

НОВЫЕ МЕТОДИКИ

Первичная апробация краткой версии опросника ситуативной и личностной тревоги Ч. Спилбергера (STAI-10)

Мерзляков Д.Е.¹

¹ Пермский государственный национальный исследовательский университет, Пермь, Россия

Опросник ситуативной и личностной тревоги Ч. Спилбергера (State-Trait Anxiety Inventory, STAI) используется для измерения тревоги как состояния и как личностной черты. Однако имеющиеся ограничения его конструктивной валидности, а также сложности, возникающие при заполнении и интерпретации, определили цель нашего исследования — апробацию короткой версии STAI. Мы стремились разработать валидную и надежную версию опросника. Общая выборка исследования составила $N = 1493$ студента Пермского государственного национального исследовательского университета. Первая выборка ($n = 997$) заполнила полную версию STAI. Полученные данные использовались для сокращения шкал и формирования короткой версии опросника — STAI-10. Сокращение шкал происходило на основе показателей конфирматорного факторного анализа: индексов пригодности модели (CFI, TLI, GFI, RMSEA, SRMR), коэффициентов детерминации, факторных нагрузок и индексов модификации для каждого пункта. В результате обе шкалы были сокращены до 5 пунктов с сохранением высоких показателей конструктивной валидности. Вторая выборка ($n = 392$) заполняла короткую версию STAI, а также опросники, измеряющие связанные с ней явления: самооценку, самоэффективность, экстраверсию, нейротизм, клиническую тревогу и депрессию. Полученные значения коэффициентов корреляции указывают на то, что сокращенная версия сохраняет статистически значимые связи с явлениями, ассоциированными с тревогой. Третья выборка ($n = 104$) дважды проходила короткую версию STAI-10 с интервалом в один месяц для оценки ретестовой надежности; при повторном измерении данные были получены от 54 участников. Шкала личностной тревоги продемонстрировала высокую стабильность показателей во времени, а ситуативной — приемлемые. Таким образом, можно сделать вывод, что сокращенная версия STAI-10 является валидным и надежным психометрическим инструментом, который может быть использован для диагностики тревоги как состояния и как черты личности.

Ключевые слова: тревога, тревожность, ситуативная тревога, личностная тревога, диагностика тревоги, апробация краткой версии опросника

Введение

Опросник ситуативной и личностной тревоги (с англ. State-Trait Anxiety Inventory; далее — STAI) является одним из наиболее часто используемых инструментов самооценки тревоги в исследовательской и в клинической практике [Щербатых, 2021; Du et al., 2022; Valente et al., 2025; Spielberger, Reheiser, 2009; Zsido et al., 2020]. Впервые опросник опубликован Ч. Спилбергером (C. Spielberger) в 1970 г. Теоретическими основаниями опросника являются идеи З. Фрейда и Р. Кеттелла, переработанные и уточненные Ч. Спилбергером. STAI используется для оценки двух проявлений тревоги — тревоги как состояния и тревоги как личностной черты. Ситуативная тревога отражает временные субъективные ощущения напряжения и беспокойства, сопровождаемые вегетативными изменениями. Личностная тревога — относительно стабильная характеристика психики, проявляющаяся в склонности к частому переживанию тревожных состояний [Spielberger, Reheiser, 2009]. В России апробация опросника произведена Ю.Л. Ханиным в 1976 г. [Белова, 2018].

Применение STAI сопряжено с рядом ограничений. К ним относятся конструктивные недостатки опросника. А.Н. Жидо и др. отмечают, что использование обратных вопросов в полной версии STAI снижает надежность получаемых результатов [Zsido et al., 2020]. На неоднородность шкалы ситуативной тревоги указывали К. Квол и др. (2001): в результате факторного анализа обнаружены два взаимосвязанных, но различных по содержанию фактора — «благополучие» и «тревога». В первый фактор вошли обратные пункты, в большей степени отражающие признаки психологического благополучия, во второй — прямые пункты, связанные с тревожной симптоматикой. При этом общий балл в большей степени отражал снижение благополучия, чем выраженность тревоги, что ставит под сомнение корректность получаемых в ходе диагностики значений шкалы [Kvaal et al., 2001]. Отечественные исследователи также указывают на проблемы с конструктивной валидностью опросника. Так, Е.Г. Вергунов и др. показали, что исключение «слабых» пунктов, включая обратные утверждения шкалы личностной тревоги, повышает ее внутреннюю согласованность [Вергунов и др., 2019]. Ю.В. Щербатых обращает внимание на то, что часть пунктов (например, «Я обычно быстро устаю» или «Я чувствую себя отдохнувшим») отражают скорее физическое состояние, чем эмоциональное, и не воспроизводят симптоматику тревоги [Щербатых, 2021]. Таким образом,

авторы указывают на ограниченную конструктивную валидность STAI.

Разработка сокращенной версии STAI имеет важное значение для исследовательской и практической деятельности, поскольку это позволяет сократить время проведения тестирования и упростить обработку данных без потери надежности результатов. Одна из первых попыток адаптации краткой версии опросника была предпринята в Великобритании: Т.М. Марто и Х. Беккер разработали сокращенную версию шкалы ситуативной тревоги (STAI-6) [Marteau, Bekker, 1992]. В России также предпринималась попытка апробации STAI-6 [Брагин и др., 2017], однако адаптированная версия имела ряд существенных ограничений: выборка включала только 104 пациента хирургического стационара, находившихся накануне операции, то есть лиц, находящихся в состоянии предоперационного стресса. Эти ограничения снижают возможность широкого применения STAI-6.

Успешная адаптация кратких форм обеих шкал была проведена на венгерской выборке: А.Н. Жидо и др. удалили слабо нагружающие прямые и обратные пункты, в результате чего сокращенная версия, включающая по 5 пунктов для каждой шкалы, сохранила психометрические характеристики полной версии [Zsido et al., 2020]. Кроме того, сокращенная версия была разработана и на китайской выборке [Du et al., 2022], в результате чего сокращенные версии обеих шкал были сведены к 6 пунктам каждая. Дж. Валенте и др. получили сокращенные версии каждой шкалы, включающие по 8 пунктов, на итальянской выборке [Valente et al., 2025]. В настоящее время в России сокращенные формы обеих шкал еще не представлены. Поэтому цель исследования — апробация короткой версии STAI.

Процедура и методика исследования

Выборка

Для последовательного решения задач по первичной апробации короткой версии STAI были сформированы три отдельные выборки:

- Первая выборка состояла из 997 студентов (женщин = 635; мужчин = 362) Пермского государственного национального исследовательского университета (далее — ПГНИУ) в возрасте от 16 до 32 лет ($M = 22,392$; $SD = 3,772$). Участники ис-

следования заполняли STAI. Полученные данные использовались для проверки конструктивной валидности STAI и создания короткой версии опросника.

- Вторая выборка состояла из 392 студентов (женщин = 267; мужчин = 125) ПГНИУ в возрасте от 16 до 31 года ($M = 23,003$; $SD = 3,687$). Для оценки конвергентной валидности участники заполняли анкету, включающую краткую версию STAI, а также опросники, направленные на оценку связанных с тревогой явлений.

- Третья выборка состояла из 104 студентов (женщин = 94; мужчин = 10) ПГНИУ в возрасте от 18 до 24 лет ($M = 20,14$, $SD = 1,2$). Для оценки ретестовой надежности шкал STAI-10 участники проходили процедуру опроса дважды с интервалом в один календарный месяц при аналогичных условиях проведения. В первоначальную выборку этого этапа вошли 104 студента, из которых повторное тестирование прошли 54 человека. Основной причиной снижения числа участников стала утрата интереса к продолжению участия в исследовании, о чем сообщили сами респонденты.

