

ПСИХОЛОГИЯ



УДК 159.9

<https://doi.org/10.17072/2078-7898/2025-4-587-600><https://elibrary.ru/xsjzok>

Поступила: 09.08.2025

Принята: 25.11.2025

Опубликована: 26.12.2025

ОЦЕНКА ВНУТРЕННЕЙ СОГЛАСОВАННОСТИ И ФАКТОРНОЙ ВАЛИДНОСТИ ОПРОСНИКА СИТУАТИВНОЙ И ЛИЧНОСТНОЙ ТРЕВОЖНОСТИ Ч. СПИЛБЕРГЕРА

*Мерзляков Дмитрий Евгеньевич**Пермский государственный национальный исследовательский университет (Пермь)*

Опросник ситуативной и личностной тревожности (STAI) является популярным инструментом для оценки тревоги как состояния и как свойства личности. Цель настоящего исследования заключалась в оценке внутренней согласованности и факторной структуры STAI. В исследовании приняли участие 605 студентов Пермского государственного национального исследовательского университета в возрасте от 17 до 32 лет ($M = 22.3$; $SD = 4.96$). В исследовании использовалась адаптированная Ю.Л. Ханиным версия опросника 1976 г. Данные подвергались статистической обработке: проверке нормальности распределения (критерий Андерсона–Дарлинга), оценке внутренней согласованности (коэффициенты альфа Кронбаха и омега Макдональда), корреляционному анализу Пирсона, эксплораторному и конфирматорному факторному анализу. Обнаружена высокая внутренняя согласованность шкал ситуативной и личностной тревоги, что подтверждает надежность измерения соответствующих конструктов. При этом конфирматорный факторный анализ выявил несоответствие эмпирических данных предполагаемой однофакторной модели, а эксплораторный анализ показал двухфакторную структуру каждой шкалы, основанную на семантической направленности пунктов: прямые формулировки отражали тревожную симптоматику, тогда как обратные пункты характеризовали психологическое благополучие. Эти данные указывают на то, что STAI одновременно измеряет симптомы тревоги и противоположного по эмоциональной направленности состояния, что ставит под сомнение конструктивную однородность шкал. Полученные результаты подчеркивают важность дальнейшего обсуждения и, возможно, пересмотра отдельных элементов структуры STAI с целью повышения точности инструмента.

Ключевые слова: тревога, тревожность, ситуативная тревога, личностная тревога, валидность, надежность.

Для цитирования:

Мерзляков Д.Е. Оценка внутренней согласованности и факторной валидности опросника ситуативной и личностной тревожности Ч. Спилбергера // Вестник Пермского университета. Философия. Психология. Социология. 2025. Вып. 4. С. 587–600. <https://doi.org/10.17072/2078-7898/2025-4-587-600>. EDN: XSJZOK

ASSESSMENT OF THE INTERNAL CONSISTENCY AND FACTORIAL VALIDITY OF CH. SPIELBERGER'S STATE-TRAIT ANXIETY INVENTORY

Dmitry E. Merzlyakov

Perm State University (Perm)

The State-Trait Anxiety Inventory (STAI) is a widely used instrument for assessing anxiety both as a state and as a personality trait. The aim of the present study was to evaluate the internal consistency and factorial validity of the STAI. The study involved 605 students of Perm State University aged between 17 and 32 ($M = 22.3$; $SD = 4.96$). The adapted version of the questionnaire developed by Yu.L. Khanin in 1976 was used. Data analysis included testing for normality (Anderson–Darling test), assessment of internal consistency (Cronbach's Alpha and McDonald's Omega coefficients), Pearson correlation analysis, exploratory and confirmatory factor analyses. High internal consistency was observed for both scales, this confirming the reliability of measuring the respective constructs. However, confirmatory factor analysis indicated a lack of fit between the empirical data and the proposed one-factor model, while exploratory factor analysis revealed a two-factor structure for each scale, based on the semantic orientation of the items: direct statements reflected anxiety symptoms, whereas reverse items characterized the opposite emotional phenomenon. These findings suggest that the STAI simultaneously captures anxiety symptoms and an oppositely directed emotional state, which raises questions about the construct homogeneity of the scales. The findings highlight the importance of further discussion and, possibly, revision of individual elements of the STAI framework to improve the precision of the instrument.

Keywords: anxiety, anxiousness, state anxiety, trait anxiety, construct validity, reliability.

To cite:

Merzlyakov D.E. [Assessment of the internal consistency and factorial validity of Ch. Spielberger's State-Trait Anxiety Inventory]. *Vestnik Permskogo universiteta. Filosofia. Psihologia. Sociologia* [Perm University Herald. Philosophy. Psychology. Sociology], 2025, issue 4, pp. 587–600 (in Russian), <https://doi.org/10.17072/2078-7898/2025-4-587-600>, EDN: XSJZOK

Введение

Опросник ситуативной и личностной тревожности (STAI) разработан в 1966 г. и переведен более чем на 48 языков [Zsido A.N. et al., 2020]. В России был адаптирован Ю.Л. Ханиным в 1976 г. [Белова А.Н., 2018]. STAI является одним из наиболее универсальных и широко применяемых инструментов для диагностики субклинической тревоги [Вергунов Е.Г. и др., 2019]. По состоянию на 1 ноября 2025 г., поиск по ключевым словам «Опросник личностной и ситуативной тревожности» в базе данных Elibrary.ru показал 10 505 упоминаний за весь период. Из них 3 359 приходятся на 2021–2025 гг., а 418 — на 2025 г. Данный показатель сопоставим с частотой упоминаний других методик. Так, по запросу «Госпитальная шкала

тревоги и депрессии» найдено 11 098 упоминаний за весь период, 3 876 — за последние 5 лет, и 476 — за 2025 г. Для «Шкалы тревоги Бека» эти значения составляют 8 135, 2 629 и 350 упоминаний соответственно. Аналогичный поиск англоязычного варианта («State-Trait Anxiety Inventory») в базе Google Scholar выявил 293 000 результатов за весь период, из них 19 800 — за последние 5 лет, и 6 420 — за 2025 г. При анализе временного распределения публикаций, зарегистрированных в отечественной базе данных, обнаружено, что за последние 5 лет приходится около трети всех упоминаний STAI.

Вероятно, возросшая популярность опросника связана не только с практической применимостью, но и с особенностями теоретической модели, лежащей в ее основе. В отличие от

J. Taylor (1953), автора опросника Шкалы тревоги Тейлор, рассматривавшей тревогу как черту личности [McDowell I., 2006], Ч. Спилбергер опирается на концепцию R. Cattell о двойственной природе тревоги как состояния и как свойства. Такой взгляд на тревогу нашел отражение в двух шкалах опросника: ситуативной и личностной тревоги [Behrouzian F. et al., 2017; Cattell R.B., Scheier I.H., 1961; McDowell I., 2006]. Шкала личностной тревоги разработана на основе Шкалы тревоги Тейлор и отражает общую склонность человека к тревожным состояниям. Шкала ситуативной тревоги предназначена для оценки текущего тревожного состояния и основана на концепции тревоги как реакции на угрозу [McDowell I., 2006].

