

# Эстетическая отзывчивость российской и азербайджанской молодёжи

## Кросс-культурная валидизация опросника "Шкала сопричастности красоте" (EBS 2.0)



Павел Александрович САБАДОШ, [sabadosh@psychol.ras.ru](mailto:sabadosh@psychol.ras.ru)  
лаборатория психологии способностей и ментальных ресурсов им. В.Н. Дружинина, ИП РАН



### измеряемый конструкт

Эстетическую отзывчивость можно описать в терминах как способностей, так и склонностей, однако диагностировать её при помощи традиционного для психологии способа тестирования представляется затруднительным: в отличие от «классических» эстетических способностей, она проявляется не в суждении об эстетических качествах объекта, а в первую очередь в возникновении субъективного переживания — эстетического отклика. Ввиду этого эстетическую отзывчивость измеряют при помощи метода самоотчёта, как личностную черту (например, субшкала в *NEO-PI-R* или в *VIA-IS*).

Используемый нами опросник *Engagement With Beauty Scale (EBS, Diessner et al., 2008)* конкретизирует эстетическую отзывчивость как *сопричастность красоте*, т.е. опыт переживания красоты объекта. EBS состоит из 18 вопросов и включает четыре (суб-)шкалы сопричастности красоте разных видов: (1) природы, (2) искусства, (3) поступков и (4) идей. Каждая из шкал состоит из четырёх пунктов с ответами по 7-балльной ликерт-шкале, затрагивающих различные аспекты сопричастности: (1) когнитивный, (2) телесный, (3) эмоциональный, (4) духовный; шкала сопричастности красоте поступков содержит также два дополнительных пункта, касающиеся желания становиться лучше. Кроме того, шкалы видов красоты входят в фактор второго порядка — общей красоты.

### выборки

Для анализа использовались данные русскоязычной версии опросника EBS, полученные в двух исследованиях: на российской (*Sabadosh, 2017*) и азербайджанской (*Sabadosh, Babaeva, Gadashova, 2016*) выборках. Российская выборка состояла из учащихся классов лицея г. Екатеринбурга с углублённым изучением математики, естественных либо гуманитарных наук,  $n = 183$ , 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,  $n = 99$ , 14-22 г. ( $M = 17.98$ ;  $SD = 1.97$ ), девушек 71%, юношей 29%.

### конвергентная и дискриминантная валидность EBS

EBS построен в соответствии с принципами т. н. мультичертного-мультиметодного (multitrait-multimethod, MTMM) подхода, позволяющего оценивать валидность измеряемых конструктов: каждый его пункт принадлежит одновременно факторам из двух разных плоскостей: «черт» — видов красоты, и «методов» — аспектов сопричастности.

Для проверки MTMM моделей сначала две выборки анализировались совместно, посредством подтверждающего факторного анализа (КФА) по схеме Уайдамена, позволяющей оценить разные аспекты валидности методики, сравнивая согласие с данными нескольких альтернативных моделей:

Таблица 1. Показатели согласия моделей КФА на объединённой выборке.

Модель	$\chi^2$ (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		
SOTСМ	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

\* сравнение модели СТСМ с вложенными моделями.

СТ (*correlated traits*): факторы «черт», т. е. видов красоты свободно коррелируют друг с другом; факторы «методов», т. е. аспектов сопричастности не выделяются.

СМ (*correlated methods*): свободно коррелируют методы, а черты не выделяются.

СТСМ (*correlated traits, correlated methods*): выделяются факторы как коррелирующих между собой черт, так и коррелирующих методов.

РСТСМ (*perfectly correlated traits, correlated methods*): все корреляции между факторами черт фиксированы и равны 1 (только общий фактор красоты).

SOTСМ (*second-order trait, correlated methods*): выделяются факторы черт и методов: связи между видами красоты моделируются действием фактора второго порядка — общей красоты.

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 SOTСМ 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; её превосходство над РСТСМ свидетельствует в пользу дискриминантной валидности, т. е. оправданности различия 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 оправдан включение в неё общего фактора черт второго порядка — общей красоты, чьё влияние на ответы опосредуется специфическими факторами черт — отдельных видов красоты.