Участие в исследовании было добровольным. На момент тестирования все участники являлись студентами ПГНИУ и привлекались к участию методом «снежного кома». По завершении тестирования участники получали обратную связь по результатам и рекомендации, включающие информацию о методах психологической самопомощи при волнении и беспокойстве, а также контакты Центра психолого-педагогической помощи ПГНИУ.

Методики

STAI представляет собой 40-пунктный опросник, в котором используется 4-балльная шкала Лайкерта для оценки каждого пункта. Опросник состоит из двух шкал: ситуативная тревога, измеряющая тревогу как состояние, и личностная тревога, измеряющая тревогу как личностную черту. Обе шкалы состоят из 20 пунктов. Шкала ситуативной тревоги содержит 10 пунктов с прямой оценкой и 10 с обратной, шкала личностной тревоги — 13 и 7 соответственно. Участники заполняли адаптированную Ю.Л. Ханиным версию [Белова, 2018].

Для проверки конвергентной валидности STAI-10 использовались несколько близких к тревоге психологических конструктов:

- Самооценка оценивалась Шкалой самооценки М. Розенберга. Методика основана на представлении о самооценке как интегральной характеристике

личности, отражающей эмоционально-когнитивное отношение к себе. Шкала оценивает устойчивую самооценку и позволяет выявить риск ее снижения, что связано с повышенной уязвимостью к тревожным и деструктивным психологическим состояниям [Золотарева, 2020]. Таким образом, связь самооценки с ситуативной и личностной тревогой будет отрицательной.

- Самоэффективность оценивалась Шкалой общей самооценки. Самоэффективность понимается как система убеждений, влияющая на поведение, эмоции и когнитивные процессы в стрессовых ситуациях. Высокая самооэффективность связана с мотивацией, настойчивостью и устойчивостью к стрессу, что способствует лучшей адаптации и снижению выраженности тревожных состояний [Шварцер и др., 1996]. Следовательно, связь самооэффективности с тревогой будет отрицательной.

- Экстраверсия и нейротизм оценивались Опросником Большой пятерки (BFI-2-S) [Джон и др., 2022]. Экстраверсия связана с чувствительностью к положительным стимулам и более эффективными копинг-стратегиями, что снижает выраженность тревожных реакций. Низкий уровень экстраверсии, в свою очередь, может повышать склонность человека к тревожным реакциям [Mitchell, Kumari, 2016; Ebstrup et al., 2011]. Нейротизм характеризуется склонностью к частому и интенсивному переживанию негативных эмоций, таких как тревога, раздражение, подавленность. Эмоциональные реакции у лиц с высоким уровнем нейротизма часто бывают непропорциональны обстоятельствам, что создает основу для развития тревожных состояний [Widiger, Oltmanns, 2017; Lahey, 2009]. Исходя из вышесказанного, связь экстраверсии и нейротизма с тревогой будет проявляться в отрицательной корреляции для экстраверсии и положительной для нейротизма с ситуативной и личностной тревогой.

- Тревога и депрессия оценивались Госпитальной шкалой тревоги и депрессии (HADS) [Белова, 2018]. В основе шкалы депрессии заложена ангедония как ключевой диагностический маркер. Связь с тревогой проявляется в том, что при снижении настроения и мотивации происходит усиление восприимчивости к тревожным переживаниям. Шкала тревоги направлена на оценку тревожных симптомов — напряженность, беспокойство, ощущение страха — и будет демонстрировать связь со шкалами STAI за счет сходства измеряемых конструктов [Кукшина и др., 2023]. Благодаря этому обе шкалы подходят для под-

тверждения конвергентной валидности STAI.

Анализ данных

В работе использовались следующие методы математической статистики:

- Для оценки нормальности распределения данных использовался критерий Андерсона — Дарлинга. При $p > 0,05$ распределение считалось соответствующим нормальному [Shin et al., 2012].
- Для оценки внутренней согласованности шкал использовался критерий альфа Кронбаха. Мы придерживались следующих рекомендованных значений: $\alpha > 0,90$ — отличная согласованность пунктов; $\alpha > 0,80$ — хорошая; $\alpha > 0,70$ — приемлемая; $\alpha > 0,60$ — сомнительная; $\alpha > 0,50$ — малоприменяемая; $\alpha < 0,50$ — непригодная [Наследов, 2013].
- Для определения силы и направления связи между переменными использовались корреляционный анализ Пирсона и корреляционный анализ Спирмена. Мы ориентировались на следующие значения корреляций: значение корреляции до 0,2 — очень слабая корреляция; до 0,5 — слабая корреляция; до 0,7 — средняя корреляция; до 0,9 — высокая корреляция; свыше 0,9 — очень высокая [Шишлянникова, 2009].
- Для сравнения средних значений при оценке ретестовой надежности ситуативной тревоги опросника STAI-10 использовался t-критерий Стьюдента для зависимых выборок.
- Для определения факторной структуры шкал использовался эксплораторный факторный анализ (далее — ЭФА) с косоугольным вращением (oblimin), при извлечении факторов методом максимального правдоподобия.
- Для проверки соответствия моделей шкал полученным данным использовался конфирматорный факторный анализ (далее — КФА) с расчетом следующих индексов соответствия: индекс сравнительного соответствия (далее — CFI), индекс Такера — Льюиса (далее — TLI), индекс согласия (далее — GFI), среднеквадратическая ошибка аппроксимации (далее — RMSEA), стандартизированный корень средней квадратичной остаточной ошибки (далее — SRMR). Пороговыми значениями для хорошего соответствия модели были значения CFI, TLI и GFI = 0,95 или выше, значения RMSEA и SRMR = 0,08 или ниже [Коптева и др., 2021; Наследов, 2011].

Обработка данных производилась в программе JASP (версия 0.19.3).

Результаты

Проблема конструктивной валидности STAI

Перед разработкой сокращенной версии STAI необходимо провести тщательный анализ полной версии инструмента, чтобы обоснованно оценить целесообразность сокращения. Исходя из полученных данных, среднее значение шкалы ситуативной тревоги составило 44,28 (SD = 12,05, min = 20, max = 77), шкалы личностной тревоги — 45,64 (SD = 11,84, min = 20, max = 77). При проверке нормальности распределения с использованием критерия Андерсона — Дарлинга установлено, что данные по ситуативной тревоге не отклоняются от нормального распределения ($A^2 = 1,467$, $p = 0,185$), а значения критерия для личностной тревоги приближаются к критическому уровню ($A^2 = 2,327$, $p = 0,061$), однако не достигают статистической значимости. Следовательно, полученные данные можно считать соответствующими закону нормального распределения.

При оценке надежности были получены следующие значения альфа Кронбаха: для шкалы ситуативной тревоги — 0,925, для шкалы личностной тревоги — 0,907, что свидетельствует о высокой внутренней согласованности пунктов шкал. Вместе с тем высокая надежность не может выступать гарантом конструктивной валидности опросника: несмотря на согласованность, структура шкал может быть неоднородной. Поэтому с целью проверки конструктивной валидности и факторной структуры STAI использовались КФА и ЭФА.