Несмотря на широкое применение STAI в диагностике тревоги, исследователи отмечают ряд недостатков опросника. A.N. Zsido и соавт. указывают на то, что обратные вопросы снижают достоверность результатов [Zsido A.N. et al., 2020]; это подтверждается данными Е.Г. Вергунова и соавт.: удаление «слабых» пунктов, включая обратные утверждения шкалы личностной тревоги, улучшает ее внутреннюю согласованность [Вергунов Е.Г. и др., 2019]. Кроме того, Ю.В. Щербатых указывает на то, что ряд утверждений (например, «Я обычно быстро устаю» или «Я чувствую себя отдохнувшим») отражают физическое состояние, а не эмоциональное, и не воспроизводят симптоматику тревоги [Щербатых Ю.В., 2021]. Указанные наблюдения позволяют предположить, что не все пункты опросника в полной мере отражают конструкт тревоги. Наличие неоднородных по содержанию утверждений может приводить к снижению внутренней согласованности и нарушению факторной структуры шкал, что, в свою очередь, ставит под сомнение их психометрическую целостность. Поскольку STAI остается одним из наиболее используемых инструментов для диагностики тревоги, целесообразно провести дополнительную оценку его надежности и валидности. В связи с этим целью нашего исследования является оценка надежности по внутренней согласованности и факторной валидности STAI.

Организация и методы исследования

Выборка. В период с 20 февраля по 1 апреля 2023 г. осуществлен сбор данных с помощью

онлайн-платформы OnlineTestPad. В выборку вошло 605 студентов Пермского государственного национального исследовательского университета (237 мужчин и 368 женщин) в возрасте от 17 до 32 лет ($M = 22.3$; $SD = 4.96$). Участие в исследовании было добровольным. По завершении тестирования участники получили индивидуальную обратную связь по результатам и рекомендации, включающие информацию о способах саморегуляции и самопомощи при волнении и беспокойстве.

Методики. В работе использовался опросник Ч. Спилбергера, адаптированный Ю.Л. Ханиным. С учетом наличия нескольких версий STAI, отличающихся формулировками утверждений и шкалами оценки, в настоящем исследовании использовалась версия А.Н. Беловой [Белова А.Н., 2018]. Выбор данной версии обусловлен ее наибольшим соответствием оригинальной версии STAI по структуре и содержанию [Spielberger Ch.D. et al., 1977]. STAI состоит из 40 пунктов, разделенных на две шкалы по 20 утверждений каждая, с ответами по четырехбалльной шкале Лайкерта. Шкала ситуативной тревоги отражает текущее состояние: 1 — «нет, это не так», 2 — «пожалуй, так», 3 — «верно», 4 — «совершенно верно». Шкала личностной тревоги измеряет частоту переживания тревожных состояний: 1 — «почти никогда», 2 — «иногда», 3 — «часто», 4 — «почти всегда». Обе шкалы содержат как прямые, так и обратные утверждения: 10 в шкале ситуативной тревоги и 7 в шкале личностной тревоги [Белова А.Н., 2018]. Ответы на обратные утверждения подвергались реверсированию, после чего производилось суммирование баллов по всем пунктам каждой шкалы. Итоговые показатели отражают уровень ситуативной и личностной тревоги, где более высокие значения соответствуют большей выраженности тревожных проявлений.

Анализ данных. Для проверки психометрических свойств и факторной структуры STAI использованы следующие методы математической статистики.

- Критерий Андерсона–Дарлинга актуален для оценки соответствия данных закону нормального распределения. Этот метод позволяет оценить соответствие выборки предполагаемому распределению, придавая вес различиям по всей области распределения, и обладает боль-

шей статистической мощностью по сравнению с традиционными критериями, такими как Колмогорова–Смирнова и Крамера–фон Мизеса [Shin H. et al., 2012].

- Критерии альфа Кронбаха и омега Макдональда использовались для оценки внутренней согласованности шкал. Альфа Кронбаха — как традиционный и широко принятый показатель внутренней согласованности шкал, позволяющий сопоставлять результаты с существующими исследованиями. Коэффициент омега был рассчитан для более точной оценки надежности с учетом различий нагрузок пунктов на общий фактор [Zinbarg R.E. et al., 2005].

- Корреляционный анализ по Пирсону — для оценки взаимосвязи между отдельными пунктами и шкалами. Значение корреляции интерпретировались в диапазоне от 0.2 как слабой выраженности до 0.9 как сильной [Шишлянникова Л.М., 2009].

- Конфирматорный факторный анализ (КФА) для подтверждения структуры опросника. Перед проведением КФА проверена пригодность данных для факторизации. В качестве критериев использовались мера адекватности выборки Кайзера–Мейера–Олкина (MSA), критерий сферичности Бартлетта, а также критерий согласия χ^2 . Анализ модели проводился с расчетом следующих индексов соответствия: индекс сравнительного соответствия (CFI), индекс Такера–Льюиса (TLI), критерий согласия (GFI), среднеквадратическая ошибка аппроксимации (RMSEA) и стандартизированный среднеквадратический остаток (SRMR). В качестве показателей приемлемого соответствия модели принимались значения CFI, TLI и GFI не ниже 0.95, значения RMSEA и SRMR — не выше 0.08 [Коптева Н.В. и др., 2021; Наследов А.Д., 2011].

- Эксплораторный факторный анализ применялся для изучения факторной структуры шкал. Извлечение факторов осуществлялось методом наименьших остатков с использованием облического вращения Promax. Пригодность данных к факторному анализу оценивалась с помощью меры адекватности выборки Кайзера–Мейера–Олкина (MSA), теста сферичности Бартлетта и критерия Мардиа.

Анализ данных произведен в программе JASP (версия 0.19.3).

Результаты исследования

Распределение данных

На этапе сбора данных получено 605 анкет. В ходе первичного анализа данных с использованием описательной статистики и построения ящичковых диаграмм в JASP выявлены 2 выброса. Обнаруженные выбросы были исключены из дальнейшего анализа. После удаления выбросов осталось 603. Для шкалы ситуативной тревоги ($M = 44.232$; $SD = 11.615$) значение критерия Андерса–Дарлинга $A^2 = 1.389$, $p = 0.205$. Поскольку $p > 0.05$, гипотеза о ненормальности распределения отвергается. Для шкалы личностной тревоги ($M = 45.638$; $SD = 11.077$) значение критерия Андерса–Дарлинга $A^2 = 0.665$, $p = 0.589$, что указывает на близость эмпирических данных к нормальному распределению. Следовательно, мы можем использовать параметрические методы обработки данных.

Показатели внутренней согласованности STAI

Для оценки надежности по внутренней согласованности использованы коэффициенты альфа Кронбаха и омега Макдональда, отражающие степень согласованности пунктов внутри шкал. Дополнительно проведен корреляционный анализ для определения взаимосвязей между шкалами ситуативной и личностной тревоги, а также пунктами и соответствующими шкалами.

Для шкалы ситуативной тревоги коэффициент альфа Кронбаха составил $\alpha = 0.919$, коэффициент омега Макдональда $\omega = 0.906$, что указывает на высокий уровень внутренней согласованности пунктов шкалы. Для шкалы личностной тревоги значения критериев ($\alpha = 0.894$ и $\omega = 0.898$) свидетельствуют о хорошей надежности и согласованности пунктов шкалы. Обнаружено, что пункт 33 отрицательно коррелирует со шкалой личностной тревоги, что указывает на обратную направленность его баллов относительно основной шкалы.

Связь между шкалами ситуативной и личностной тревоги равна $r = 0.744$ при $p < 0.001$. Следовательно, шкалы имеют тесную положительную связь, где высокий уровень ситуативной тревоги соответствует более высокому уровню личностной тревоги. Наглядное представление связи представлено на рис. 1.

