

Научная статья

УДК 159.9.072

<https://doi.org/10.21702/h9c9gb84>

Шкала оценки собственных пространственных и инженерных способностей: разработка, валидизация, надежность

Анна О. Табуева^{*}, Виктория И. Исмагуллина^{}, Сергей Б. Малых^{}

Российская Академия Образования, Москва, Российская Федерация

^{*}Почта ответственного автора: anntabueva@gmail.ru

Аннотация

Введение. Современные требования к профессиональной деятельности в научно-технических областях подчеркивают необходимость учета как инженерных, так и пространственных способностей при отборе студентов для углубленного обучения в STEM-дисциплинах. Комплексная оценка этих навыков может повысить эффективность обучения и увеличить количество высококвалифицированных специалистов в STEM-секторе. Целью настоящего исследования являлась разработка валидной и надежной шкалы, направленной на оценку собственных пространственных и инженерных способностей. **Методы.** Выборка составила 5062 учащихся высших учебных заведений России в возрасте от 18 до 25 лет (средний возраст 18,35 лет). В рамках анализа психометрических свойств шкалы применялся эксплораторный, конфирматорный и многогрупповой факторный анализ. **Результаты.** Факторный анализ выявил четырехфакторную структуру из 10 утверждений, показатели соответствия модели находилась в диапазоне отличных значений. Выявленные факторы «Ориентация», «Инженерия», «Вращение» и «Визуализация» в совокупности объясняли 52% общей дисперсии. Факторные нагрузки варьировались от 0,72 до 0,98, что подтверждает высокую надежность каждого отдельного утверждения. Показатель альфа Кронбаха для всей шкалы составил 0,85, указывая на высокую внутреннюю согласованность. Сравнительный анализ средних значений для верхних и нижних 27% выборки продемонстрировал значимые различия по всем пунктам шкалы. Анализ средних значений в гендерных

группах выявил значимые различия по четырем выявленным факторам. Анализ инвариантности измерений показал, что шкала соответствует конфигурационной, слабой и сильной типам инвариантности. **Обсуждение результатов.** Факторная структура шкалы соответствует представлению о пространственных способностях «большого» и «малого» масштаба. Новизна данного исследования заключается в валидации первой русскоязычной шкалы, обеспечивающей краткую и комплексную оценку как пространственных, так и инженерных способностей, что имеет важное значение для образовательной и профессиональной практики.

Ключевые слова

пространственные способности, инженерные способности, студенты, гендер, психометрический анализ

Финансирование

Исследование выполнено при поддержке гранта РНФ «Когнитивные предикторы выбора высокотехнологичных направлений подготовки высшего образования: прогностическая модель» № 24-18-01102

Для цитирования

Табуева, А. О., Исмагуллина, В. И., Малых, С. Б. (2025). Шкала оценки собственных пространственных и инженерных способностей: разработка, валидизация, надежность. *Российский психологический журнал*, 22(2), 28–48. <https://doi.org/10.21702/h9c9gb84>

Введение

Способности к идентификации, манипуляции и преобразованию пространственной информации имеют решающее значение для адаптации человека к окружающей среде (Newcombe & Huttenlocher, 2000). Пространственные навыки связаны с такими ключевыми аспектами когнитивного и академического функционирования человека, как успешность в обучении (Liu et al., 2021; Двойнин, Троцкая, 2022), интеллект (Lohman, 1996; Karpov, 2012), креативность (Kell et al., 2013; Suh & Cho, 2020), научное мышление (Clements & Battista, 1992; Mayer et al., 2014). В частности, пространственные навыки необходимы для успешного обучения и профессиональной деятельности в области STEM – наук, технологии, инженерии и математики (Завьялова и др., 2020; Wai et al., 2009; Miller & Halpern, 2013; Veurink & Sorby, 2017; Uttal & Cohen, 2012). В этом смысле способность эффективно интерпретировать и манипулировать пространственной информацией позволяет лучше понимать и решать прикладные задачи (Uttal et al., 2013).

Хотя пространственные, математические и вербальные способности считаются основой когнитивных способностей учащихся, оценке пространственных

способностей не уделялось должного внимания в STEM-образовании (Uttal & Cohen, 2012; Sorby et al., 2013). Что примечательно, пространственные способности считаются важным и относительно точным показателем потенциального таланта и успеха в областях STEM (Lowrie et al., 2019; Stieff & Uttal, 2015; Uttal & Cohen, 2012; Wai et al., 2009). В то же время, инженерные способности, такие как понимание принципов работы технических систем и устройств, требуют от будущих специалистов в области STEM высокого уровня пространственного мышления для эффективного развития навыков и компетенций, необходимых для решения реальных задач в инженерной практике (Uttal et al., 2013; Brotman & Moore, 2008). Таким образом, взаимовлияние пространственных и инженерных способностей формирует важную основу для успешной учебной и профессиональной деятельности в области STEM.

Современные требования к профессиональной деятельности в научно-технических областях также подчеркивают важность рассмотрения не только инженерных, но и пространственных способностей для отбора студентов для углубленного обучения в областях STEM (Lubinski, 2010; Sorby et al., 2018; Yoon & Mann, 2017). Совокупная оценка поможет максимизировать эффективность обучения в этих критически важных областях и привести к значительному увеличению числа высококвалифицированных специалистов в STEM-секторе (Wai et al., 2009; Adya & Kaiser, 2005). В свою очередь, изолированная оценка пространственных и инженерных способностей имеет ряд недостатков. Прежде всего, отдельная диагностика не учитывает синергетическое влияние пространственных навыков на решение инженерных задач и наоборот (Uttal et al., 2013), что может проявиться в недооценке кандидатов на инженерные должности с высокими пространственными способностями, но с низкими оценками по инженерным критериям. Кроме того, отсутствие междисциплинарного подхода ограничивает интерпретацию результатов: традиционных тестов на оценку пространственных способностей недостаточно для выявления навыков, важных для инженерного проектирования (Hegarty & Waller, 2004). Это может привести к искажению представления о реальных компетенциях и ограничить профессиональное развитие в междисциплинарных областях, таких как архитектура и механика, требующих синергии различных типов мышления (Sorby, 2009). В связи с чем для адекватной оценки профессиональных навыков необходима комплексная диагностика пространственных и инженерных способностей.

Таким образом, создание инструмента для оценки пространственных и инженерных способностей является важным шагом для повышения качества образования и кадрового отбора в STEM-сфере. Комплексная оценка поможет повысить эффективность профильного образования и развития профессионального потенциала кандидатов для инженерных профессий, что особенно важно в условиях растущей сложности технологий. Именно взаимосвязь пространственных и инженерных навыков указывает на необходимость совместного их изучения, что подчеркивает необходимость создания междисциплинарных измерительных инструментов для практической оценки.