При проведении КФА обнаружено, что индексы пригодности шкалы ситуативной тревоги не достигают допустимых порогов (CFI = 0,568, TLI = 0,517, GFI = 0,424, RMSEA = 0,185 [90 % CI: 0,181-0,189], SRMR = 0,185). Аналогичный результат получен для шкалы личностной тревоги (CFI = 0,686, TLI = 0,649, GFI = 0,676, RMSEA = 0,135 [90 % CI: 0,131-0,139], SRMR = 0,107). Значения индексов пригодности указывают на плохое соответствие моделей шкал полученным данным.

После этого мы использовали ЭФА. В результате предварительной оценки пригодности обнаружены высокие значения индекса Кайзера — Майера — Олкина для шкалы ситуативной тревоги (MSA = 0,942) и личностной тревоги (MSA = 0,928). Критерий сферичности Бартлетта показал статистически значимые коэффициенты для обеих шкал: для ситуативной тревоги — $\chi^2 = 13496,717$, $p < 0,001$; для личностной тревоги — $\chi^2 = 9884,085$, $p < 0,001$. Это указывает на допустимость примене-

Таблица 1*Факторная структура шкалы ситуативной тревоги*

Пункты	Фактор 1	Фактор 2	Уникальность
19	0,898		0,251
16	0,885		0,190
20	0,879		0,262
10	0,856		0,294
8	0,723		0,501
5	0,721		0,403
11	0,678		0,526
1a	0,656		0,399
15	0,605		0,488
12		0,862	0,241
9		0,836	0,263
3		0,829	0,290
14		0,790	0,420
18		0,772	0,454
13		0,698	0,503
6		0,675	0,524
17		0,643	0,576
4		0,534	0,712
7		0,466	0,641
2			0,739

Таблица 2*Факторная структура шкалы личностной тревоги*

Пункты	Фактор 1	Фактор 2	Уникальность
29	0,861		0,304
37	0,844		0,318
31	0,773		0,461
28	0,737		0,422
38	0,728		0,384
40	0,724		0,439
32	0,602		0,531
23	0,563		0,701
25	0,533		0,739
22	0,515		0,658
34	0,502		0,780
35	0,454		0,668
24	0,452		0,693
36		0,906	0,202
30		0,846	0,286
21		0,781	0,432
26		0,652	0,478
27		0,497	0,582
39		0,460	0,700
33			0,980

ния метода ЭФА.

Для каждой из двух шкал выявлена двухфакторная структура, что противоречит теоретической модели, предполагающей одномерность каждой шкалы.

В шкале ситуативной тревоги (см. табл. 1) первый фактор сформирован из обратных пунктов (1, 5, 8, 10, 11, 15, 16, 19, 20) с факторной нагрузкой от 0,605 до 0,898. Самая высокая факторная нагрузка — у пунктов 19 («Мне радостно»; 0,898), 16 («Я доволен»; 0,885), 20 («Мне приятно»; 0,879), 10 («Я испытываю чувство внутреннего удовлетворения»; 0,856). Во второй фактор вошли прямые пункты (3, 4, 6, 7, 9, 12, 13, 14, 17, 18) с факторной нагрузкой от 0,466 до 0,862. Нагрузка выше всего у следующих пунктов: 12 («Я нервничаю»; 0,862), 9 («Я встревожен»; 0,836), 3 («Я нахожусь в напряжении»; 0,829), 14 («Я взвинчен»; 0,790). Пункт 2 («Мне ничто не угрожает») не вошел ни в один из факторов, что указывает на его неоднозначность для ситуативной тревоги.

Похожая группа факторов обнаружена для шкалы личностной тревоги (см. табл. 2). В первый фактор вошли прямые пункты (22, 23, 24, 25, 28, 29, 31, 32, 34, 35, 37, 38, 40) с факторной нагрузкой от 0,468 до 0,822. Самая высокая нагрузка — у пунктов 29 («Я слишком переживаю из-за пустяков»; 0,861), 37 («Как правило, всякие пустяки отвлекают и волнуют меня»; 0,844), 31 («Я принимаю все слишком близко к сердцу»; 0,773), 28 («Ожидаемые трудности обычно меня очень тревожат»; 0,737). Во второй фактор вошли обратные пункты (21, 26, 27, 30, 36, 39) с факторной нагрузкой от 0,460 до 0,906. Самая высокая факторная нагрузка — у пунктов 36 («Как правило, я доволен»; 0,906), 30 («Я вполне счастлив»; 0,846), 21 («Я обычно испытываю удовольствие»; 0,781), 26 («Обычно я чувствую себя бодрым»; 0,652). Пункт 33 («Обычно я чувствую себя в безопасности») не вошел ни в один из факторов, что указывает на его содержательную неоднозначность для шкалы личностной тревоги.

Была проанализирована факторная структура всего опросника. Значение критерия Кайзера — Майера — Олкина ($MSA = 0,956$) и результаты критерия сферичности Бартлетта ($\chi^2 = 26315,336$, $p < 0,001$) свидетельствуют об адекватности данных для проведения ЭФА. Результаты представлены в табл. 3.

В результате ЭФА обнаружено, что все пункты группируются в три фактора:

- Фактор 1 образован обратными пунктами (1, 2, 5, 8, 10, 11, 15, 16, 19, 20, 21, 26, 27, 30, 36, 39) с факторными нагрузками от 0,400 до 0,893.
- Фактор 2 включает пункты шкалы личностной тревоги (22, 23, 24, 25, 28, 29, 31, 32, 34, 37, 38, 40) и пункт 7 шкалы ситуативной тревоги с факторными нагрузками от 0,469 до 0,870.
- Фактор 3 представлен пунктами шкалы ситуативной тревоги (3, 4, 6, 9, 12, 13, 14, 17, 18) с факторными нагрузками от 0,439 до 0,819.
- Пункты 33 и 35 не вошли ни в один из факторов, что свидетельствует об их слабой факторной определенности.

Такое распределение пунктов показывает, что обратные утверждения формируют отдельный фактор, направленный на измерение другого феномена. При изучении корреляций между факторами нами обнаружено, что наибольшая связь наблюдается между факторами личностной и ситуативной тревоги ($r = 0,529$). Фактор 1, состоящий из обратных пунктов, в исходном виде положительно коррелирует с личностной ($r = 0,415$) и ситуативной тревогой ($r = 0,301$). Однако после реверсирования шкалы данные корреляции приобретают отрицательное значение: более высокое значение фактора связано с меньшим уровнем ситуативной и личностной тревоги. Следовательно, в результате ЭФА обнаружена трехфакторная структура опросника. Подобная структура более адекватно раскрывает латентное содержание методики и открывает перспективы для ее дальнейшей валидации.

Таким образом, результаты ЭФА и КФА указывают на то, что STAI на данной выборке не демонстрирует необходимого уровня конструктивной валидности. Обе шкалы распадаются на 2 фактора в зависимости от содержания пунктов опросника, а весь опросник — на 3 фактора. Это ставит под сомнение пригодность STAI для валидного измерения тревоги в рамках данной выборки и согласуется с критикой, ранее изложенной в ряде психологических исследований [Caci et al., 2003; Kaupuzs et al., 2015; Kvaal et al., 2001]. Обнаруженные психометрические свойства шкал являются основаниями для их пересмотра.