Корреляции пунктов со шкалами представлены в табл. 1.

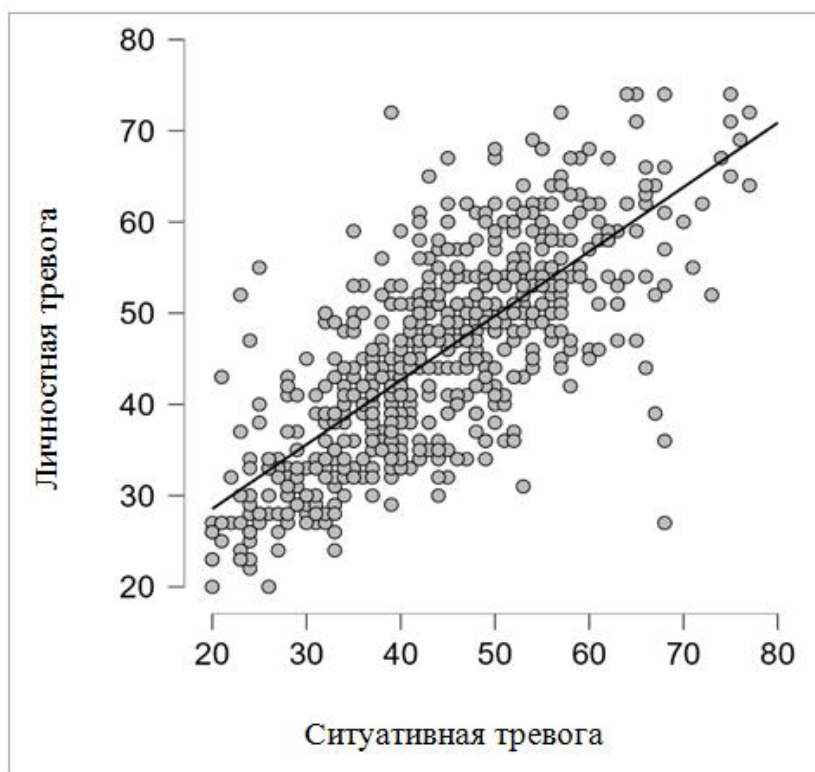


Рис. 1. Диаграмма рассеяния ситуативной и личностной тревоги

Fig. 1. Scatter plot of state and trait anxiety

Таблица 1. Корреляции пунктов STAI со шкалами ситуативной и личностной тревоги

Table 1. Correlations of STAI items with the state and trait anxiety scales

Шкала	Пункты	r	Шкала	Пункты	r
Ситуативная тревога	1	0.738	Личностная тревога	21	0.472
	2	0.542		22	0.587
	3	0.668		23	0.560
	4	0.514		24	0.600
	5	0.718		25	0.532
	6	0.577		26	0.599
	7	0.616		27	0.612
	8	0.594		28	0.721
	9	0.693		29	0.747
	10	0.654		30	0.559
	11	0.631		31	0.651
	12	0.668		32	0.715
	13	0.586		33	-0.138
	14	0.539		34	0.451
	15	0.706		35	0.605
	16	0.740		36	0.557
	17	0.545		37	0.745
	18	0.510		38	0.761
	19	0.635		39	0.496
	20	0.662		40	0.710

Примечание: все значения корреляций при $p < 0.001$.

Note: all correlation values are significant at $p < 0.001$.

При оценке связи пунктов со шкалой ситуативной тревоги обнаружено, что значения коэф-

фициентов корреляций варьируются от 0.51 до 0.74 при $p < 0.001$. Наиболее тесные связи полу-

чены с пунктами: «Я доволен» (п. 16, $r = 0.740$), «Я спокоен» (п. 1, $r = 0.738$), «Я чувствую себя свободно» (п. 5, $r = 0.718$), «Я не чувствую скованности, напряжения» (п. 15, $r = 0.706$). Это указывает на то, что обратные утверждения демонстрируют значимую связь с общим баллом по шкале и могут отражать в большей степени характер измеряемого конструкта.

Корреляционная связь между пунктами и шкалой личностной тревоги варьируется в значениях от -0.138 до 0.761 при $p < 0.001$. Наиболее высокие корреляции получены для пунктов: «Нередко я проигрываю из-за того, что недостаточно быстро принимаю решения» (п. 38, $r = 0.761$), «Я слишком переживаю из-за пустяков» (п. 29, $r = 0.747$), «Как правило, всякие пу-

стяки отвлекают и волнуют меня» (п. 37, $r = 0.745$). Пункт «Обычно я чувствую себя в безопасности» (п. 33), несмотря на реверсирование, демонстрирует отрицательную связь со шкалой личностной тревоги ($r = -0.138$).

В целом, проведенные анализы подтверждают высокую внутреннюю согласованность обеих шкал.

Оценка факторной структуры

Для оценки факторной валидности STAI проведены КФА и ЭФА, направленные на проверку соответствия эмпирических данных теоретически предполагаемой структуре шкал.

Рассмотрим результаты КФА (см. табл. 2).

Таблица 2. Значения индексов пригодности для шкал ситуативной и личностной тревоги

Table 2. Fit index values for the state and trait anxiety scales

Критерий	Ситуативная тревога	Личностная тревога
Мера Кайзера–Мейера–Олкина (MSA)	0.942	0.924
Критерий сферичности Бартлера	8307.213, $p < 0.001$	5949.154, $p < 0.001$
Критерий согласия	4028.749, $p < 0.001$	2089.252 ($p < 0.001$)
GFI	0.696	0.898
CFI	0.531	0.672
TLI	0.476	0.633
RMSEA	0.194 (95 % CI: 0.189–0.199)	0.137 (90 % CI: 0.131–0.142)
SRMR	0.212	0.111

Предварительная проверка условий КФА для шкалы ситуативной тревоги показала, что данные пригодны для анализа ($MSA = 0.942$; критерий сферичности Бартлетта $\chi^2 = 8307.213$, $p < 0.001$), что свидетельствует о наличии значимых корреляций между переменными и обоснованности применения КФА. Значение критерия согласия оказалось статистически значимым ($\chi^2 = 4028.749$, $p < 0.001$). Полученные индексы соответствия модели не подтверждают ее удовлетворительного соответствия эмпирическим данным: $CFI = 0.531$, $TLI = 0.476$, $RMSEA = 0.194$ (95 % CI: 0.189–0.199), $SRMR = 0.212$, $GFI = 0.696$.

Проверка данных по шкале личностной тревоги показала их пригодность для проведения КФА ($MSA = 0.924$; критерий сферичности Бартлетта ($\chi^2 = 5949.154$, $p < 0.001$). Статистическое значение критерия согласия ($\chi^2 = 2089.252$, $p < 0.001$) указывает на расхождение между моделью и наблюдаемыми данными. Относительные индексы соответствия модели — $CFI = 0.672$ и $TLI = 0.633$ — существенно ниже пороговых значений. $RMSEA = 0.137$ (90 % CI:

0.131–0.142) значительно превышает допустимый уровень, отражая грубую неточность аппроксимации модели. Значение $SRMR = 0.111$ указывает на значительные отклонения между предсказанными и наблюдаемыми ковариациями. Значение $GFI = 0.898$ показывает удовлетворительную подгонку модели. Различия в значениях индексов связано с методологическими особенностями каждого критерия: GFI отражает долю объясненной дисперсии и может оставаться относительно высоким при плохом воспроизведении ковариаций, тогда как CFI , TLI и $RMSEA$ чувствительны к структурным несоответствиям и сложности модели, что объясняет их низкие значения при статистически значимом расхождении между моделью и данными.