Пространственные и Инженерные способности

Определение пространственных способностей все еще является спорным вопросом в психометрических исследованиях в связи с тем, что пространственные способности не являются единым конструктом, а скорее набором нескольких компонентов пространственных способностей (Аристова и др., 2018; Casey, 2013; Hegarty & Waller 2004, 2005; Lohman, 1996; Uttal & Cohen, 2012). Одним из оснований классификации пространственных способностей является масштабность субъекта по отношению к объектам пространства (Аристова и др., 2018).

В этом смысле в литературе различают пространственные способности локального(малого)иглобального(большого)масштабов(Jansen, 2009; Аристова и др., 2018). Группа «малого масштаба» пространственных способностей включает навыки, связанные с манипуляцией конкретными объектами: к основным способностям данной группы относятся трансформация объектов (Zacks et al., 2000), мысленное вращение (Blajenkova et al., 2005) и манипуляции с объектами (Kozhevnikov & Hegarty, 2001). В контексте «большого масштаба» выделяются способности к ориентации в пространстве и представлению расположения объектов относительно наблюдателя. Эта группа навыков включает оценку направления и расстояния (Jansen, 2009), в частности, к этой категории относится навигация (Kozhevnikov et al., 2006), «чувство направления» (De Beni et al., 2006), пространственная ориентация (Kozhevnikov & Hegarty, 2001) и восприятие перспективы (Hegarty & Waller, 2004). Кроме того, психологические и нейропсихологические исследования свидетельствуют о частичной диссоциации между способностями «малого» и «большого» масштаба (Morris & Parslow, 2004; Wang et al., 2014).

В свою очередь инженерные способности можно определить как совокупность знаний, навыков и личностных качеств, необходимых для успешного решения инженерных задач и работы в технических и прикладных областях (Miller, 2017; Ануфриева, 2023). Эти способности включают как технические навыки и социальные компетенции (Groeneveld et al., 2020), так и общие когнитивные способности (Frank, 2006; Ackerman et al., 2013). Когнитивные способности, играющие ключевую роль в инженерных компетенциях, включают аналитическое мышление (Hidayat et al., 2023), критическое мышление (Ahern et al., 2019), творческое мышление (Cropley, 2016) и, безусловно, пространственное мышление (Lubinski, 2010).

Взаимовлияние пространственных и инженерных способностей заслуживает особого внимания в связи с их значимостью для достижения успеха в STEM-областях. Способности визуализировать объекты и их взаимосвязи в трехмерном пространстве становятся критически важными для проектирования и анализа за счет облегчения понимания абстрактных концепций (Hegarty & Waller, 2004; Lee et al., 2010; Ha & Fang, 2016). Это подтверждает тот факт, что пространственное мышление является ключевым компонентом инженерного мышления и успешно трансформируется в практические навыки (Buckley et al., 2018; Buckley et al., 2022).

Шкала оценки собственных пространственных способностей

На данный момент существует ряд русскоязычных инструментов, направленных на оценку различных компонентов пространственных способностей (Троцкая, 2017; Лиханов и др., 2020; Батова, 2021). Однако оценка как пространственных, так и инженерных способностей может быть трудоемкой. В связи с актуальностью скрининговых методов оценки индивидуальных различий возникает необходимость разработки краткой шкалы самооценки пространственных и инженерных способностей. При разработке шкалы был использован ряд утверждений из опросника по оценке пространственных способностей Bricks для юношеского возраста (https://datadictionary.teds.ac.uk/studies/webtests/18yr_bricks_qnr.htm) проекта TEDS (Twins Early Development Study – «Исследование раннего развития близнецов»), направленных на оценку пространственных способностей «большого» и «малого» масштабов. Для оценки инженерных способностей отдельно были разработаны еще три утверждения, отражающие комбинацию пространственных и инженерных навыков в успешном выполнении задач, связанных с пониманием и проектированием объектов, устройств и механизмов.

Мы предполагаем, что факторная структура шкалы оценки собственных пространственных способностей будет разделена на два теоретически обоснованных взаимосвязанных компонента: пространственный и инженерный. **Целью** данного исследования является оценка теоретической и психометрической валидности разработанной шкалы.

Методы

Выборка

В исследовании приняли участие 5062 студентов четырех российских высших учебных заведений. Из них 14,3% недобросовестно заполнили представленную методику, что было выявлено в результате анализа индивидуальной изменчивости и длин последовательностей в ответах. Для дальнейшего анализа были отобраны 4336 участника, из них 1236 мужского пола (28,51%). Средний возраст участников составил 18,35 лет (18–25 лет, SD = 0,9).

Шкала оценки собственных пространственных способностей

Шкала оценки собственных пространственных и инженерных способностей содержит 11 утверждений. Из них 8 утверждений относятся к оценке пространственных способностей, утверждения 9–11 относятся к оценке инженерных способностей (Таблица 1). Участникам необходимо отметить по шкале Ликерта от 1 (абсолютно согласен) до 5 (абсолютно не согласен) степень своего согласия с каждым из утверждений. Утверждения 4, 6 и 8 являются обратными (негативными). Для дальнейшего анализа ответы на все утверждения, кроме обратных, были

закодированы наоборот: «абсолютно согласен» – 5 баллов, «согласен» – 4 балла и т. п. Общий балл по шкале вычисляется путем суммирования оценок.

Таблица 1

Содержание утверждений шкалы собственных пространственных и инженерных способностей.

№	Содержание утверждения
1	Я хорошо ориентируюсь на местности.
2	Я хорошо представляю, как 2D объекты выглядят в 3D.
3	Я хорошо запоминаю ориентиры, когда гуляю где-то в первый раз.
4	Мне трудно представить, как будут выглядеть объекты с другого ракурса.***
5	Я редко теряюсь, когда гуляю где-то в первый раз.
6	Мне сложно мысленно вращать объекты.***
7	У меня хорошие пространственные способности.
8	Обычно я не знаю, где нахожусь относительно ближайших ориентиров.***
9	Я легко понимаю принцип работы приборов, механизмов или устройств.
10	Если понадобится, то я смогу разобрать и собрать обратно бытовой прибор или механизм.
11	Для меня не составляет труда собирать модели из бумаги или конструировать из кубиков Лего.