Разработка краткой версии шкалы STAI: STAI-10

Для разработки краткой версии STAI выборка была разделена на две группы: участники с нечетными порядковыми номерами включались в группу 1 ($n = 499$), участники с четными — в группу 2 ($n = 498$). Первая подгруппа использовалась для

Таблица 3*Факторная структура опросника STAI*

Пункты	Фактор 1	Фактор 2	Фактор 3	Уникальность
19	0,893			0,266
16	0,883			0,204
20	0,858			0,291
10	0,832			0,318
36	0,806			0,337
30	0,734			0,422
8	0,731			0,507
21	0,726			0,501
5	0,724			0,400
1	0,665			0,405
11	0,654			0,467
26	0,644			0,487
15	0,617			0,492
27	0,558			0,532
39	0,484			0,684
2	0,400			0,729
29		0,870		0,314
37		0,769		0,339
31		0,759		0,480
38		0,749		0,384
28		0,711		0,411
32		0,646		0,508
40		0,643		0,425
23		0,518		0,700
25		0,512		0,709
24		0,496		0,699
34		0,485		0,774
22		0,483		0,660
7		0,469		0,513
12			0,819	0,240
3			0,817	0,285
9			0,815	0,262
14			0,790	0,418
18			0,759	0,455
13			0,680	0,506
17			0,625	0,574
6			0,621	0,522
4			0,439	0,702
33				0,983
35				0,646

конструирования сокращенной версии опросника, вторая — для проверки его психометрических свойств.

На предварительном этапе создания сокращенной версии шкал были исключены обратные

утверждения, поскольку в ходе ЭФА была обнаружена тенденция их объединения в отдельные факторы, содержательно противоположные тревожной симптоматике. В результате наблюдается улучшение значений индексов пригодности мо-

дели для обеих шкал (для ситуативной тревоги: CFI = 0,916, TLI = 0,892, GFI = 0,895, RMSEA = 0,116 [90 % CI: 0,103-0,129], SRMR = 0,051; для личностной тревоги: CFI = 0,893, TLI = 0,873, GFI = 0,885, RMSEA = 0,092 [90 % CI: 0,083-0,101], SRMR = 0,052). Полученные значения индексов ближе к пороговым по сравнению с показателями, зафиксированными для полной версии шкал, что свидетельствует о повышении согласованности модели с эмпирическими данными. Однако следует отметить, что индекс RMSEA остается выше порогового уровня, что указывает на недостаточное соответствие модели.

При дальнейшем сокращении шкал учитывались значения коэффициентов детерминации, факторные нагрузки, индексы модификации, содержание и смысловая нагрузка каждого пункта. Первоначально анализировались факторные нагрузки пунктов, их остаточная дисперсия и индексы модификации. Пункты, демонстрировавшие низкую степень связи с соответствующим фактором либо признаки статистической нестабильности, рассматривались как слабые. Окончательное решение о сохранении или исключении пункта принималось с учетом его содержательной адекватности и вклада в смысловую целостность шкалы. В результате были отобраны пять пунктов для каждой шкалы, что позволило сформировать краткую версию опросника — STAI-10. В шкалу ситуативной тревоги вошли пункты 3 («Я нахожусь в напряжении»), 7 («Меня волнуют возможные неудачи»), 9 («Я встревожен»), 12 («Я нервничаю»), 18 («Я слишком возбужден и мне не по себе»). В шкалу личностной тревоги вошли пункты 28 («Ожидаемые трудности обычно меня очень тревожат»), 29 («Я слишком переживаю из-за пустяков»), 32 («Мне не хватает уверенности в себе»), 34 («Я стараюсь избегать критических состояний и трудностей»), 40 («Меня обычно охватывает сильное беспокойство, когда я думаю о своих делах и работах»). Индексы пригодности свидетельствуют о высоком качестве модели (ситуативная тревога: CFI = 0,998, TLI = 0,996, GFI = 0,994, RMSEA = 0,033 [90 % CI: 0,000-0,076], SRMR = 0,014; личностная тревога: CFI = 0,994, TLI = 0,988, GFI = 0,991, RMSEA = 0,046 [90 % CI: 0,000-0,086], SRMR = 0,019).

При анализе надежности шкал STAI-10 обнаружены высокие значения коэффициента альфа Кронбаха, свидетельствующие о надежности измерительного инструмента. Для шкалы ситуативной тревоги значение составило 0,866, для шкалы личностной тревоги — 0,827. Полученные зна-

чения критерия соответствуют высокому уровню внутренней согласованности пунктов.

При проверке полученной версии опросника на группе 2 в рамках КФА получены следующие индексы пригодности модели: ситуативная тревога — CFI = 0,998, TLI = 0,995, GFI = 0,993, RMSEA = 0,037 [90 % CI: 0,000–0,079], SRMR = 0,014; личностная тревога — CFI = 0,995, TLI = 0,990, GFI = 0,993, RMSEA = 0,043 [90 % CI: 0,000–0,084], SRMR = 0,021. Полученные на группе 2 индексы оказались схожими со значениями, обнаруженными на группе 1, что свидетельствует о стабильности модели. Коэффициент альфа Кронбаха для шкалы ситуативной тревоги составил 0,880, а для шкалы личностной тревоги — 0,832. Таким образом, краткая версия опросника демонстрирует высокую стабильность и воспроизводимость показателей. Индексы КФА на группе 2 подтверждают устойчивость модели, полученной на группе 1, а значения альфа Кронбаха указывают на высокую внутреннюю согласованность.

В результате сокращения был сформирован 10-пунктный опросник, включающий 5 пунктов для каждой шкалы, отражающих тревожную симптоматику. Обе шкалы были сокращены, были удалены пункты, которые снижали конструктивную валидность. Полученные результаты подтверждают целесообразность исключения слабых и обратных пунктов [Вергунов и др., 2019], что соответствует выводам, сделанным при адаптации краткой версии STAI на венгерской выборке. Так, при венгерской адаптации А.Н. Жидо и др. удалили обратные пункты и подобрали оптимальную модель для каждой шкалы, демонстрирующей высокие значения индексов пригодности [Zsido et al., 2020]. Помимо этого, итоговый набор пунктов в нашей версии совпадает с венгерской адаптацией, что может свидетельствовать о стабильности ключевых проявлений тревоги вне зависимости от языковой среды.

Конвергентная валидность STAI-10

Для связи шкал STAI-10 с другими явлениями проанализированы показатели конвергентной валидности.

В результате теста Андерсона — Дарлинга обнаружены значимые отклонения от нормального распределения для обеих шкал STAI-10 (для ситуативной тревоги $A_2 = 12,399$, $p < 0,001$; для личностной тревоги $A_2 = 3,972$, $p = 0,009$). Остальные переменные не отклоняются от нормального распределения. В связи с этим для изучения конвергентной валидности использовался корреляционный анализ Спирмена. Результаты представлены

Таблица 4*Оценка конвергентной валидности STAI-10*

Переменные	Ситуативная тревога	Личностная тревога
Самооценка	-0,456	-0,528
Самозффективность	-0,315	-0,448
Экстраверсия	-0,317	-0,519
Нейротизм	0,593	0,672
Депрессия (HADS)	0,520	0,499
Тревога (HADS)	0,659	0,586

Примечания. Уровень значимости всех корреляций: $p < 0,001$.

в табл. 4.