Все ключевые показатели КФА указывают на расхождение между предполагаемыми моделями шкал и эмпирическими данными. В связи с этим нами проведен ЭФА для уточнения структуры шкал.

Рассмотрим факторные структуры шкал по отдельности.

Для шкалы ситуативной тревоги данные оказались пригодными для факторного анализа: $MSA = 0.942$ свидетельствует о высокой адекватности выборки, а тест сферичности Бартлетта ($\chi^2 = 8307.213$, $p < 0.001$) подтверждает наличие значимых корреляций между переменными. Согласно критерию Марджия, данные распределены многомерно ненормально: показатели асимметрии ($Skewness = 42.649$, $\chi^2 = 4300.475$, $df = 1540$, $p < 0.001$) и эксцесса ($Kurtosis = 543.293$, $Stat = 42.823$, $p < 0.001$) указывают на значи-

тельное отклонение от многомерной нормальности. Поэтому извлечение факторов производилось методом наименьших остатков с использованием облического вращения Promax.

По графику каменистой осыпи мы определили оптимальное количество факторов для шкалы ситуативной тревоги — два (см. рис. 2).

По результатам ЭФА выявлена двухфакторная структура шкалы ситуативной тревоги (см. табл. 3).

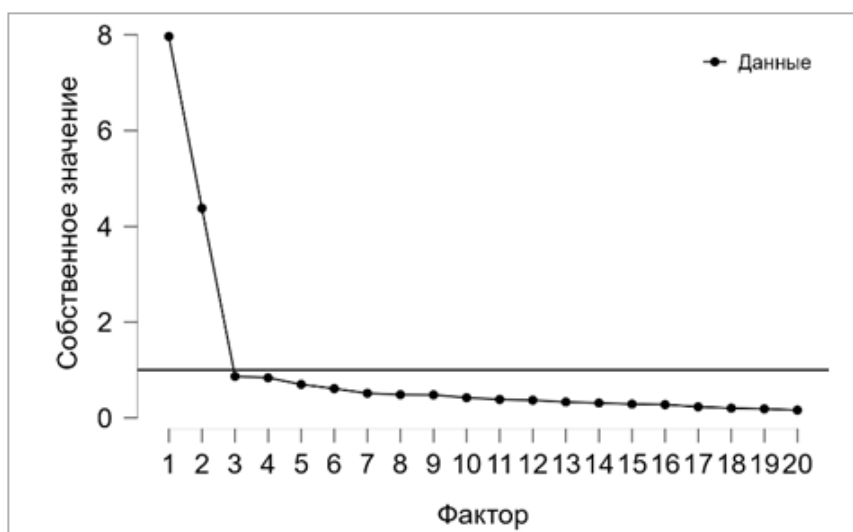


Рис. 2. График каменистой осыпи шкалы ситуативной тревоги

Fig. 2. Scree plot for the State Anxiety Scale

Таблица 3. Факторная нагрузка пунктов шкалы ситуативной тревоги

Table 3. Factor loadings of the state anxiety scale items

Пункты опросника	Фактор 1	Фактор 2	Уникальность
19. Мне радостно	0.906	-0.182	0.262
16. Я доволен	0.897	-0.031	0.215
10. Я испытываю чувство внутреннего удовлетворения	0.884	-0.138	0.285
20. Мне приятно	0.880	-0.122	0.286
8. Я чувствую себя отдохнувшим	0.770	-0.112	0.455
5. Я чувствую себя свободно	0.765	0.060	0.379
1. Я спокоен	0.708	0.149	0.402
11. Я уверен в себе	0.705	-0.001	0.504
15. Я не чувствую скованности, напряжения	0.649	0.162	0.479
2. Мне ничто не угрожает	0.406	0.186	0.747
12. Я нервничаю	-0.019	0.870	0.254
9. Я встревожен	0.038	0.840	0.271
3. Я нахожусь в напряжении	0.014	0.830	0.302
18. Я слишком возбужден и мне не по себе	-0.173	0.824	0.392
14. Я взвинчен	-0.124	0.807	0.403
13. Я не нахожу себе места	-0.005	0.730	0.469
6. Я расстроен	-0.015	0.723	0.485
17. Я озабочен	-0.008	0.666	0.560
4. Я испытываю сожаление	0.012	0.590	0.647
7. Меня волнуют возможные неудачи	0.224	0.493	0.629

Примечание: применяемый метод вращения равен Promax.

Note: the rotation method used is Promax.

Первый фактор объясняет 29.7 % дисперсии и объединяет реверсированные пункты. Наиболее высокие факторные нагрузки демонстрируют следующие утверждения: «Мне радостно» (п. 19, 0.906), «Я доволен» (п. 16, 0.897), «Я испытываю чувство внутреннего удовлетворения» (п. 10, 0.884). Этот фактор в большей степени описывает положительное эмоциональное состояние. Второй фактор объясняет 28.2 % дисперсии, включает прямые пункты, описывающие переживания тревоги, напряжения и внутреннего беспокойства. Наиболее высокие нагрузки имеют пункты: «Я нервничаю» (п. 12, 0.870), «Я встревожен» (п. 9, 0.840), «Я нахожусь в напряжении» (п. 3, 0.830). Этот фактор в большей степени описывает симптомы тревожного состояния. Из этого следует, что шкала ситуативной тревоги имеет двухфакторную структуру: один фактор отражает положительное эмоциональное состояние (реверсированные пункты), а другой — выраженность тревожных переживаний (прямые пункты).

Для шкалы личностной тревоги данные пригодны для факторного анализа: $MSA = 0.924$ указывает на высокую адекватность выборки, а тест сферичности Бартлетта ($\chi^2 = 5949.154$, $p < 0.001$) подтверждает наличие значимых корреляций между пунктами. Согласно критерию Марджина, данные распределены многомерно ненормально: показатели асимметрии ($Skewness = 26.730$, $\chi^2 = 2695.272$) и эксцесса ($Kurtosis = 495.496$, $\chi^2 = 23.007$, $p < 0.001$) пре-

вышают нормальные значения. Поэтому для шкалы личностной тревоги использовались те же методы извлечения факторов и тип вращения, что и для шкалы ситуативной тревоги.

Мы видим, что по графику каменистой осыпи максимальное возможное количество факторов для шкалы личностной тревоги — три (см. рис. 3).

Рассмотрим факторные нагрузки пунктов шкалы личностной тревоги (см. табл. 4).

Обнаружено, что шкала распадается на два фактора, состоящих из прямых и обратных пунктов. Первый фактор объясняет 28.4 % дисперсии, объединяет пункты с прямой формулировкой («Я слишком переживаю из-за пустяков» (п. 29, 0.849), «Как правило, всякие пустяки отвлекают и волнуют меня» (п. 37, 0.840), «Я принимаю все слишком близко к сердцу» (п. 31, 0.769)). Высокие факторные нагрузки наблюдаются у утверждений, отражающих склонность к волнению по незначительным поводам, чрезмерному беспокойству о повседневных делах, внутренней напряженности и неуверенности в себе. Второй фактор объясняет 18.0 % дисперсии, включает обратные утверждения, отражающие склонность к психологическому благополучию. Высокие факторные нагрузки наблюдаются у пунктов, отражающих переживание радости и удовлетворенности («Как правило, я доволен» (п. 36, 0.940), «Я вполне счастлив» (п. 30, 0.878), «Я обычно испытываю удовольствие» (п. 21, 0.822)).