Примечание. *** – обратные утверждения

Методы статистического анализа

Для обеспечения валидности теоретического конструкта и выявления факторной структуры, лежащей в основе Шкалы оценки собственных пространственных и инженерных способностей (Self-Perceived Ability-Spatial and Engineering, SPA-SAE), ответы участников были проанализированы при помощи моделирования структурными уравнениями. С этой целью выборка была поделена поровну для проведения Эксплораторного Факторного Анализа (ЭФА) перед проведением Конфирматорного Факторного Анализа (КФА). Первые 2168 участников были использованы для проведения ЭФА, тогда как остальные 2168 участников были отобраны для проведения КФА. Первоначальный ЭФА был проведен с использованием библиотеки psych (Revelle, 2025) в R версии 4.3.1 для определения факторной кластеризации данных. По результатам ЭФА был проведен КФА с использованием вращения promax, с целью анализа соответствия наблюдаемого набора данных предполагаемой факторной структуре. Конфирматорный факторный анализ был проведен с использованием программного обеспечения JASP версии 0.18.1.

Далее была проведена оценка внутренней согласованности и стабильности показателей шкалы SPA-SAE. Этот анализ включал оценку коэффициентов ранговой

корреляции Спирмана (ρ) между утверждениями и общим баллом шкалы. Для каждой подшкалы был рассчитан показатель альфа Кронбаха (α) для определения внутренней надежности утверждений. Данный анализ был проведен с использованием R версии 4.3.1.

Далее была проведена проверка инвариантности измерений в разных гендерных группах при помощи Многогруппового Конфирматорного Факторного Анализа (МКФА). В рамках МКФА был проведен анализ 3 моделей для проверки конфигурационной инвариантности, слабой инвариантности (факторных нагрузок) и сильной инвариантности (пороговых значений). Многогрупповой Конфирматорный Факторный Анализ был проведен с использованием программного обеспечения JASP версии 0.18.1.

Результаты

Описательная статистика

В Таблице 2 представлены характеристики распределения сырых баллов по утверждениям шкалы. Анализ нормальности распределения общего балла для всей выборки при помощи критерия Шапиро-Уилка продемонстрировал значимое отклонение от нормального распределения ($W = 0,99$, $p < 0,001$), вследствие чего для дальнейшего анализа были использованы непараметрические критерии.

Таблица 2

Описательные статистики распределения данных по утверждениям и по общей шкале

№ Утв.	Mean	Median	SD	Min	Max	Skewness	Kurtosis
1	3,59	4	1,12	1	5	-0,43	2,35
2	3,54	4	1,08	1	5	-0,37	2,39
3	3,71	4	1,08	1	5	-0,54	2,54
4	3,56	4	0,96	1	5	-0,65	3,02
5	3,29	3	1,18	1	5	-0,19	2,09
6	3,92	4	1,09	1	5	-0,47	2,51
7	3,43	3	1,02	1	5	-0,18	2,34
8	3,44	4	1,11	1	5	-0,61	2,49
9	2,85	3	1,07	1	5	0,24	2,41
10	2,61	2	1,22	1	5	0,37	2,15
11	3,33	3	1,53	1	5	-0,27	2,08
Общий балл	36,76	37	7,45	11	55	-0,13	3,05

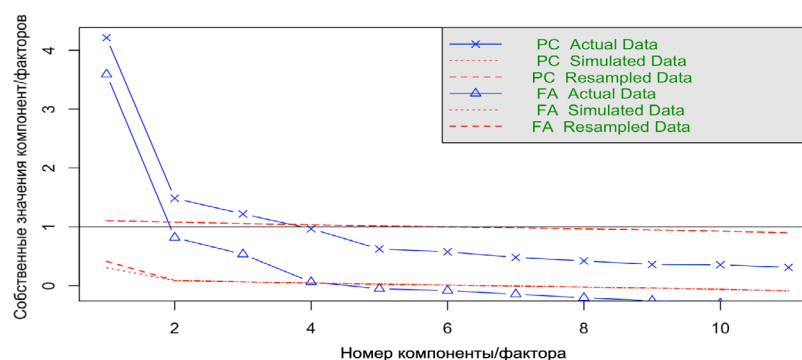
Эксплораторный Факторный Анализ

Для определения факторной структуры шкалы эксплораторный факторный анализ был проведен на первой половине выборки ($N = 2168$). Предварительно была проанализирована пригодность выборки для дальнейшего анализа. Было рассчитано значение Кайзера-Мейера-Олкина (КМО), которое оказалось равным 0,85. Результаты теста сферичности Бартлетта были значимыми ($\chi^2 = 17676,79$, $p < 0,001$), что указывает на то, что данные имеют многомерное распределение и соответствуют критериям факторного анализа.

Для определения количества латентных факторов был проведен параллельный анализ. Диаграмма каменистой осыпи (Рисунок 1) показала наличие 3 компонентов, собственное значение которых превышает 1. Анализ коэффициента акселерации показал наличие 4 факторов, на основе чего для дальнейшего проведения ЭФА была отобрана четырехфакторная структура.

Рисунок 1

Графическое определение количества компонент и факторов в эксплораторной факторной модели



Далее был проведен ЭФА с целью определения структуры нагрузки элементов в рассматриваемой факторной модели. Мы установили количество факторов, равное четырем, для исследуемых утверждений и применили вращение *promax (oblique)* для обеспечения более надежной интерпретации факторных нагрузок. Полученные результаты указали на то, что идентифицированные четыре фактора объясняют 18%, 15%, 13% и 6% общей дисперсии соответственно, что в совокупности составляет 52%. На следующем этапе был выполнен анализ соответствия утверждений каждому из факторов. При интерпретации паттернов факторных нагрузок мы считали, что утверждение шкалы нагружено на фактор, если значение нагрузки составляло 0,3 или выше, руководствуясь общепринятыми рекомендациями относительно минимального порога нагрузки для элементов. Утверждение 8 не соответствовало

этому критерию и было удалено из шкалы. Значения факторных нагрузок для утверждений шкалы представлены в Таблице 3.