STAI-10 обладает приемлемой конвергентной валидностью: обе шкалы отрицательно коррелируют с самооценкой (для ситуативной тревоги $r = -0,456$; для личностной $r = -0,528$), самозффективностью ($r = -0,315$ и $-0,448$ соответственно) и экстраверсией ($r = -0,317$ и $-0,519$); положительно коррелируют с нейротизмом ($r = 0,593$ и $0,672$), тревогой ($r = 0,659$ и $0,586$) и депрессией ($r = 0,520$ и $0,499$). Полученные значения конвергентной валидности согласуются с теоретическими представлениями. Самозффективность ассоциируется с большей устойчивостью к стрессу, поэтому ее отрицательная связь с проявлениями тревоги может быть обусловлена сниженной способностью человека с выраженной тревогой к адаптации и поддержанию высокого качества жизни [Шварцер и др., 1996]. Отрицательная связь самооценки и тревоги подтверждает предположение, что более высокий уровень тревоги связан с заниженной самооценкой [García et al., 2019]. Согласно личностной теории Г. Айзенка, повышенная тревога может быть объяснена сочетанием нейротизма и интроверсии: нейротизм обуславливает высокую эмоциональную реактивность, а интроверсия — направленность на внутренние переживания, что усиливает восприятие угрозы [Eysenck, 1983]. Также полученные положительные коэффициенты корреляций шкал STAI-10 с клинической тревогой и депрессией (HADS) согласуются с представлениями о коморбидности, т. е. одновременном наличии тревожных и депрессивных состояний у одного человека [Clark, Beck, 2010; Cummings et al., 2014].

Ретестовая надежность STAI-10

Для оценки нормальности распределения показателей ситуативной и личностной тревоги STAI-10 при двух замерах использован критерий Андерсона — Дарлинга. На двух этапах измерения значения критерия не достигли статистической значимости, что указывает на нормальность рас-

пределения данных. Среднее значение ситуативной тревоги в первом замере составило 14,093 ($SD = 3,005$), во втором — 13,407 ($SD = 2,150$). Средние значения личностной тревоги — 14,981 ($SD = 2,778$) и 13,463 ($SD = 2,925$) соответственно. Нормальность распределения позволяет использовать в дальнейшем параметрические методы анализа данных, такие как корреляционный анализ Пирсона и t -критерий Стьюдента для зависимых выборок.

Были получены следующие значения коэффициентов корреляции Пирсона: для ситуативной тревоги $r = 0,569$, $p < 0,001$; для личностной тревоги $r = 0,834$, $p < 0,001$. Эти результаты свидетельствуют о высокой степени стабильности показателей личностной тревоги при повторном измерении. Более низкое значение корреляции для ситуативной тревоги отражает естественную изменчивость состояния — личность, испытывающая такое состояние, находится под влиянием текущих обстоятельств и предшествующих событий, что обуславливает изменчивость этого состояния во времени. Также использован t -критерий Стьюдента для зависимых выборок с целью сравнения тестовых и ретестовых значений по шкале ситуативной тревоги. Результаты показали отсутствие статистически значимых различий между замерами ($t = -0,166$, $p = 0,868$), что подтверждает приемлемую стабильность шкалы ситуативной тревоги при повторном измерении.

Таким образом, при оценке ретестовой надежности шкала ситуативной тревоги демонстрирует допустимый уровень стабильности результатов, а шкала личностной тревоги — высокий.

Обсуждение

Настоящее исследование представляет собой попытку разработки и апробации краткой версии STAI на русскоязычной выборке. Апробация ко-

роткой версии опросника ситуативной и личностной тревоги Ч. Спилбергера (STAI-10) позволила расширить спектр методик, применяемых для диагностики тревоги. В результате нашего исследования шкалы ситуативной тревоги и личностной тревоги можно сократить до 5 пунктов каждую без ухудшения психометрических свойств. Полученные нами результаты в полной мере согласуются с апробацией на венгерской выборке [Zsido et al., 2020]. Отличием от апробаций на китайской и итальянской выборке является исключение всех обратных пунктов и меньшее количество пунктов, вошедших в опросник [Du et al., 2022; Valente et al., 2025].

Результаты апробации STAI-10 свидетельствуют о его высокой психометрической состоятельности. Обе шкалы — ситуативной и личностной тревоги — демонстрируют приемлемую внутреннюю согласованность, подтверждают двухфакторную структуру и обладают удовлетворительной ретестовой надежностью. Сокращение объема инструмента не привело к утрате содержательной полноты: шкалы STAI-10 сохраняют валидные связи с психологическими конструктами, ассоциированными с тревогой. Опросник может быть эффективно использован как в скрининговых исследованиях, так и в практических целях в условиях ограниченного времени [Zsido et al., 2020].

Конвергентная валидность STAI-10 подтверждается ожидаемыми корреляциями с такими психологическими переменными, как самооценка, самоэффективность, экстраверсия, нейротизм, симптомы тревоги и депрессии. Самооценка демонстрирует отрицательные корреляции с обеими шкалами STAI-10, что подтверждает связь тревоги с заниженной самооценкой [García et al., 2019]. Эти результаты соответствуют данным, полученным С.В. Колобовым и др. [Колобов и др., 2021]. Самоэффективность также отрицательно коррелирует с показателями STAI-10; значения корреляций сопоставимы с результатами, представленными в работе А.С. Огнева и Э.В. Лихачевой [Огнев, Лихачева, 2013]. Положительные связи между шкалами STAI-10 и показателями тревоги и депрессии, измеряемыми с помощью шкалы HADS, согласуются с данными И. Михопулос и др. [Michopoulos et al., 2008]. Связь показателей тревоги с нейротизмом и экстраверсией согласуется с концепцией Г. Айзенка [Eysenck, 1983]. Полученные результаты свидетельствуют о способности STAI-10 эффективно отражать симптоматику, характерную для тревожных состояний.

Ограничения исследования заключаются в сле-

дующем: 1) все участники — студенты ПГНИУ в возрасте от 16 до 32 лет, что ограничивает обобщаемость результатов в контексте возраста и социального статуса; 2) клинические случаи среди респондентов авторами не учитывались.

Заключение

Таким образом, мы провели первичную апробацию короткой версии опросника ситуативной и личностной тревоги — STAI-10, пригодного для измерения двух проявлений тревоги: ситуативной и личностной. В ходе апробации установлено, что опросник обладает хорошими показателями конструктивной и конвергентной валидности и ретестовой надежности. В соответствии с полученными результатами опросник апробирован для возрастной группы от 16 до 32 лет. Перспективные направления адаптации включают: 1) апробацию STAI-10 на широкой выборке; 2) апробацию STAI-10 на клинической выборке; 3) изучение связи между ситуативной и личностной тревогой по шкале STAI-10 в условиях реальной угрозы жизни и ее отсутствия.

Литература

- Белова А.Н. Шкалы, тесты и опросники в неврологии и нейрохирургии. — 3-е изд., перераб. и доп. — М.: Практическая медицина, 2018. — 696 с.
- Брагин Д.Б., Астахов А.А., Турчанинов А.Ю. Оценка ситуационной тревожности в клинической практике. Вестник интенсивной терапии, 2017, No. 4, 47–52. <https://doi.org/10.21320/1818-474X-2017-4-47-52>
- Вергунов Е.Г., Николаева Е.И., Боброва Ю.В. К вопросу о психометрической надежности некоторых психологических методик. Теоретическая и экспериментальная психология, 2019, Т. 12, No. 1, 61–68.
- Джон О., Калугин А.Ю., Мишкевич А.М., Сото К., Щебетенко С.А. Апробация краткой и сверхкраткой версий вопросника Big Five Inventory 2: BFI-2-S и BFI-2-XS. Психологический журнал, 2022, No. 1, 95–108. <https://doi.org/10.31857/S020595920017744-4>
- Золотарева А.А. Валидность и надежность русскоязычной версии шкалы самооценки М. Розенберга. ОмГУ, 2020, No. 2, 52–57. <https://doi.org/10.24147/2410-6364.2020.2.52-57>
- Колобов С.В., Миронова Е.И., Кузьмин М.Ю. Тревожность и ее связь с самооценкой личности у подростков с ожирением // Проблемы теории и практики современной психологии. — Иркутск: Изд-во ИГУ, 2021. — С. 46–48.
- Коптева Н.В., Калугин А.Ю., Дорфман Л.Я. Невоплощенность в Интернете. Сообщение 2. Психометриче-