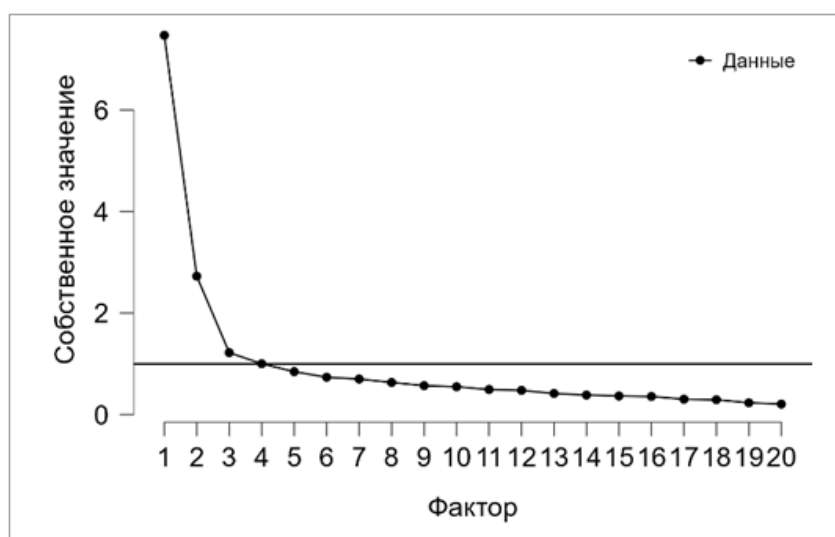


Рис. 3. График каменистой осыпи шкалы личностной тревоги

Fig. 3. Scree plot for the Trait Anxiety Scale

Таблица 4. Факторная нагрузка пунктов шкалы личностной тревоги

Table 4. Factor loadings of the trait anxiety scale items

Пункты опросника	Фактор 1	Фактор 2	Уникальность
29. Я слишком переживаю из-за пустяков	0.849	-0.062	0.328
37. Как правило, всякие пустяки отвлекают и волнуют меня	0.840	-0.052	0.336
31. Я принимаю все слишком близко к сердцу	0.769	-0.116	0.485
40. Меня обычно охватывает сильное беспокойство, когда я думаю о своих делах и заботах	0.734	0.024	0.443
28. Ожидаемые трудности обычно меня очень тревожат	0.732	0.045	0.429
38. Нередко я проигрываю из-за того, что недостаточно быстро принимаю решения	0.678	0.155	0.410
25. Я так сильно переживаю свои разочарования, что потом долго не могу о них забыть	0.654	-0.142	0.645
23. Как правило, я легко могу заплакать	0.638	-0.087	0.642
32. Мне не хватает уверенности в себе	0.599	0.157	0.522
34. Я стараюсь избегать критических состояний и трудностей	0.523	-0.126	0.777
22. Я обычно быстро устаю	0.512	0.113	0.667
24. Я хотел бы быть таким же счастливым, как и другие	0.475	0.15	0.679
35. У меня бывает хандра	0.401	0.247	0.678
36. Как правило, я доволен	-0.178	0.940	0.253
30. Я вполне счастлив	-0.130	0.878	0.328
21. Я обычно испытываю удовольствие	-0.205	0.822	0.452
26. Обычно я чувствую себя бодрим	0.024	0.717	0.468
27. Обычно я спокоен, хладнокровен, собран	0.135	0.580	0.566
39. Я уравновешенный человек	0.054	0.540	0.676
33. Обычно я чувствую себя в безопасности	-0.097	-0.178	0.942

Примечание: применяемый метод вращения равен Promax.

Note: the rotation method used is Promax.

По графику каменистой осыпи (см. рис. 3) определяется три фактора. Потенциальный фактор сформирован п. 33 («Обычно я чувствую себя в безопасности»). Этот пункт демонстрирует низкие факторные нагрузки и слабые связи с другими пунктами шкалы, не интегрирован ни в один из сформированных факторов. Таким образом, «третий фактор», появляющийся на графике каменистой осыпи, фактически отражает изолированный пункт, который не образует самостоятельную группу утверждений и не может считаться полноценным фактором.

В результате проверки факторной структуры STAI обнаружено следующее. Однофакторная структура каждой из шкалы не подтверждается КФА: показатели индексов свидетельствуют о непригодности моделей. Более того, шкалы ситуативной и личностной тревоги внутри распадаются на отдельные факторы, соответствующие направленности формулировок пунктов (прямые — тревожные симптомы, обратные — положительное эмоциональное состояние).

Обсуждение результатов

STAI является широко используемым инструментом для измерения ситуативной и личностной тревоги. При предварительном обзоре литературы были выявлены потенциальные ограничения психометрических показателей опросника, что указывает на возможное смешение измеряемых конструкторов. В связи с этим была поставлена цель эмпирически проверить надежность шкал и их факторную валидность.

С одной стороны, шкалы ситуативной и личностной тревоги демонстрируют высокую внутреннюю согласованность, что подтверждает их надежность для измерения соответствующих конструкторов. Внутренняя согласованность шкал ситуативной и личностной тревоги оценивается как высокая: показатели альфа Кронбаха (0.919 для ситуативной и 0.894 для личностной тревоги) и омега Макдональда (0.906 и 0.898 соответственно) свидетельствуют о высокой однородности пунктов и надежности измерения соответствующих шкал. Получен-

ные значения согласуются с результатами других авторов [Азабина Е.С., Ильинский С.В., 2019; Вергунов Е.Г. и др., 2019], где значения коэффициента альфа Кронбаха распределены в диапазоне от 0.74 до 0.95 для обеих шкал. Корреляции между отдельными пунктами и общей шкалой подтверждают согласованность пунктов с измеряемым конструктом, но пункт 33 демонстрирует слабую отрицательную корреляцию ($r = -0.138$).

Высокая корреляция между шкалами ($r = 0.744$, $p < 0.001$) отражает значимую взаимосвязь ситуативной и личностной тревоги в выборке. Полученное значение корреляции незначительно превышает показатели, представленные в исследовании Е.Г. Вергунова и соавт., где значение корреляции — $r = 0.613$, $p < 0.001$ [Вергунов Е.Г. и др., 2019], а также в исследовании А.Г. Шмелева, где значение составило $r = 0.73$, $p < 0.001$ [Шмелев А.Г., 2022]. Высокая корреляция указывает на то, что измеряется одно явление.

С другой стороны, мы обнаружили, что теоретически предполагаемая структура шкал ситуативной и личностной тревоги не полностью воспроизводится эмпирическими данными, что подтверждается слабыми значениями индексов соответствия модели (CFI, GFI, TLI, RMSEA, SRMR) и статистически значимым χ^2 .