Таблица 3

Факторное распределение утверждений по результатам Эксплораторного Факторного Анализа

Содержание		Факторные нагрузки после вращения			
№	Содержание утверждения	1	2	3	3
1	Я хорошо ориентируюсь на местности	0,839			
3	Я хорошо запоминаю ориентиры, когда гуляю где-то в первый раз.	0,772			
5	Я редко теряюсь, когда гуляю где-то в первый раз.	0,645			
9	Я легко понимаю принцип работы приборов, механизмов или устройств		0,731		
10	Если понадобится, то я смогу разобрать и собрать обратно бытовой прибор или механизм		0,923		
11	Для меня не составляет труда собирать модели из бумаги или конструировать из кубиков лего		0,521		
4	Мне трудно представить, как будут выглядеть объекты с другого ракурса.			0,791	
6	Мне сложно мысленно вращать объекты.			0,828	
2	Я хорошо представляю, как 2D объекты выглядят в 3D				0,602
7	У меня хорошие пространственные способности.				0,379

Примечание. Размер объясненной дисперсии: 51,895%, Фактор 1: 18,128%, Фактор 2: 15,221%, Фактор 3: 12,747%, Фактор 4: 5,799%

Исходя из результатов анализа паттернов факторных нагрузок и теоретического содержания утверждений было определено, что утверждения 1, 3 и 5 формируют фактор, связанный со способностями к ориентации в пространстве и навигации. В связи с чем фактор получил название «Ориентация». Далее, утверждения 9, 10 и 11, направленные на оценку инженерных способностей, составили фактор «Инженерия». Теоретическое содержание утверждений 4 и 6 относится к

способности ментального вращения, на основе чего фактор получил название «Вращение». Последний фактор, содержащий утверждения 2 и 7, направленные на оценку способности к пространственной визуализации, получил название «Визуализация».

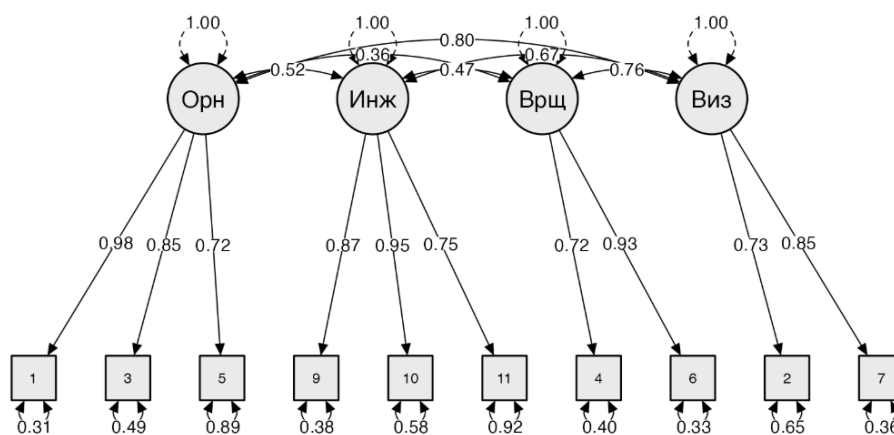
Конфирматорный Факторный Анализ

После проведения эксплораторного факторного анализа был проведен конфирматорный факторный анализ (КФА) на второй половине выборки ($N = 2168$), чтобы подтвердить, отражают ли полученные факторы модель пространственных и инженерных способностей (т. е. теоретическую основу). Факторная структура была определена на предыдущем этапе анализа по результатам ЭФА. Следовательно, все указанные факторы были эксплицитно определены и состояли из 3–2 пунктов. Эффективность модели оценивалась на основе классических индексов соответствия: χ^2 , Root Mean Square Error of Estimation (RMSEA), Comparative Fit Index (CFI), Tucker-Lewis Index (TLI) и Standardized Square Root Mean Residual (SRMR). Приемлемое соответствие модели подтверждается значениями RSMEA $< 0,08$ и значениями CFI и TLI от 0,90 до 0,95 (Hu & Bentler, 1999).

Четырехфакторная модель КФА показала соответствие данным ($\chi^2(283,233) < 0,001$, CFI = 0,971, TLI = 0,956, RMSEA = 0,064, SRMR = 0,038). Более того, факторные нагрузки варьировались от 0,72 до 0,98 (Рисунок 2). Матрица корреляции факторов показывает умеренные и высокие корреляции между всеми четырьмя факторами, варьирующиеся от 0,36 до 0,80 (Рисунок 2). Эти результаты дают разумные доказательства валидности конструкции нашей шкалы.

Рисунок 2

Диаграмма факторной структуры шкалы самооценки пространственных и инженерных способностей



Надежность

Для воспроизведения надежности выявленных факторов был проведен анализ взаимосвязей факторов на полной выборке ($N = 4336$) методом расчета коэффициента корреляции r Спирмана. Также для анализа взаимосвязей между факторами и общим баллом по шкале были рассчитаны коэффициенты корреляции r Спирмана (Таблица 4). Факторы и общий балл по шкале были положительно коррелированы. Показатели внутренней согласованности α Кронбаха для четырех факторов шкалы варьировались в пределах от 0,7 до 0,79 (Таблица 4). Эти результаты также подтверждают, что шкала является многомерной и имеет четыре фактора.

Таблица 4

Коэффициенты внутренней согласованности факторов и коэффициенты взаимосвязей факторов и общего балла

	Ориентация	Инженерия	Вращение	Визуализация	Общий балл
Ориентация					0,768***
Инженерия	0,396***				0,783***
Вращение	0,272***	0,362***			0,657***
Визуализация	0,569***	0,505***	0,572***		0,830***
α Кронбаха	0,79	0,78	0,78	0,70	0,85

Примечание. *** – $p\text{-value} < 0,001$

Для оценки различительной способности утверждений были рассчитаны скорректированные корреляции между элементом и общей суммой баллов по шкале для групп с нижними 27% ($N = 1217$) и верхними 27% ($N = 1236$) значениями. Затем разница между средними значениями нижней и верхней групп была проанализирована с использованием независимого непараметрического теста Манна-Уитни. Скорректированные корреляции между элементом и общей суммой

для шкальных пунктов варьировались от 0,573 до 0,768 (Таблица 5). Все значения были положительными и высокими, что подтвердило согласованность каждого элемента с общей шкалой. Для всех пунктов разница между средними значениями групп с нижними и верхними 27% была значительной (p -value $< 0,001$) (Таблица 5). Все эти результаты предоставили убедительные доказательства различительной способности элементов и их внутренней согласованности.

Таблица 5

Корреляция между утверждениями с общим баллом и сравнение средних значений для групп нижних и верхних 27 % результатов

Фактор	№	Корр-я с общим баллом	Гр.	Mean	SD	Манн-Уитни p-value	Rank-Biserial Correlation
Ориентация	1	0,709***	Н	2,607	0,952	<0,001	-0,864
			В	4,515	0,657		
	3	0,657***	Н	2,843	1,038	<0,001	-0,791
			В	4,520	0,668		
	5	0,573***	Н	2,491	0,998	<0,001	-0,712
			В	4,092	1,005		
Инженерия	9	0,683***	Н	2,035	0,783	<0,001	-0,822
			В	3,788	0,901		
	10	0,639***	Н	1,778	0,863	<0,001	-0,786
			В	3,666	1,088		
	11	0,636***	Н	2,402	1,060	<0,001	-0,796
			В	4,290	0,853		
Вращение	4	0,580***	Н	2,895	0,975	<0,001	-0,668
			В	4,151	0,716		
	6	0,610***	Н	2,562	1,051	<0,001	-0,727
			В	4,109	0,791		

Фактор	№	Корр-я с общим баллом	Гр.	Mean	SD	Манн-Уитни p-value	Rank-Biserial Correlation
Визуализация	2	0,690***	Н	2,608	0,947	<0,001	-0,813
			В	4,358	0,758		
	7	0,768***	Н	2,467	0,755	<0,001	-0,898
			В	4.315	0.675		

Примечание. *** – p-value <0,001; Н – группа нижних 27%; В – группа верхних 27%.