ская проверка инструментария. Клиническая и специальная психология, 2021, Т. 10, No. 4, 205–233. <https://doi.org/10.17759/cpse.2021100410>

Кукшина А.А., Котельникова А.В., Рассулова М.А., Дайлидович В.С. Исследование психометрических свойств «Госпитальной шкалы тревоги и депрессии» (HADS), рекомендованной для врачей общесоматической практики, на выборке пациентов с нарушением двигательных функций. Клиническая и специальная психология, 2023, Т. 12, No. 2, 1–24. <https://doi.org/10.17759/cpse.2023120201>

Наследов А.Д. IBM SPSS Statistics 20 и AMOS: профессиональный статистический анализ данных. — СПб.: Питер, 2013. — 416 с.

Наследов А.Д. Структурное моделирование каузальных гипотез: исследование педагогических стереотипов оценивания младших школьников // Вестник Санкт-Петербургского университета. Социология, 2011, No. 1, 305–313.

Огнев А.С., Лихачева Э.В. Субъектогенез жизненного пути. Актуальные проблемы и перспективы развития современной психологии, 2013, No. 1, 234–239.

Шварцер Р., Ерусалем М., Ромек В. Русская версия шкалы общей самоофективности Р. Шварцера и М. Ерусалема. Иностранная психология, 1996, No. 7, 71–77.

Шишляникова Л.М. Применение корреляционного анализа в психологии. Психологическая наука и образование, 2009, Т. 14, No. 1, 98–107.

Щербатых Ю.В. Методики диагностики тревоги и тревожности — сравнительная оценка. Вестник по педагогике и психологии Южной Сибири, 2021, No. 2, 85–104. <https://doi.org/10.24412/2303-9744-2021-2-85-104>

Caci H., Baylé F.J., Dossios C., Robert P., Boyer P. The Spielberger trait anxiety inventory measures more than anxiety. European Psychiatry, 2003, Vol. 18, No. 8, 394–400. <https://doi.org/10.1016/j.eurpsy.2003.05.003>

Clark D.A., Beck A.T. Cognitive theory and therapy of anxiety and depression: convergence with neurobiological findings. Trends in Cognitive Sciences, 2010, Vol. 14, No. 9, 418–424. <https://doi.org/10.1016/j.tics.2010.06.007>

Cummings C.M., Caporino N.E., Kendall P.C. Comorbidity of anxiety and depression in children and adolescents: 20 years after. Psychological Bulletin, 2014, Vol. 140, No. 3, 816–845. <https://doi.org/10.1037/a0034733>

Du Q., Liu H., Yang C., Chen X., Zhang X. The Development of a Short Chinese Version of the State-Trait Anxiety Inventory. Frontiers in Psychiatry, 2022, Vol. 13, 854547. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2022.854547>

Ebstrup J.F., Eplöv L.F., Pisinger C., Jørgensen T. Association between the Five Factor personality traits and perceived stress: is the effect mediated by general self-efficacy? Anxiety, Stress, & Coping, 2011, Vol. 24, No. 4, 407–419. <https://doi.org/10.1080/10615806.2010.540012>

Eysenck H.J. Psychophysiology and personality:

Extraversion, neuroticism and psychoticism // In: Gale A., Edwards J. A. (Eds.). Physiological correlates of human behaviour: Individual differences and psychopathology. — Vol. 3. — Academic Press, 1983. — P. 13–30. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-273903-3.50007-9>

García J.A., Olmos F.C., Matheu M.L., Carreño T.P. Self esteem levels vs global scores on the Rosenberg self-esteem scale. Heliyon, 2019, Vol. 5, No. 3, e01378. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2019.e01378>

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, 2015, Vol. 1, 198–205. <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, No. 10, 980–986. <https://doi.org/10.1002/gps.458>

Lahey B.B. Public health significance of neuroticism. American Psychologist, 2009, Vol. 64, No. 4, 241–256. <https://doi.org/10.1037/a0015309>

Marteau T.M., Bekker H. The development of a six-item short-form of the state scale of the Spielberger State — Trait Anxiety Inventory (STAI). British Journal of Clinical Psychology, 1992, Vol. 31, 301–306. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8260.1992.tb00997.x>

Michopoulos I., Douzenis A., Kalkavoura C., Christodoulou C., Michalopoulou P., Kalemí G., Fineti K., Patapis P., Protopapas K., Lykouras L. Hospital Anxiety and Depression Scale (HADS): validation in a Greek general hospital sample. Ann Gen Psychiatry, 2008, Vol. 6, No. 7, 4. <https://doi.org/10.1186/1744-859X-7-4>

Mitchell R.L.C., Kumari V. Hans Eysenck's interface between the brain and personality: Modern evidence on the cognitive neuroscience of personality. Personality and Individual Differences, 2016, Vol. 103, 74–81. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.04.009>

Shin H., Jung Y., Jeong C., 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, 105–114. <https://doi.org/10.1007/s00477-011-0463-y>

Spielberger C.D., Reheiser E.C. Assessment of Emotions: Anxiety, Anger, Depression, and Curiosity. Applied Psychology: Health and Well-Being, 2009, Vol. 1, 271–302. <https://doi.org/10.1111/j.1758-0854.2009.01017.x>

Valente G., Diotaiuti P., Corrado S., Tosti B., Zanon A., Mancone S. Validity and measurement invariance of abbreviated scales of the State-Trait Anxiety Inventory (STAI-Y) in a population of Italian young adults. Frontiers in Psychology, 2025, Vol. 16, 1443375. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1443375>

Widiger T.A., Oltmanns J.R. Neuroticism is a fundamental domain of personality with enormous public health implications. *World Psychiatry*, 2017, Vol. 16, No. 2, 144–145. <https://doi.org/10.1002/wps.20411>

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, 113223. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113223>

Приложения

Приложение 1. Краткая версия опросника ситуативной и личностной тревоги (STAI-10)

Шкала ситуативной тревоги

Инструкция. Ниже приводится ряд утверждений, которые обычно используют люди для описания своего состояния. Прочитайте внимательно каждое утверждение из приведенных ниже высказываний и обведите справа цифру, которая соответствует тому варианту ответа, который наиболее верно характеризует Ваше состояние на момент обследования. Над вопросами долго не задумывайтесь, поскольку правильных или неправильных ответов нет. Выбирайте те ответы, которые, как Вам кажется, лучше описывают Ваше нынешнее состояние.

Таблица А

Шкала ситуативной тревоги

№	Пункт	Нет, это не так	Пожалуй, так	Верно	Совершенно верно
1	Я нахожусь в напряжении	1	2	3	4
2	Меня волнуют возможные неудачи	1	2	3	4
3	Я встревожен	1	2	3	4
4	Я нервничаю	1	2	3	4
5	Я слишком возбужден и мне не по себе	1	2	3	4

Шкала личностной тревоги

Инструкция. Ниже приводится ряд утверждений, которые обычно используют люди для описания своего состояния. Прочитайте внимательно каждое утверждение из приведенных ниже высказываний и обведите справа цифру, которая соответствует тому варианту ответа, который наиболее верно характеризует Ваше обычное состояние. Над вопросами долго не задумывайтесь, поскольку правильных или неправильных ответов нет. Выбирайте те ответы, которые, как Вам кажется, лучше всего описывают Ваше типичное состояние.