Проведенный ЭФА демонстрирует, что шкала ситуативной тревоги распадается на два фактора. Первый фактор, включающий обратные формулировки, может быть интерпретирован как показатель психологического благополучия, а не тревоги. Психологическое благополучие определяется как субъективный опыт позитивно окрашенных чувств, спокойствия, удовлетворенности, а также возбуждения и восторга [Hernandez R. et al., 2018]. Учитывая содержание пунктов первого фактора («Мне радостно», «Я доволен», «Я испытываю чувство внутреннего удовлетворения»), они ближе к измерению психологического благополучия, чем ситуативной тревоги. Однако для подтверждения этого требуется дополнительное исследование и изучение связи этих пунктов с соответствующими индикаторами психологического благополучия. Второй фактор включает прямые пункты, соответствующие по содержанию напряженности и тревожным мыслям, возникающим в конкретный момент времени

[Jouvent R. et al., 1999], а также опасениям, нервозности и соматическим проявлениям тревоги, таким как учащенное сердцебиение, потливость и поверхностное дыхание [Wiedemann K., 2015]. Этот фактор более точно отражает ситуативное тревожное состояние, т.к. объединяет элементы когнитивной, эмоциональной и соматической реакций, характерных для переживания тревоги в конкретной ситуации. Полученные нами данные согласуются с результатами исследования К. Kvaal и соавт., в котором также были выделены два фактора — «психологическое благополучие» и «тревога». Авторы отмечают, что высокие значения по шкале ситуативной тревоги в большей степени связаны со снижением уровня субъективного благополучия, чем с усилением тревожных переживаний как таковых. Это может приводить к искажению интерпретации итоговых баллов [Kvaal K. et al., 2001].

Шкала личностной тревоги также распадается на два фактора. В первый фактор вошли пункты, которые отражают симптоматику тревоги, связанную с низкой уверенностью в решении проблем, дефицитом ощущения контроля, склонностью к интернализации негативных событий и повышенной чувствительностью к неопределенности, лежащей в основе хронического беспокойства и эмоциональной неустойчивости [Davey G.C.L. et al., 1992; Grupe D.W., Nitschke J.B., 2013]. Второй фактор соотносится с показателями психологического благополучия, включая позитивное отношение, низкую выраженность негативных эмоций и удовлетворенность жизнью [Dhanabhakya M., Sarath M., 2023; Ryff C.D., 2014]. Кроме того, некоторые другие авторы указывают, что шкала личностной тревоги охватывает не только тревогу и психологическое благополучие [Caci H. et al., 2003; Kaupuzs A. et al., 2015], но третий фактор — депрессивную симптоматику [Balsamo M. et al., 2013; Bieling P.J. et al., 1998; Caci H. et al., 2003; Kaupuzs A. et al., 2015]. Однако в нашем исследовании разделение шкалы личностной тревоги на факторы тревоги, психологического благополучия и депрессии не произошло.

Таким образом, шкалы ситуативной и личностной тревоги демонстрируют высокую внутреннюю согласованность, что указывает на однородность пунктов и надежность инстру-

мента с точки зрения статистических показателей. Вместе с тем результаты ЭФА и КФА показали, что предполагаемая однофакторная структура не воспроизводится: каждая шкала распадается на два фактора, один из которых отражает тревогу, а другой — противоположное состояние, связанное с психологическим благополучием. Это свидетельствует о том, что суммарные баллы могут отражать смесь различных феноменов, а не исключительно тревогу, что ограничивает содержательную интерпретацию результатов и подчеркивает необходимость осторожного использования инструмента.

Заключение

Результаты исследования позволяют сделать вывод о содержательных особенностях шкал STAI. Несмотря на высокую внутреннюю согласованность, выявленная структура указывает на ограничения в интерпретации измеряемых конструктов, что снижает однозначность суммарных баллов и точность измерения тревоги. Полученные данные подчеркивают необходимость дальнейшей переработки структуры шкал для повышения их содержательной ясности и практической применимости.

Ограничения исследования

Ограничением настоящего исследования является однородность выборки: участниками были преимущественно студенты Пермского государственного национального исследовательского университета в возрасте от 17 до 32 лет. При этом выборка является среднестатистической для студенческой популяции, что позволяет переносить результаты на студентов других вузов.

Перспективы исследования

Перспективным направлением дальнейших исследований является проверка психометрических свойств четырехфакторной структуры STAI и ее связи с конструктом психологического благополучия. В случае выявления недостаточной валидности текущей методики целесообразно разработать сокращенную версию опросника, учитывающую как показатели тревоги, так и психологического благополучия. При этом новая версия могла бы включать обратные пункты, что повысило бы ее чувствительность к разли-

чиям между тревожным состоянием и личностной тревогой. Аналогичный подход уже применялся в зарубежных исследованиях: например, венгерские авторы [Zsido A.N. et al., 2020] предложили краткую версию STAI с высокой внутренней согласованностью и упрощенной факторной структурой.

Список литературы

- Азабина Е.С., Ильинский С.В. Взаимосвязь тревожности личности и репрезентации ее успешности // Вестник Самарской гуманитарной академии. Серия: Психология. 2019. № 1(25). С. 3–15.
- Белова А.Н. Шкалы, тесты и опросники в неврологии и нейрохирургии. 3-е изд., перераб. и доп. М.: Практическая медицина, 2018. 696 с.
- Вергунов Е.Г., Николаева Е.И., Боброва Ю.В. К вопросу о психометрической надежности некоторых психологических методик // Теоретическая и экспериментальная психология. 2019. Т. 12, № 1. С. 61–68.
- Контева Н.В., Калугин А.Ю., Дорфман Л.Я. Невоплощенность в Интернете. Сообщение 2. Психометрическая проверка инструментария // Клиническая и специальная психология. 2021. Т. 10, № 4. С. 205–233. DOI: <https://doi.org/10.17759/cpse.2021100410>
- Наследов А.Д. Структурное моделирование каузальных гипотез: исследование педагогических стереотипов оценивания младших школьников // Вестник Санкт-Петербургского университета. Серия 12. Психология. Социология. Педагогика. 2011. Вып. 1. С. 305–313.
- Шишлянникова Л.М. Применение корреляционного анализа в психологии // Психологическая наука и образование. 2009. Т. 14, № 1. С. 98–107.
- Шмелев А.Г. Психометрические параметры методики Спилбергера–Ханина (ситуативная и личностная тревожность) / Форум HT-Line. 2022. 25 июля. URL: <https://forum.ht-line.ru/threads/psixometricheskie-parametry-metodiki-spilbergera-xanina-situativnaja-i-lichnostnaja-trevozhnost.3363/> (дата обращения: 03.05.2025).
- Щербатых Ю.В. Методики диагностики тревоги и тревожности — сравнительная оценка // Вестник по педагогике и психологии Южной Сибири. 2021. № 2. С. 85–104.
- Balsamo M., Romanelli R., Innamorati M., Ciccarese G., Carlucci L., Saggino A. The State-Trait Anxiety Inventory: Shadows and lights on its construct validity // Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment. 2013. Vol. 35, iss. 4. P. 475–486. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10862-013-9354-5>