Инвариантность измерений

В результате сравнительного анализа средних значений между группами мужского (N = 1236) и женского (N = 3100) гендеров были получены значимые различия в пользу представителей мужского гендера (Таблица 6).

Таблица 6

Сравнительный анализ средних значений в группах женского и мужского гендеров

Фактор	Гр.	Mean	SD	Манн-Уитни p-value	Rank-Biserial Correlation
Ориентация	М	11,587	2,653	<0,001	0,283
	Ж	10,201	2,846		
Инженерия	М	10,204	2,827	<0,001	0,384
	Ж	8,231	2,771		
Вращение	М	7,330	1,778	<0,001	0,170
	Ж	6,803	1,872		
Визуализация	М	7,576	1,681	<0,001	0,270
	Ж	6,725	1,846		
Общий балл	М	36,697	6,647	<0,001	0,392
	Ж	31,961	6,997		

Примечание. М – группа мужского гендера; Ж – группа женского гендера.

Инвариантность измерений подразумевает, что шкала должна обеспечивать идентичное измерение одних и тех же конструктов среди различных групп. Для проверки выполнения условий инвариантности в классической практике часто применяется Многогрупповой конформаторный факторный анализ (МКФА) (Vandenberg & Lance Ch.e., 2000; van de Schoot et al., 2012). В данной работе для оценки воспроизводимости паттерна факторных нагрузок в рамках двух гендерных групп была использована конфигурационная модель на основе четырех факторов (Ориентация, Инженерия, Вращение и Визуализация). Проведено сравнение конфигурационной модели с моделью, обладающей инвариантностью факторных нагрузок (слабая модель), а также с моделью, которая обладает инвариантностью факторных нагрузок и порогов (сильная модель). Результаты МКФА представлены в Таблице 7.

Таблица 7

Результаты Многогруппового Конфирматорного Факторного Анализа и сравнения моделей инвариантности.

Модель	χ^2	df	p-value	CFI	RMSEA	SRMR
Модель 1 конфигу- рационная	582,61	58	<0,001	0,968	0,065 95% CI (0,060; 0,069)	0,041
Модель 2 слабая	600,32	64	<0,001	0,967 $\Delta=-0,001$	0,062 $\Delta=-0,003$ 95% CI (0,058; 0,067)	0,042 $\Delta=0,001$
Модель 3 сильная	631,16	70	<0,001	0,965 $\Delta=-0,002$	0,061 $\Delta=-0,001$ 95% CI (0,057; 0,065)	0,041 $\Delta=-0,001$

На основе общепринятых рекомендаций о допустимом ухудшении качества моделей при проверке инвариантности ($\Delta CFI \geq -0,01$, $\Delta RMSEA \geq 0,015$ и $\Delta SRMR \geq 0,03$) мы можем утверждать, что конфигурационная инвариантность и слабая инвариантность для данной выборки подтверждаются (Chen, 2007). На основе аналогичных критериев для сильной инвариантности ($\Delta CFI \geq -0,01$, $\Delta RMSEA \geq 0,015$ и $\Delta SRMR \geq 0,01$) также выполняются условия для установления данного типа инвариантности. Таким образом, основные типы инвариантности измерений для шкалы самооценки пространственных и инженерных способностей принимаются.

Обсуждение результатов

В рамках настоящего исследования была разработана серия утверждений, составляющих краткую шкалу, предназначенную для оперативной самооценки пространственных и инженерных способностей у студентов (Self-Perceived Ability-Spatial and Engineering – SPA-SAE) Данная шкала была оценена с использованием

репрезентативной выборки студентов, обучающихся в российских высших учебных заведениях, что позволило провести комплексный анализ ее психометрического качества. Для оценки шкалы были применены различные методы диагностики, включая анализ внутренней согласованности, оценку теоретической валидности и инвариантности измерений в гендерных группах. Результаты продемонстрировали высокое качество предлагаемой шкалы, подтверждая ее теоретическую обоснованность и уместность для использования в контексте оценки студентов по основным показателям пространственных и инженерных способностей.

Факторная структура шкалы

Для обеспечения валидности теоретического конструкта и выявления психометрической структуры, лежащей в основе шкалы оценки собственных пространственных и инженерных способностей, был проведен факторный анализ. Результаты эксплораторного анализа показали, что утверждения, связанные с пространственной навигацией, инженерными способностями, умственным вращением и пространственной визуализацией нагружены на отдельные взаимосвязанные факторы (Ориентация, Инженерия, Вращение и Визуализация, соответственно). Конфирматорный факторный анализ дополнительно подтвердил четырехфакторную структуру.

Подобные результаты согласуются с представлением о классификации компонентов пространственных способностей на группы «большого» и «малого» масштабов (Jansen, 2009). Так, фактор «Ориентация» можно рассматривать как представляющий «большой масштаб» пространственных способностей, поскольку утверждения, относящиеся к данному фактору связаны с выполнением задач, требующих ориентации в пространстве и представления расположения объектов относительно наблюдателя. В то же время, факторы «Вращение» и «Визуализация» относятся к пространственным способностям «малого» масштаба, и утверждения данных факторов отражают умение представлять конкретные объекты в пространстве, оценивать их изменения и манипулировать ими в сознании.

Таким образом, выявленная факторная структура данной шкалы не противоречит существующим представлениям о пространственных способностях и их связи с инженерными способностями и подтверждает теоретическую обоснованность структуры шкалы.

Надежность и согласованность оценок

По результатам оценки, фактор «Инженерия» умеренно коррелировал как с фактором «Ориентация», так и с факторами «Вращение» и «Визуализация». Эти результаты согласуются с тем фактом, что для развития высоких инженерных способностей необходимо иметь развитые пространственные способности (Berkowitz & Stern, 2018; Sorby et al., 2018). Более того, пространственная визуализация является

основным и самым сильным фактором в структуре пространственных и инженерных способностей, в наибольшей степени связанным с остальными пространственными и особенно инженерным фактором. Взаимосвязь факторов шкалы подтверждает взаимосвязь между инженерными и пространственными способностями, которые имеют важное значение для выполнения более узкоспециализированных задач, таких как решение пространственных головоломок или работа с технической документацией. Кроме того, подобный результат указывает на оправданную необходимость совместной оценки для профилирования в образовании и профориентации.