### инвариантность измерения

На следующем этапе анализа пригодность отобранных моделей предварительно проверялась с помощью КФА в каждой группе по отдельности. Модели SOTСМ и СТСМ дали неприемлемое решение: в обеих группах появились т. н. случаи Хейвуда — отрицательные значения оценок дисперсий отдельных индикаторов. Для преодоления этих трудностей использовались 2 модификации модели: СТСУ с фактором второго порядка и СТUM.

СТСУ (*correlated traits, correlated uniqueness*): аспекты сопричастности моделируются не самостоятельными факторами, а коррелированными специфичностями (остатками). Фактор 2-го порядка — «общая красота».

СТUM (*correlated traits, uncorrelated methods*): аспекты сопричастности выделяются в отдельные независимые факторы.

Проверка инвариантности измерения для модели СТСУ проводилась с помощью мультигруппового КФА по схеме для иерархической факторной структуры: на исходную модель последовательно накладываются ограничения в виде равенства отдельных параметров между группами, сначала на факторы первого порядка, затем — второго.

Таблица 2. Проверка инвариантности измерения для модели СТСУ с фактором 2-го порядка.

Инвариантность	$\chi^2$ (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

(1) факторы 1-го порядка  
(2) факторы 1-го и 2-го порядков

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);
- *метрики* (инвариантность конфигурации плюс равенство факторных нагрузок, а также ковариаций специфичностей) для факторов 1-го и 2-го порядка (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);
- *шкалы* (инвариантность метрики плюс равенство интерцептов);
- *строгой инвариантности факторов* (инвариантность метрики плюс равенство остаточных дисперсий пунктов).

Таким образом, для общего фактора красоты оказалось правомерным наряду общим сопоставить результаты двух групп: результаты у азербайджанцев оказались незначительно (в среднем на 0.35) выше, чем у россиян ( $z = 1.70$ ,  $p = 0.089$ ).

Поскольку в модели СТСУ аспекты сопричастности в качестве факторов не выделяются, отсутствует и возможность полноценной проверки инвариантности их измерения. Кроме того, в СТСУ нельзя напрямую сравнить групповые средние по отдельным субшкалам красоты. Чтобы восполнить эти пробелы, проверка инвариантности измерения была повторно проведена на модели СТUM без фактора второго порядка.

Таблица 3. Проверка инвариантности измерения для модели СТUM.

Инвариантность	$\chi^2$ (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)	0.96	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)	0.09	13.426 (18)	0.766

Инвариантность конфигурации, 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 красоты поступков; пункта духовной сопричастности на фактор красоты искусства; пункта эмоциональной сопричастности на фактор красоты идей; пункта красоты природы на фактор эмоциональной сопричастности.

Азербайджанская молодёжь оценивает свою эмоциональную сопричастность красоте на 0.47 выше российской ( $z = 1.95$ ,  $p = 0.052$ ). У россиян по сравнению с азербайджанцами на 0.37 выше оказались оценки по когнитивной сопричастности ( $z = -1.74$ ,  $p = 0.083$ ).