- Behrouzian F., Sadrizadeh N., Nematpour S., Seyedian S.S., Nassiryan M., Zadeh A.J.F.* The effect of psychological preparation on the level of anxiety before upper gastrointestinal endoscopy // *Journal of Clinical and Diagnostic Research*. 2017. Vol. 11, iss. 7. URL: [https://www.jcdr.net/articles/PDF/10270/24876_ce\[ra\]_f\(sh\)_pf1\(ru_vt_ne\)_pfa\(pne\).pdf](https://www.jcdr.net/articles/PDF/10270/24876_ce[ra]_f(sh)_pf1(ru_vt_ne)_pfa(pne).pdf) (accessed: 03.05.2025). DOI: <https://doi.org/10.7860/jcdr/2017/24876.10270>
- Bieling P.J., Antony M.M., Swinson R.P.* The State-Trait Anxiety Inventory, trait version: structure and content re-examined // *Behaviour Research and Therapy*. 1998. Vol. 36, iss. 7–8. P. 777–788. DOI: [https://doi.org/10.1016/s0005-7967\(98\)00023-0](https://doi.org/10.1016/s0005-7967(98)00023-0)
- Caci H., Baylé F.J., Dossios Ch., Robert Ph., Boyer P.* The Spielberger trait anxiety inventory measures more than anxiety // *European Psychiatry*. 2003. Vol. 18, iss. 8. P. 394–400. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eurpsy.2003.05.003>
- Cattell R.B., Scheier I.H.* The meaning and measurement of neuroticism and anxiety. N.Y.: The Ronald Press Company, 1961. 535 p.
- Davey G.C.L., Hampton J., Farrell J., Davidson S.* Some characteristics of worrying: Evidence for worrying and anxiety as separate constructs // *Personality and Individual Differences*. 1992. Vol. 13, iss. 2. P. 133–147. DOI: [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(92\)90036-o](https://doi.org/10.1016/0191-8869(92)90036-o)
- Dhanabhakyan M., Sarath M.* Psychological well-being: a systematic literature review // *International Journal of Advanced Research in Science, Communication and Technology*. 2023. Vol. 3, iss. 1. P. 603–607. DOI: <https://doi.org/10.48175/ijarsct-8345>
- Grupe D.W., Nitschke J.B.* Uncertainty and anticipation in anxiety: an integrated neurobiological and psychological perspective // *Nature Reviews Neuroscience*. 2013. Vol. 14, iss. 7. P. 488–501. DOI: <https://doi.org/10.1038/nrn3524>
- Hernandez R., Bassett S.M., Boughton S.W., Schuette S.A., Shiu E.W., Moskowitz J.T.* Psychological well-being and physical health: associations, mechanisms, and future directions // *Emotion Review*. 2018. Vol. 10, iss. 1. P. 18–29. DOI: <https://doi.org/10.1177/1754073917697824>
- Jouvent R., Bungener C., Morand P., Millet V., Lancrenon S., Ferreri M.* Distinction trait/état et anxiété en médecine générale: Étude descriptive // *L'Encéphale*. 1999. Vol. 25, no. 1. P. 44–49.
- Kaupuzs A., Vazne Z., Usca S.* Evaluation of psychometric properties of the state and trait anxiety inventory scale in a student sample // *Society. Integration. Education: proceedings of the International scientific conference (Rēzekne, May 22–23, 2015)*. Rēzekne, LV: Rēzeknes Augstskola, 2015. Vol. 1. P. 198–205. DOI: <https://doi.org/10.17770/sie2015vol1.317>
- Kvaal K., Laake K., Engedal K.* Psychometric properties of the state part of the Spielberger State-Trait Anxiety Inventory (STAI) in geriatric patients // *International Journal of Geriatric Psychiatry*. 2001. Vol. 16, iss. 10. P. 980–986. DOI: <https://doi.org/10.1002/gps.458>
- McDowell I.* Anxiety // *McDowell I. Measuring health: A guide to rating scales and questionnaires*. 3rd ed. N.Y.: Oxford University Press, 2006. P. 273–328. DOI: <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780195165678.003.0006>
- Ryff C.D.* Psychological well-being revisited: Advances in the science and practice of eudaimonia // *Psychotherapy and Psychosomatics*. 2014. Vol. 83, iss. 1. P. 10–28. DOI: <https://doi.org/10.1159/000353263>
- Shin H., Jung Yo., Jeong Ch., Heo J.-H.* Assessment of modified Anderson–Darling test statistics for the generalized extreme value and generalized logistic distributions // *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*. 2012. Vol. 26, iss. 1. P. 105–114. DOI: <https://doi.org/10.1007/s00477-011-0463-y>
- Spielberger Ch.D., Gorsuch R.L., Lushene R., Vagg P.R., Jacobs G.A.* State-Trait Anxiety Inventory for Adults: Self-evaluation questionnaire STAI form Y–1 and form Y–2. 1977. URL: <https://pdfcoffee.com/stai-spielberger-state-trait-anxiety-inventory-pdf-free.html> (accessed: 20.09.2022).
- Wiedemann K.* Anxiety and anxiety disorders // *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. by J.D. Wright. Amsterdam, NL: Elsevier, 2015. Vol. 1. P. 804–810. DOI: <https://doi.org/10.1016/b978-0-08-097086-8.27006-2>
- Zinbarg R.E., Revelle W., Yovel I., Li W.* Cronbach's α , Revelle's β , and McDonald's ω_H : their relations with each other and two alternative conceptualizations of reliability // *Psychometrika*. 2005. Vol. 70, iss. 1. P. 123–133. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11336-003-0974-7>
- Zsido A.N., Teleki S.A., Csokasi K., Rozsa S., Bandi S.A.* Development of the short version of the Spielberger State-Trait Anxiety Inventory // *Psychiatry Research*. 2020. Vol. 291. URL: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0165178120300834/pdf?md5=9e5ccfa8b2ef8a03b565349df24b31aa&pid=1-s2.0-S0165178120300834-mainext.pdf> (accessed: 03.05.2025). DOI: <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113223>