Инвариантность измерения в гендерных группах

На настоящей выборке сравнение средних показателей по выделенным факторам, а также по общему баллу продемонстрировало значимые различия в гендерных группах мужчин и женщин. Различия между мужчинами и женщинами в пространственных способностях хорошо задокументированы во многих исследованиях. В частности, мужчины демонстрируют результаты, значительно превосходящие результаты женщин в нескольких пространственных тестах (Maeda & Yoon, 2013; Uttal et al., 2013), а также в инженерных способностях (Halpern et al., 2007; Ceci & Williams, 2010; Charlesworth & Banaji, 2019; Antoshchuk, 2021). Исследования связывают различные факторы с индивидуальными различиями в этих показателях, включая эволюционные (Silverman et al., 2007), стратегические (Heil & Jansen-Osmann, 2008; Weiss и др., 2003) и гормональные (Heil & Jansen-Osmann, 2008; Vuoksimaa et al., 2010). Получение различий в гендерных группах на данной выборке подтверждает чувствительность шкалы к индивидуальным различиям в пространственных и инженерных способностях.

При этом, анализ инвариантности измерений в гендерных группах показал соответствие шкалы с четырьмя факторами условиям конфигурационной, слабой и сильной типов инвариантности. Такой результат свидетельствует о надежности шкалы в сравнении средних латентных факторов и структурных частей моделей, а также о инвариантности порогов оценок в исследуемых гендерных группах. Исходя из этого можно заключить о высокой степени сравнимости оценок и схожести интерпретаций утверждений шкалы в гендерных группах.

Заключение

Разработанная шкала самооценки пространственных и инженерных способностей является теоретически валидным и надежным средством, готовым для применения в русскоязычных исследованиях. Мы предлагаем практический инструмент, который может быть эффективно применен в образовательных учреждениях для выявления и оценки ключевых пространственных и инженерных навыков у студентов, и может быть использован для дальнейших исследований в данной области.

Литература

- Алексеева, О. С., Ржанова (Козлова), И. Е., Бритова, В. С., Николаева, А. Ю., Бурдукова, Ю. А. (2021). Диагностика флюидного интеллекта и его связь с другими когнитивными способностями в младшем школьном возрасте. *Вопросы Психологии*, 1, 50–61.
- Ануфриева, Т. Н. (2023). Компонентный состав гибких навыков современного инженера. *Научно-педагогическое обозрение. Pedagogical Review*, 4 (50).
- Аристова, И. Л., Есипенко, Е. А., Шарафиева, К. Р., Масленникова, Е. П., Чипеева, Н. А., Фекличева, И. В., Солдатова, Е. Л., Фенин, А. Ю., Исмагуллина, В. И., & Малых, С. Б. (2018). Пространственные способности: Структура и этиология. *Вопросы Психологии*, 1, 118–126.
- Батова, А. А. (2021). Обзор методик и приемов диагностики пространственного мышления младших школьников. *Молодой ученый*, 42(384), 173–175.
- Двойнин, А. М., & Троцкая, Е. С. (2022). Когнитивные предикторы академической успешности: Как общие закономерности «работают» на ранних этапах образования? *Психологическая наука и образование*, 27(2), 42–52. <https://doi.org/10.17759/pse.2022270204>
- Завьялова (Майсейченко), И. Ю., Солдатова, Е. Л., & Малых, С. Б. (2020). Пространственные способности как предикторы академической успешности в Stem. *Сборник «Стратегические ориентиры современного образования»*, часть 3, 200–203. <https://doi.org/10.26170/Kso-2020-263>
- Лиханов, М. В., Цигеман, Ц. Э., & Ковас, Ю. В. (2020). Короткая онлайн батарея пространственных способностей (OSSAB): Психометрические нормы для школьников старшего возраста. *Сибирский психологический журнал*, 78, 117–129. <https://doi.org/10.17223/17267080/78/7>
- Троцкая, Е. С. (2017). Методы диагностики пространственного мышления младших школьников. *Известия института педагогики и психологии образования*, 1, 86–91.
- Ackerman, P. L., Kanfer, R., & Beier, M. E. (2013). Trait complex, cognitive ability, and domain knowledge predictors of baccalaureate success, STEM persistence, and gender differences. *Journal of Educational Psychology*, 105(3), 911–927. <https://doi.org/10.1037/a0032338>
- Adya, M., & Kaiser, K. M. (2005). Early determinants of women in the IT workforce: A model of girls' career choices. *Information Technology & People*, 18(3), 230–259. <https://doi.org/10.1108/09593840510615860>
- Ahern, A., Dominguez, C., McNally, C., O'Sullivan, J. J., & Pedrosa, D. (2019). A literature review of critical thinking in engineering education. *Studies in Higher Education*, 44(5), 816–828. <https://doi.org/10.1080/03075079.2019.1586325>
- Antoshchuk, I. A. (2021). Moving through the STEM pipeline: A systematic literature review of the gender inequality in russian engineering. *Мониторинг общественного мнения: экономические и социальные перемены*, 3.
- Berkowitz, M., & Stern, E. (2018). Which Cognitive Abilities Make the Difference? Predicting Academic Achievements in Advanced STEM Studies. *Journal of Intelligence*, 6(4), Article 4. <https://doi.org/10.3390/jintelligence6040048>
- Blajenkova, O., Motes, M. A., & Kozhevnikov, M. (2005). Individual differences in the representations of novel environments. *Journal of Environmental Psychology*, 25(1), 97–109. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2004.12.003>
- Brotman, J. S., & Moore, F. M. (2008). Girls and science: A review of four themes in the science education literature. *Journal of Research in Science Teaching*, 45(9), 971–1002. <https://doi.org/10.1002/tea.20241>