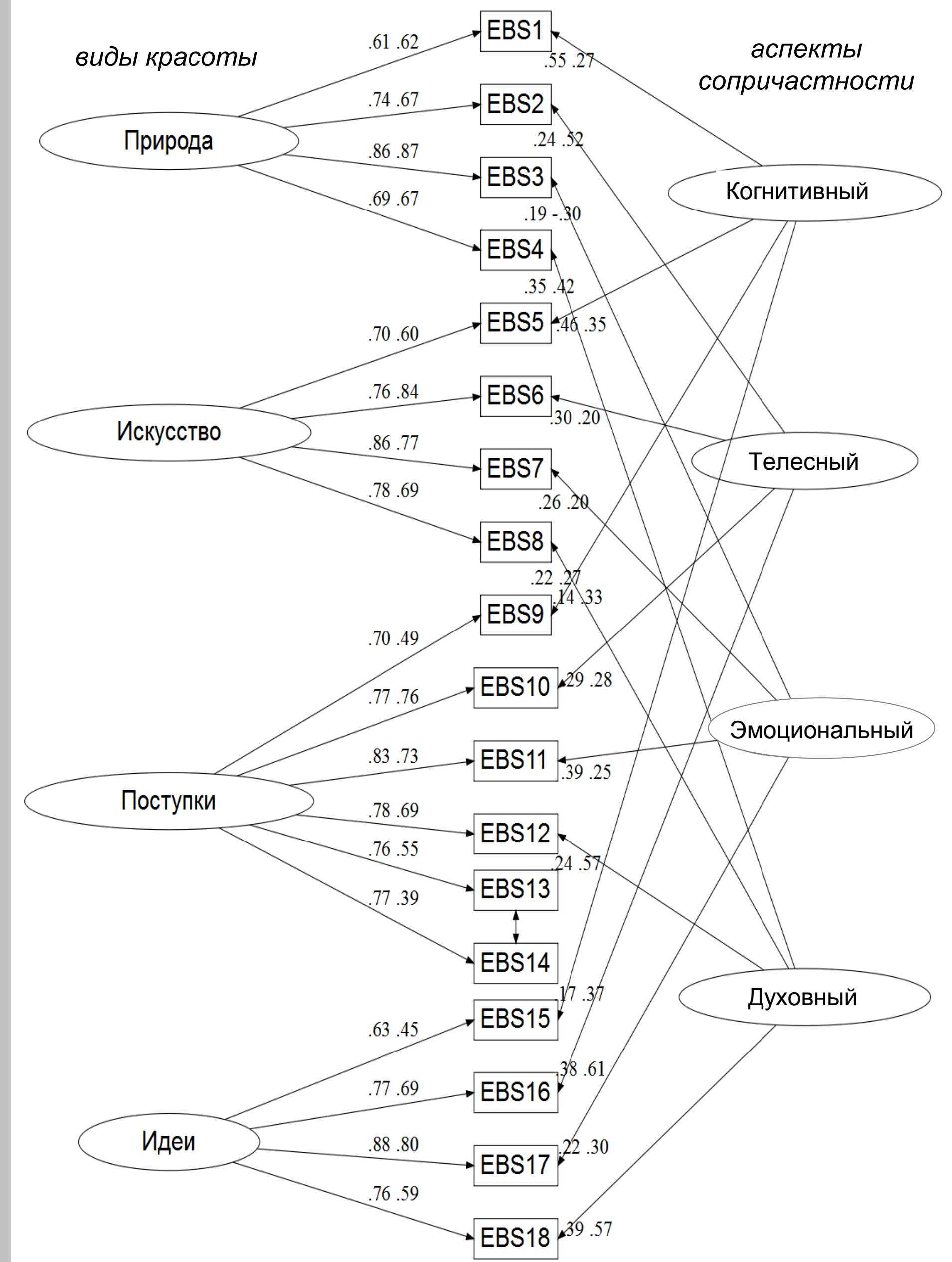


Рисунок 1. Факторные нагрузки модели СТUM: 1-е значение — россияне, 2-е значение — азербайджанцы (связи видов красоты и специфичности опущены).

### факторы 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. Аналогичным способом проверялось также потенциальное влияние фактора возраста.

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 проявились в основном в оценках сопричастности красоте искусства ( $b = -0.91$ ,  $z = -4.44$ ,  $p < 0.000$ ) и природы ( $b = -0.61$ ,  $z = -3.10$ ,  $p < 0.002$ ).

При сравнении групп выявлены различия во влиянии гендера на общий фактор красоты: у российской молодёжи 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 статистическую значимость данного различия ( $\Delta\chi^2 = 5.48$ ,  $p = 0.019$ ).

### заключение

На объединённой российско-азербайджанской выборке подтверждена конвергентная и дискриминантная конструктивная валидность русской версии методики «Шкала сопричастности красоте» (EBS 2.0). Установлена частичная строгая инвариантность измерения, что позволяет использовать опросник для кросс-культурных исследований в России и Азербайджане.

Обнаружено, что в целом у девушек эстетическая отзывчивость на красоту 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. Отметим вместе с тем, что, поскольку анализировались удобные выборки, то для уверенного обобщения этих результатов на всю популяцию требуется дополнительное исследование.