References

- Azabina, E.S. and Ilinsky, S.V. (2019). [The relationship of anxiety personality and representation of its success]. *Vestnik Samarskoy gumanitarnoy akademii. Seriya: Psikhologiya* [Bulletin of the Samara Humanitarian Academy. A Series of Psychology]. No. 1(25), pp. 3–15.
- Balsamo, M., Romanelli, R., Innamorati, M., Ciccarese, G., Carlucci, L. and Saggino, A. (2013). The State-Trait Anxiety Inventory: Shadows and lights on its construct validity. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*. Vol. 35, iss. 4, pp. 475–486. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10862-013-9354-5>
- Behrouzian, F., Sadrizadeh, N., Nematpour, S., Seyedian, S.S., Nassiryan, M. and Zadeh, A.J.F. (2017). The effect of psychological preparation on the level of anxiety before upper gastrointestinal endoscopy. *Journal of Clinical and Diagnostic Research*. Vol. 11, iss. 7. Available at: [https://www.jcdr.net/articles/PDF/10270/24876_ce\[ra\]_f\(sh\)_pf1\(ru_vt_ne\)_pfa\(pne\).pdf](https://www.jcdr.net/articles/PDF/10270/24876_ce[ra]_f(sh)_pf1(ru_vt_ne)_pfa(pne).pdf) (accessed 03.05.2025). DOI: <https://doi.org/10.7860/jcdr/2017/24876.10270>
- Belova, A.N. (2018). *Shkaly, testy i oprosniki v nevrologii i neirokhirurgii* [Scales, tests and questionnaires in neurology and neurosurgery]. 3rd ed. Moscow: Prakticheskaya meditsina Publ., 696 p.
- Bieling, P.J., Antony, M.M. and Swinson, R.P. (1998). The State-Trait Anxiety Inventory, trait version: structure and content re-examined. *Behaviour Research and Therapy*. Vol. 36, iss. 7–8, pp. 777–788. DOI: [https://doi.org/10.1016/s0005-7967\(98\)00023-0](https://doi.org/10.1016/s0005-7967(98)00023-0)
- Caci, H., Baylé, F.J., Dossios, Ch., Robert, Ph. and Boyer, P. (2003). The Spielberger trait anxiety inventory measures more than anxiety. *European Psychiatry*. Vol. 18, iss. 8, pp. 394–400. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eurpsy.2003.05.003>
- Cattell, R.B. and Scheier, I.H. (1961). *The meaning and measurement of neuroticism and anxiety*. New York: The Ronald Press Company, 535 p.
- Davey, G.C.L., Hampton, J., Farrell, J. and Davidson, S. (1992). Some characteristics of worrying: Evidence for worrying and anxiety as separate constructs. *Personality and Individual Differences*. Vol. 13, iss. 2, pp. 133–147. DOI: [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(92\)90036-o](https://doi.org/10.1016/0191-8869(92)90036-o)
- Dhanabhakya, M. and Sarath, M. (2023). Psychological wellbeing: a systematic literature review. *International Journal of Advanced Research in Science, Communication and Technology*. Vol. 3, iss. 1, pp. 603–607. DOI: <https://doi.org/10.48175/ijarsct-8345>
- Grupe, D.W. and Nitschke, J.B. (2013). Uncertainty and anticipation in anxiety: An integrated neurobiological and psychological perspective. *Nature Reviews Neuroscience*. Vol. 14, iss. 7, pp. 488–501. DOI: <https://doi.org/10.1038/nrn3524>
- Hernandez, R., Bassett, S.M., Boughton, S.W., Schuette, S.A., Shiu, E.W. and Moskowitz, J.T. (2018). Psychological well-being and physical health: associations, mechanisms, and future directions. *Emotion Review*. Vol. 10, iss. 1, pp. 18–29. DOI: <https://doi.org/10.1177/1754073917697824>
- Jouvent, R., Bungener, C., Morand, P., Millet, V., Lancrenon, S. and Ferreri, M. (1999). [Distinction between anxiety state/trait in general practice: A descriptive study]. *L'Encéphale* [The Brain]. Vol. 25, no. 1, pp. 44–49.
- Kaupuzs, A., Vazne, Z. and Usca, S. (2015). Evaluation of psychometric properties of the state and trait anxiety inventory scale in a student sample. *Society, Integration, Education: proceedings of the International scientific conference (Rēzekne, May 22–23, 2015)*. Rēzekne, LV: Rēzekne University of Applied Sciences Publ., vol. 1, pp. 198–205. DOI: <https://doi.org/10.17770/sie2015vol1.317>
- Kopteva, N.V., Kalugin, A.Yu. and Dorfman, L.Ya. (2021). [Unembodiment in the Internet. Part 2. Psychometric Verification of the Questionnaire]. *Klinicheskaya i spetsial'naya psikhologiya* [Clinical Psychology and Special Education]. Vol. 10, no. 4, pp. 205–233. DOI: <https://doi.org/10.17759/cpse.2021100410>
- Kvaal, K., Laake, K. and Engedal, K. (2001). Psychometric properties of the state part of the Spielberger State-Trait Anxiety Inventory (STAI) in geriatric patients. *International Journal of Geriatric Psychiatry*. Vol. 16, iss. 10, pp. 980–986. DOI: <https://doi.org/10.1002/gps.458>
- McDowell, I. (2006). Anxiety. *McDowell I. Measuring health: A guide to rating scales and questionnaires*. 3rd ed. New York: Oxford University Press, pp. 273–328. DOI: <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780195165678.003.0006>
- Nasledov, A.D. (2011). [Structural modeling of causal hypotheses: research of pedagogical assessment stereotypes of younger schoolboy]. *Vestnik Sankt-Peterburgskogo universiteta. Seriya 12. Psikhologiya. Sotsiologiya. Pedagogika* [Vestnik of Saint Petersburg University. Series 12. Psychology. Sociology. Pedagogy]. Iss. 1, pp. 305–313.
- Ryff, C.D. (2014). Psychological well-being revisited: Advances in the science and practice of eudaimonia. *Psychotherapy and Psychosomatics*. Vol. 83, iss. 1, pp. 10–28. DOI: <https://doi.org/10.1159/000353263>

Shcherbatykh, Yu.V. (2021). [Comparative assessment of methods for diagnosing anxiety]. *Vestnik po pedagogike i psikhologii Yuzhnoy Sibiri* [Bulletin on Pedagogics and Psychology of Southern Siberia]. No. 2, pp. 85–104.

Shin, H., Jung, Yo., Jeong, Ch. and Heo, J.-H. (2012). Assessment of modified Anderson-Darling test statistics for the generalized extreme value and generalized logistic distributions. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*. Vol. 26, iss. 1, pp. 105–114. DOI: <https://doi.org/10.1007/s00477-011-0463-y>

Shishlyannikova, L.M. (2009). [Application of correlation analysis in psychology]. *Psikhologicheskaya nauka i obrazovaniye* [Psychological Science and Education]. Vol. 14, no. 1, pp. 98–107.

Shmelev, A.G. (2022). *Psikhometricheskie parametry metodiki Spielbergera–Khanina* (situativnaya i lichnostnaya trevozhnost) [Psychometric parameters of the Spielberger–Khanin method (state and trait anxiety)]. Forum HT-Line, Jul. 25. Available at: <https://forum.ht-line.ru/threads/psixometricheskie-parametry-metodiki-spielbergera-xanina-situativnaja-i-lichnostnaja-trevozhnost.3363/> (accessed 03.05.2025).

Spielberger, Ch.D., Gorsuch, R.L., Lushene, R., Vagg, P.R. and Jacobs, G.A. (1977). *State-Trait Anxiety Inventory for Adults: Self-evaluation questionnaire STAI form Y–1 and form Y–2*. Available at:

<https://pdfcoffee.com/stai-spielberger-state-trait-anxiety-inventory-pdf-free.html> (accessed 20.09.2022).

Vergunov, E.G., Nikolaeva, E.I. and Bobrova Yu.V. (2019). [On the issue of psychometric reliability of some psychological methods]. *Teoreticheskaya i eksperimentalnaya psikhologiya* [Theoretical and Experimental Psychology]. Vol. 12, no. 1, pp. 61–68.

Wiedemann, K. (2015). Anxiety and anxiety disorders. *J.D. Wright (ed.) International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences*. Amsterdam, NL: Elsevier Publ., vol. 1, pp. 804–810. DOI:

<https://doi.org/10.1016/b978-0-08-097086-8.27006-2>

Zinbarg, R.E., Revelle, W., Yovel, I. and Li, W. (2005). Cronbach’s α , Revelle’s β , and McDonald’s ω : Their relations with each other and two alternative conceptualizations of reliability. *Psychometrika*. Vol. 70, iss. 1, pp. 123–133. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11336-003-0974-7>

Zsido, A.N., Teleki, S.A., Csokasi, K., Rozsa, S. and Bandi, S.A. (2020). Development of the short version of the Spielberger State-Trait Anxiety Inventory. *Psychiatry Research*. Vol. 291. Available at: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0165178120300834/pdf?md5=9e5ccfa8b2ef8a03b565349df24b31aa&pid=1-s2.0-S0165178120300834-mainext.pdf> (accessed 03.05.2025). DOI: <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113223>

Об авторе

Мерзляков Дмитрий Евгеньевич
старший преподаватель кафедры
общей и клинической психологии

Пермский государственный национальный
исследовательский университет,
614068, Пермь, ул. Букирева, 15;
e-mail: pedagogika-online@mail.ru
ResearcherID: KWU-7609-2024

About the author

Dmitry E. Merzlyakov
Senior Lecturer of the Department
of General and Clinical Psychology

Perm State University,
15, Bukirev st., Perm, 614068, Russia;
e-mail: pedagogika-online@mail.ru
ResearcherID: KWU-7609-2024