- Buckley, J., Seery, N., & Canty, D. (2018). A Heuristic Framework of Spatial Ability: A Review and Synthesis of Spatial Factor Literature to Support its Translation into STEM Education. *Educational Psychology Review*, 30(3), 947–972. <https://doi.org/10.1007/s10648-018-9432-z>
- Buckley, J., Seery, N., Canty, D., & Gumaelius, L. (2022). The Importance of Spatial Ability Within Technology Education. In P. J. Williams & B. von Mengersen (Eds.), *Applications of Research in Technology Education: Helping Teachers Develop Research-Informed Practice* (pp. 165–182). Springer Nature. https://doi.org/10.1007/978-981-16-7885-1_11
- Casey, B. M. (2013). Individual and group differences in spatial ability. In Handbook of spatial cognition (pp. 117–134). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/13936-007>
- Ceci, S. J., & Williams, W. M. (2010). Sex Differences in Math-Intensive Fields. *Current Directions in Psychological Science*, 19(5), 275–279. <https://doi.org/10.1177/0963721410383241>
- Charlesworth, T. E. S., & Banaji, M. R. (2019). Gender in Science, Technology, Engineering, and Mathematics: Issues, Causes, Solutions. *Journal of Neuroscience*, 39(37), 7228–7243. <https://doi.org/10.1523/JNEUROSCI.0475-18.2019>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of Goodness of Fit Indexes to Lack of Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Clements, D. H., & Battista, M. T. (1992). Geometry and spatial reasoning. In *Handbook of research on mathematics teaching and learning: A project of the National Council of Teachers of Mathematics* (pp. 420–464). Macmillan Publishing Co, Inc.
- Cropley, D. H. (2016). Creativity in Engineering. In G. E. Corazza & S. Agnoli (Eds.), *Multidisciplinary Contributions to the Science of Creative Thinking* (pp. 155–173). Springer. https://doi.org/10.1007/978-981-287-618-8_10
- De Beni, R., Pazzaglia, F., & Gardini, S. (2006). The Role of Mental Rotation and Age in Spatial Perspective-Taking Tasks: When Age does not Impair Perspective-Taking Performance. *Applied Cognitive Psychology*, 20(6), 807–821. <https://doi.org/10.1002/acp.1229>
- Frank, M. (2006). Knowledge, abilities, cognitive characteristics and behavioral competences of engineers with high capacity for engineering systems thinking (CEST). *INCOSE Journal of Systems Engineering*, 9(2), 91–103.
- Groeneveld, W., Jacobs, H., Vennekens, J., & Aerts, K. (2020). Non-cognitive Abilities of Exceptional Software Engineers: A Delphi Study. Proceedings of the 51st ACM Technical Symposium on Computer Science Education, 1096–1102. <https://doi.org/10.1145/3328778.3366811>
- Ha, O., & Fang, N. (2016). Spatial Ability in Learning Engineering Mechanics: Critical Review. *Journal of Professional Issues in Engineering Education and Practice*, 142(2), 04015014. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)EI.1943-5541.0000266](https://doi.org/10.1061/(ASCE)EI.1943-5541.0000266)
- Halpern, D. F., Benbow, C. P., Geary, D. C., Gur, R. C., Hyde, J. S., & Gernsbacher, M. A. (2007). The Science of Sex Differences in Science and Mathematics. *Psychological Science in the Public Interest: A Journal of the American Psychological Society*, 8(1), 1–51. <https://doi.org/10.1111/j.1529-1006.2007.00032.x>
- Hegarty, M., & Waller, D. (2004). A dissociation between mental rotation and perspective-taking spatial abilities. *Intelligence*, 32(2), 175–191. <https://doi.org/10.1016/j.intell.2003.12.001>
- Hegarty, M., & Waller, D. A. (2005). Individual Differences in Spatial Abilities. In *The Cambridge Handbook of Visuospatial Thinking* (pp. 121–169). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511610448.005>
- Heil, M., & Jansen-Osmann, P. (2008). Sex differences in mental rotation with polygons of different complexity: Do men utilize holistic processes whereas women prefer piecemeal ones? *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 61(5), 683–689. <https://doi.org/10.1080/17470210701822967>

- Hidayat, R., Nugroho, I., Zainuddin, Z., & Ingai, T. A. (2023). A systematic review of analytical thinking skills in STEM education settings. *Information and Learning Sciences*, 125(7/8), 565–586. <https://doi.org/10.1108/ILS-06-2023-0070>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Jansen, P. (2009). The dissociation of small- and large-scale spatial abilities in school-age children. *Perceptual and Motor Skills*, 109(2), 357–361. <https://doi.org/10.2466/PMS.109.2.357-361>
- Karpov A.V. (2012). The Integral Abilities of the Personality as the Subject Matter of Psychological Research. *Psychology in Russia: State of the Art*, 5, 99–116.
- Kell, H. J., Lubinski, D., Benbow, C. P., & Steiger, J. H. (2013). Creativity and technical innovation: Spatial ability's unique role. *Psychological Science*, 24(9), 1831–1836. <https://doi.org/10.1177/0956797613478615>
- Kozhevnikov, M., & Hegarty, M. (2001). A dissociation between object manipulation spatial ability and spatial orientation ability. *Memory & Cognition*, 29(5), 745–756. <https://doi.org/10.3758/BF03200477>
- Liu, S., Wei, W., Chen, Y., Hugo, P., & Zhao, J. (2021). Visual–Spatial Ability Predicts Academic Achievement Through Arithmetic and Reading Abilities. *Frontiers in Psychology*, 11. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.591308>
- Lohman, D. F. (1996). *Spatial Ability and g*. In *Human Abilities*. Psychology Press.
- Lowrie, T., Logan, T., & Hegarty, M. (2019). The influence of spatial visualization training on students' spatial reasoning and mathematics performance. *Journal of Cognition and Development*, 20(5), 729–751. <https://doi.org/10.1080/15248372.2019.1653298>
- Lubinski, D. (2010). Spatial ability and STEM: A sleeping giant for talent identification and development. *Personality and Individual Differences*, 49(4), 344–351. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2010.03.022>
- Maeda, Y., & Yoon, S. Y. (2013). A Meta-Analysis on Gender Differences in Mental Rotation Ability Measured by the Purdue Spatial Visualization Tests: Visualization of Rotations (PSVT:R). *Educational Psychology Review*, 25(1), 69–94. <https://doi.org/10.1007/s10648-012-9215-x>
- Mayer, D., Sodian, B., Koerber, S., & Schwippert, K. (2014). Scientific reasoning in elementary school children: Assessment and relations with cognitive abilities. *Learning and Instruction*, 29, 43–55. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2013.07.005>
- Miller, D. I., & Halpern, D. F. (2013). Can spatial training improve long-term outcomes for gifted STEM undergraduates? *Learning and Individual Differences*, 26, 141–152. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2012.03.012>
- Miller, R. K. (2017). Building on Math and Science: The New Essential Skills for the 21st-Century Engineer. *Research Technology Management*, 60(1), 53–56.
- Morris, R. G., & Parslow, D. (2003). Neurocognitive Components of Spatial Memory. In *Human Spatial Memory*. Psychology Press.
- Newcombe, N., Huttenlocher, J., & Learchmonth, A. (1999). Infants' coding of location in continuous space. *Infant Behavior and Development*, 22(4), 483–510. [https://doi.org/10.1016/S0163-6383\(00\)00011-4](https://doi.org/10.1016/S0163-6383(00)00011-4)
- Revelle, W. (2025). *psych: Procedures for Psychological, Psychometric, and Personality Research* (p. 2.4.6.26) [Dataset]. <https://doi.org/10.32614/CRAN.package.psych>
- Silverman, I., Choi, J., & Peters, M. (2007). The Hunter-Gatherer Theory of Sex Differences in Spatial Abilities: Data from 40 Countries. *Archives of Sexual Behavior*, 36(2), 261–268. <https://doi.org/10.1007/s10508-006-9168-6>
- Sorby, S. A. (2009). Educational Research in Developing 3-D Spatial Skills for Engineering Students. *International Journal of Science Education*, 31(3), 459–480. <https://doi.org/10.1080/09500690802595839>
- Sorby, S., Casey, B., Veurink, N., & Dulaney, A. (2013). The role of spatial training in improving