Таблица В

Шкала личностной тревоги

№	Пункт	Почти никогда	Иногда	Часто	Почти всегда
6	Ожидаемые трудности обычно меня очень тревожат	1	2	3	4
7	Я слишком переживаю из-за пустяков	1	2	3	4
8	Мне не хватает уверенности в себе	1	2	3	4
9	Я стараюсь избегать критических состояний и трудностей	1	2	3	4
10	Меня обычно охватывает сильное беспокойство, когда я думаю о своих делах и заботах	1	2	3	4

Ключ

Сложите 5 пунктов на каждую шкалу:

- Ситуативная тревога: 1, 2, 3, 4, 5;
- Личностная тревога: 6, 7, 8, 9, 10.

Приложение 2. Deskриптивные характеристики переменных**Таблица С**

Deskриптивные характеристики шкал ситуативной и личностной тревоги

Переменные	n	M	SD	min	max	A	p
Ситуативная тревога	997	44,276	12,054	20	77	1,467	0,185
Личностная тревога	997	45,644	11,835	20	77	2,237	0,061

Таблица D

Deskриптивные характеристики шкал ситуативной и личностной тревоги в группах 1 и 2 при разработке короткой версии опросника

Переменные	Группа	n	M	SD	min	max	A	p
Ситуативная тревога	1	499	44,477	12,128	20	77	0,926	0,398
	2	498	44,074	11,988	20	77	0,749	0,519
Личностная тревога	1	499	46,176	11,921	20	77	0,945	0,387
	2	498	45,110	11,735	20	77	1,955	0,097

Таблица E

Deskриптивные характеристики переменных при проверке конвергентной валидности

Переменные	n	M	SD	min	max	A	p
Ситуативная тревога	392	8,796	3,401	5	20	12,399	< 0,001
Личностная тревога	392	10,793	3,883	5	20	3,972	0,009
Самооценка	392	30,380	5,183	13	40	1,449	0,189
Самоэффективность	392	29,633	5,611	10	40	1,682	0,138
Экстраверсия	392	19,992	4,745	7	30	0,930	0,396
Нейротизм	392	17,102	5,711	6	29	1,641	0,146
Депрессия (HADS)	392	5,485	3,679	0	16	4,958	0,003
Тревога (HADS)	392	7,612	4,535	0	21	3,403	0,017

Таблица F

Deskриптивные характеристики шкал ситуативной и личностной тревоги при оценке ретестовой надежности

Переменные	Замер	n	M	SD	min	max	A	p
Ситуативная тревога	1	54	13,407	2,150	9	18	0,790	0,488
	2	54	13,463	2,925	5	19	0,651	0,601
Личностная тревога	1	54	14,093	3,005	7	20	0,477	0,769
	2	54	14,981	2,778	10	20	0,608	0,640



Поступила в редакцию 17.07.2025

Поступила после рецензирования 08.01.2026

Принята к публикации 25.01.2026

Опубликована 30.04.2026

Сведения об авторе

Мерзляков Дмитрий Евгеньевич. Старший преподаватель кафедры общей и клинической психологии, философско-социологический факультет, Пермский государственный национальный исследовательский университет, ул. Букирева, д. 15, 614068, Пермь, Россия.
E-mail: pedagogika-online@mail.ru

Конфликт интересов

Автор заявляет об отсутствии конфликта интересов.

Ссылка для цитирования

Мерзляков Д.Е. Первичная апробация краткой версии опросника ситуативной и личностной тревоги Ч. Спилбергера (STAI-10). Психологические исследования. 2026. Т. 19, № 106. С. 1.

URL: <https://psystudy.ru>

Адрес статьи:

<https://doi.org/10.54359/ps.v19i106.2076>



Primary validation of the short version of the State-Trait Anxiety Inventory by C. Spielberger (STAI-10)

Merzlyakov D.E.¹

¹ Perm State National Research University, Perm, Russia

The State-Trait Anxiety Inventory (STAI) developed by C. Spielberger is widely used to assess anxiety as both a state and a personality trait. However, limitations in its construct validity, as well as difficulties encountered during administration and interpretation, motivated the present study aimed at developing and validating a short version of the STAI. The objective was to create a brief instrument with satisfactory psychometric properties. The total sample consisted of 1493 students from Perm State University. In the first sample ($n = 997$), participants completed the full version of the STAI. These data were used to reduce the scales and to construct a short form of the questionnaire (STAI-10). Item reduction was based on confirmatory factor analysis, including model fit indices (CFI, TLI, GFI, RMSEA, SRMR), coefficients of determination, factor loadings, and modification indices for each item. As a result, both the state and trait anxiety scales were reduced to five items while maintaining high levels of construct validity. The second sample ($n = 392$) completed the short version of the STAI along with questionnaires measuring related constructs: self-esteem, self-efficacy, extraversion, neuroticism, clinical anxiety, and depression. The obtained correlation coefficients indicate that the short version retains statistically significant associations with constructs theoretically related to anxiety. The third sample ($n = 104$) completed the STAI-10 twice with a one-month interval to assess test-retest reliability; data at the second measurement were obtained from 54 participants. The trait anxiety scale demonstrated high temporal stability, whereas the state anxiety scale showed acceptable stability. Overall, the findings indicate that the STAI-10 is a valid and reliable psychometric instrument that can be used to assess anxiety both as a state and as a personality trait.

Keywords: anxiety, anxiousness, state anxiety, trait anxiety, anxiety assessment, approbation of a short version of the questionnaire

