.G. Testing measurement invariance of second-order factor models. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 2005, vol. 12, no. 3, pp. 471—492. doi:10.1207/s15328007sem1203_7
8. Costa Jr.P.T., McCrae R.R. Revised NEO personality inventory (NEO PI-R) and NEO five-factor inventory (NEO-FFI) professional manual. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources, 1992.
9. Costa Jr. P.T., Terracciano A., McCrae R.R. Gender differences in personality traits across cultures: Robust and surprising findings. *Journal of Personality and Social Psychology*, 2001, vol. 81, no. 2, pp. 322—331.
10. Country comparison [Elektronnyi resurs]. *Hofstede Insights*, 2018. Available at: <https://www.hofstede-insights.com/country-comparison/> (Accessed 24.05.2018).
11. Dachs I.F., Diessner R. German version of the Engagement with Beauty Scale. *Psi Chi Journal of Undergraduate Research*, 2009, vol. 14, no. 3, pp. 87—92.

12. Diessner R. et al. Engagement with beauty: Appreciating natural, artistic, and moral beauty. *The Journal of Psychology*, 2008, vol. 142, no. 3, pp. 303—332. doi:10.3200/JRLP.142.3.303-332
13. Güsewell A., Ruch W. Are there multiple channels through which we connect with beauty and excellence? *The Journal of Positive Psychology*, 2012, vol. 7, no. 6, pp. 516—529. doi:10.1080/17439760.2012.726636
14. Hui R., Diessner R. Engagement with beauty in Hong Kong. *Indian Journal of Positive Psychology*, 2015, vol. 6, no. 4, pp. 356—360.
15. Inglehart R., Welzel C. The world values survey cultural map of the world [Elektronnyi resurs]. *World values surveys project*, 2014. Available at: <http://www.worldvaluessurvey.org/wvs.jsp> (Accessed 24.05.2018).
16. Richel T. et al. International reliability studies of the Engagement with Beauty Scale (EBS). *Poster presented at the International Counseling Psychology Conference*. Chicago, IL, 2008.
17. Marsh H.W., Bailey M. Confirmatory factor analyses of multitrait-multimethod data: A comparison of alternative models. *Applied psychological measurement*, 1991, vol. 15, no. 1, pp. 47—70. doi:10.1177/014662169101500106
18. Martínez-Martí M.L., Avia M.D., Hernández-Lloreda M.J. Effects of an appreciation of beauty randomized-controlled trial web-based intervention on appreciation of beauty and well-being. *Psychology of Aesthetics, Creativity, and the Arts*, 2018. Advance online publication. doi:10.1037/aca0000164
19. Martínez-Martí M.L., Hernández-Lloreda M.J., Avia M.D. Appreciation of beauty and excellence: Relationship with personality, prosociality and well-being. *Journal of Happiness Studies*, 2016, vol. 17, no. 6, pp. 2613-2634.
20. McCrae R.R., Terracciano A. Universal features of personality traits from the observer's perspective: Data from 50 cultures. *Journal of Personality and Social Psychology*, 2005, vol. 88, no. 3, pp. 547—561.
21. Muthén B.O. Multilevel covariance structure analysis. *Sociological Methods & Research*, 1994, vol. 22, no. 3, pp. 376—398. doi:10.1177/0049124194022003006
22. Peterson C., Park N., Seligman M.E.P. Greater strengths of character and recovery from illness. *The Journal of Positive Psychology*, 2006, vol. 1, no. 1, pp. 17—26. doi:10.1080/17439760500372739
23. Peterson C., Seligman M.E.P. Character strengths and virtues: A handbook and classification. NY: Oxford University Press, 2004. 800 p.
24. Rosseel Y. lavaan: an R package for structural equation modelling. *Journal of Statistical Software*, 2012, vol. 48, no. 2, pp. 1—36.
25. Sabadosh P. A Russian version of the Engagement with Beauty Scale: the multitrait-multimethod model. *Psychology Journal of Higher School of Economics*, 2017, vol. 14, no. 1, pp. 7—21. doi:10.17323/1813-8918.2017.1.7.21
26. Sabadosh P.A., Babaeva J.D., Gadashova N.I. Aesthetic motivation, engagement, and musical attitudes. *International Journal of Psychology*, 2016, 51: 856.
27. Rudnev M. et al. Testing measurement invariance for a second-order factor. A cross-national test of the alienation scale. *Methods, data, analyses : a journal for quantitative methods and survey methodology (mda)*, 2018, vol. 12, no. 1, pp. 47—76. doi:10.12758/mda.2017.11
28. Widaman K.F. Hierarchically nested covariance structure models for multitrait-multimethod data. *Applied Psychological Measurement*, 1985, vol. 9, no. 1, pp. 1—26. doi:10.1177/014662168500900101