- spatial and calculus performance in engineering students. *Learning and Individual Differences*, 26, 20–29. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2013.03.010>
- Sorby, S., Veurink, N., & Streiner, S. (2018). Does spatial skills instruction improve STEM outcomes? The answer is 'yes.' *Learning and Individual Differences*, 67, 209–222. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2018.09.001>
- Stieff, M., & Uttal, D. (2015). How Much Can Spatial Training Improve STEM Achievement? *Educational Psychology Review*, 27(4), 607–615. <https://doi.org/10.1007/s10648-015-9304-8>
- Suh, J., & Cho, J. Y. (2020). Linking spatial ability, spatial strategies, and spatial creativity: A step to clarify the fuzzy relationship between spatial ability and creativity. *Thinking Skills and Creativity*, 35. <https://doi.org/10.1016/j.tsc.2020.100628>
- Uttal, D. H., & Cohen, C. A. (2012). Chapter Four - Spatial Thinking and STEM Education: When, Why, and How? In B. H. Ross (Ed.), *Psychology of Learning and Motivation* (Vol. 57, pp. 147–181). Academic Press. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-394293-7.00004-2>
- Uttal, D. H., Miller, D. I., & Newcombe, N. S. (2013). Exploring and enhancing spatial thinking: Links to achievement in science, technology, engineering, and mathematics? *Current Directions in Psychological Science*, 22(5), 367–373. <https://doi.org/10.1177/0963721413484756>
- van de Schoot, R., Lugtig, P., & Hox, J. (2012). A checklist for testing measurement invariance. *European Journal of Developmental Psychology*, 9(4), 486–492. <https://doi.org/10.1080/17405629.2012.686740>
- Vandenberg, R. J. & Lance Ch.e. (2000). A Review and Synthesis of the Measurement Invariance Literature: Suggestions, Practices, and Recommendations for Organizational Research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4–70. <https://doi.org/10.1177/109442810031002>
- Veurink, N., & Sorby, S. (2017). Longitudinal study of the impact of requiring training for students with initially weak spatial skills. *European Journal of Engineering Education*, 44, 1–11. <https://doi.org/10.1080/03043797.2017.1390547>
- Vuoksimaa, E., Viken, R. J., Hokkanen, L., Tuulio-Henriksson, A., Rose, R. J., & Kaprio, J. (2010). Are There Sex Differences in the Genetic and Environmental Effects on Mental Rotation Ability? *Twin Research and Human Genetics*, 13(5), 437–441. <https://doi.org/10.1375/twin.13.5.437>
- Wai, J., Lubinski, D., & Benbow, C. P. (2009). Spatial ability for STEM domains: Aligning over 50 years of cumulative psychological knowledge solidifies its importance. *Journal of Educational Psychology*, 101(4), 817–835. <https://doi.org/10.1037/a0016127>
- Wang, L., Cohen, A. S., & Carr, M. (2014). Spatial ability at two scales of representation: A meta-analysis. *Learning and Individual Differences*, 36, 140–144. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2014.10.006>
- Weiss, E., Siedentopf, C. M., Hofer, A., Deisenhammer, E. A., Hoptman, M. J., Kremser, C., Golaszewski, S., Felber, S., Fleischhacker, W. W., & Delazer, M. (2003). Sex differences in brain activation pattern during a visuospatial cognitive task: A functional magnetic resonance imaging study in healthy volunteers. *Neuroscience Letters*, 344(3), 169–172. [https://doi.org/10.1016/S0304-3940\(03\)00406-3](https://doi.org/10.1016/S0304-3940(03)00406-3)
- Yoon, S. Y., & Mann, E. L. (2017). Exploring the spatial ability of undergraduate students: Association with gender, STEM majors, and gifted program membership. *Gifted Child Quarterly*, 61(4), 313–327. <https://doi.org/10.1177/0016986217722614>
- Zacks, J. M., Mires, J., Tversky, B., & Hazeltine, E. (2000). Mental spatial transformations of objects and perspective. *Spatial Cognition and Computation*, 2(4), 315–332. <https://doi.org/10.1023/A:1015584100204>

Поступила в редакцию: 01.09.2024

Поступила после рецензирования: 14.01.2025

Принята к публикации: 19.04.2025

Заявленный вклад авторов

Анна Олеговна Табуева – методология, программное обеспечение, формальный анализ, визуализация, текст.

Виктория Игоревна Исматуллина – дизайн исследования, курирование данных, администрирование проекта, текст.

Сергей Борисович Малых – концептуализация, ресурсы, обзор и редактирование, привлечение финансирования.

Информация об авторах

Анна Олеговна Табуева – ведущий аналитик Центра междисциплинарных исследований в сфере наук об образовании, Российская Академия Образования (ФГБУ РАО), Москва, Российская Федерация; ResearcherID: AAO-2545-2020, Scopus Author ID: 57214991302, ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0002-8559-9790>; e-mail: anntabueva@gmail.com

Виктория Игоревна Исматуллина – кандидат психологических наук, ведущий аналитик Центра междисциплинарных исследований в сфере наук об образовании, Российская Академия Образования (ФГБУ РАО), Москва, Российская Федерация; ResearcherID: D-9656-2014, Scopus Author ID: 57191996544, ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0002-5096-4313>; e-mail: victoria2686@gmail.com

Сергей Борисович Малых – доктор психологических наук, академик-секретарь, Отделение психологии и возрастной физиологии, Российская Академия Образования (ФГБУ РАО), Москва, Российская Федерация; ResearcherID: I-3697-2013, Scopus Author ID: 6701707734, ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0002-3786-7447>; e-mail: malykhsb@mail.ru

Информация о конфликте интересов

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.