References

- Belova A.N. Shkaly, testy i oprosniki v nevrologii i neyrokhirurgii. — Moscow: Prakticheskaya meditsina, 2018. (in Russian)
- Bragin D.B., Astakhov A.A., Turchaninov A.Yu. Otsenka situatsionnoy trevozhnosti v klinicheskoy praktike. Vestnik intensivnoy terapii, 2017, No. 4, 47–52. <https://doi.org/10.21320/1818-474X-2017-4-47-52> (in Russian)
- Caci H., Baylé F.J., Dossios C., Robert P., Boyer P. The Spielberger trait anxiety inventory measures more than anxiety. *European Psychiatry*, 2003, Vol. 18, No. 8, 394–400. <https://doi.org/10.1016/j.eurpsy.2003.05.003>
- Clark D.A., Beck A.T. Cognitive theory and therapy of anxiety and depression: convergence with neurobiological findings. *Trends in Cognitive Sciences*, 2010, Vol. 14, No. 9, 418–424. <https://doi.org/10.1016/j.tics.2010.06.007>
- Cummings C.M., Caporino N.E., Kendall P.C. Comorbidity of anxiety and depression in children and adolescents: 20 years after. *Psychological Bulletin*, 2014, Vol. 140, No. 3, 816–845. <https://doi.org/10.1037/a0034733>
- Du Q., Liu H., Yang C., Chen X., Zhang X. The Development of a Short Chinese Version of the State-Trait Anxiety Inventory. *Frontiers in Psychiatry*, 2022, Vol. 13, 854547. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2022.854547>
- Ebstrup J.F., Eplov L.F., Pisinger C., Jørgensen T. Association between the Five Factor personality traits and perceived stress: is the effect mediated by general self-efficacy? *Anxiety, Stress, & Coping*, 2011. Vol. 24, No. 4, 407–419. <https://doi.org/10.1080/10615806.2010.540012>
- Eysenck H.J. Psychophysiology and personality: Extraversion, neuroticism and psychoticism // In: Gale A., Edwards J. A. (Eds.). *Physiological correlates of human behaviour: Individual differences and psychopathology*. — Vol. 3. — Academic Press, 1983. — P. 13–30. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-273903-3.50007-9>
- García J.A., Olmos F.C., Matheu M.L., Carreño T.P. Self esteem levels vs global scores on the Rosenberg self-esteem scale. *Heliyon*, 2019, Vol. 5, No. 3, e01378. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2019.e01378>
- John O., Kalugin A.Yu., Mishkevich A.M., Soto C., Shchebetenko S.A., Aprobatsiya kratkoy i sverkhkratkoj versiy voprosnika Big Five Inventory 2: BFI-2-S i BFI-2-XS. *Psikhologicheskij zhurnal*, 2022, No. 1, 95–108. <https://doi.org/10.31857/S020595920017744-4> (in Russian)
- 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*, 2015, Vol. 1, 198–205. <https://doi.org/10.17770/sie2015vol1.317>
- Kolobov S.V., Mironova E.I., Kuz'min M.Yu. Trevozhnost' i ee svyaz' s samoocenкой lichnosti u podrostkov s oziroveniem [Anxiety and its relation to self-esteem in adolescents with obesity]. // *Problemy teorii i praktiki sovremennoy psikhologii*. — Irkutsk: IGU Press, 2021. — P. 46–48. (in Russian)
- Kopteva N.V., Kalugin A.Yu., Dorfman L.Ya. Nevoploshchennost' v Internetе. Soobshchenie 2. *Psikhometricheskaya proverka instrumentariya. Klinicheskaya i spetsial'naya psikhologiya*, 2021, No. 10(4), 205–233. <https://doi.org/10.17759/cpse.2021100410> (in Russian)
- Kukshina A.A., Kotelnikova A.V., Rassulova M.A., Daylidovich V.S. *Psikhometricheskie svoystva "Gospitalnoy shkaly trevogi i depressii" (HADS), rekomendovannoy dlya vrachey obshchesomaticheskoy praktiki, na vyborke patsientov s narusheniem dvigatelnykh funktsiy. Klinicheskaya i spetsial'naya psikhologiya*, 2023, No. 12(2), 1–24. <https://doi.org/10.17759/cpse.2023120201> (in Russian)
- 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, No. 10, 980–986. <https://doi.org/10.1002/gps.458>
- Lahey B.B. Public health significance of neuroticism. *American Psychologist*, 2009, Vol. 64, No. 4, 241–256. <https://doi.org/10.1037/a0015309>
- Marteau T.M., Bekker H. The development of a six-item short-form of the state scale of the Spielberger State — Trait Anxiety Inventory (STAI). *British Journal of Clinical Psychology*, 1992, Vol. 31, 301–306. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8260.1992.tb00997.x>
- Michopoulos I., Douzenis A., Kalkavoura C., Christodoulou C., Michalopoulou P., Kalemis G., Fineti K., Patapis P., Protopapas K., Lykouras L. Hospital Anxiety and Depression Scale (HADS): validation in a Greek general hospital sample. *Ann Gen Psychiatry*, 2008, Vol. 6, No. 7, 4. <https://doi.org/10.1186/1744-859X-7-4>
- Mitchell R.L.C., Kumari V. Hans Eysenck's interface between the brain and personality: Modern evidence on the cognitive neuroscience of personality. *Personality and Individual Differences*, 2016, Vol. 103, 74–81. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.04.009>
- Nasledov A.D. SPSS: IBM SPSS Statistics 20 i AMOS: Professional'nyy statisticheskiy analiz dannykh. — Saint Petersburg: Piter, 2007. (in Russian)
- Nasledov A.D. Strukturnoe modelirovanie kauzal'nykh gipotez: issledovanie pedagogicheskikh stereotipov otsenivaniya mladsikh shkol'nikov. *Vestnik Sankt-Peterburgskogo universiteta. Sotsiologiya*, 2011, No. 1, 305–313. (in Russian)
- Ognev A.S., Likhacheva E.V. Sub'ektogenez zhiznennogo puti. Aktual'nye problemy i perspektivy razvitiya sovremennoy psikhologii, 2013, No. 1, 234–239. (in Russian)
- Shcherbatykh Yu.V. Metodiki diagnostiki trevogi i trevozhnosti: sravnitel'naya otsenka. *Vestnik po pedagogike i psikhologii Yuzhnoy Sibiri*, 2021, No. 2, 85–104. <https://doi.org/10.24412/2303-9744-2021-2-85-104> (in Russian)



Shin H., Jung Y., Jeong C., 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, 105–114. <https://doi.org/10.1007/s00477-011-0463-y>

Shishlyannikova L.M. Primenenie korelyatsionnogo analiza v psikhologii. *Psikhologicheskaya nauka i obrazovanie*, 2009, No. 14(1), 98–107. (in Russian)

Shvartser R., Yerusalem M., Romek V. Russkaya versiya shkaly obshchey samoэффektivnosti R. Shvartsera i M. Yerusalema. *Inostrannaya psikhologiya*, 1996, No. 7, 71–77. (in Russian)

Spielberger C.D., Reheiser E.C. Assessment of Emotions: Anxiety, Anger, Depression, and Curiosity. *Applied Psychology: Health and Well-Being*, 2009. Vol. 1, 271–302. <https://doi.org/10.1111/j.1758-0854.2009.01017.x>

Valente G., Diotaiuti P., Corrado S., Tosti B., Zanon A., Mancone S. Validity and measurement invariance of abbreviated scales of the State-Trait Anxiety Inventory (STAI-Y) in a population of Italian young adults. *Frontiers in Psychology*, 2025, Vol. 16, 1443375. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1443375>

Vergunov E.G., Nikolaeva E.I., Bobrova Yu.V. K voprosu o psikhometricheskoy nadezhnosti nekotorykh psikhologicheskikh metodik. *Teoreticheskaya i eksperimentalnaya psikhologiya*, 2019, No. 12(1), 61–68. (in Russian)

Widiger T.A., Oltmanns J.R. Neuroticism is a fundamental domain of personality with enormous public health implications. *World Psychiatry*, 2017, Vol. 16, No. 2, 144–145. <https://doi.org/10.1002/wps.20411>

Zolotareva A.A. Validnost' inadezhnost' russkoyazychnoy versii shkaly samoocenki M. Rosenberga [Validity and reliability of Russian-language version of Rosenberg Self-Esteem Scale]. *Omsk State Univ. Bulletin*, 2020, No. 2, 52–57. <https://doi.org/10.24147/2410-6364.2020.2.52-57> (in Russian)

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, 113223. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113223>

Received 17.07.2025

Revised 08.01.2025

Accepted 25.01.2026

Published 30.04.2026

Information about the author

Dmitry Evgenyevich Merzlyakov. Senior Lecturer, Department of General and Clinical Psychology, Faculty of Philosophy and Sociology, Perm State National Research

University, ul. Bukireva, d. 15, 614068, Perm, Russia.

E-mail: pedagogika-online@mail.ru

Conflict of Interest

The author declares no conflict of interest.

For citation:

Merzlyakov D.E. Primary validation of the short version of the State-Trait Anxiety Inventory by C. Spielberger (STAI-10). *Psikhologicheskije Issledovaniya*, 2026, Vol. 19, No. 106, p. 1. <https://psystudy.ru>