УДК 159.95

Вестник СПбГУ. Психология. 2025. Т. 15. Вып. 4

Адаптация русскоязычной версии Шкалы личностной тревожности (STAI-T) на выборке студентов вузов*

Т. Н. Тихомирова[1], *А. А. Павлова*[1,2], *В. И. Исматуллина*[1], *А. С. Малых*[1], *П. В. Колясников*[1], *С. Б. Малых*[1a]

[1] Российская академия образования,
Российская Федерация, 119121, Москва, ул. Погодинская, 8
[2] Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики»,
Российская Федерация, 101000, Москва, ул. Мясницкая, 20

Для цитирования: *Тихомирова Т. Н., Павлова А. А., Исматуллина В. И., Малых А. С., Колясников П. В., Малых С. Б.* Адаптация русскоязычной версии Шкалы личностной тревожности (STAI-T) на выборке студентов вузов // Вестник Санкт-Петербургского университета. Психология. 2025. Т. 15. Вып. 4. С. 610–632. EDN PECWXZ

Представлены результаты анализа психометрических свойств русскоязычной версии Шкалы личностной тревожности (STAI-T) на масштабной выборке студентов вузов Российской Федерации. Личностная тревожность отражает предрасположенность к чрезмерному проявлению тревоги в отношении широкого круга событий, восприятие их как потенциально опасных, что приводит к трудностям адаптационного характера, в том числе на этапе перехода в систему высшего образования. Уровень проявления тревожности традиционно измеряется с помощью Шкалы личностной и ситуативной тревожности, русскоязычная версия которой адаптирована Ю. Л. Ханиным в 1976 г., что актуализирует необходимость повторной адаптации с участием современных молодых людей. В исследовании приняли участие 4199 студентов (M = 18,53, SD = 0,86, 57 % девушек) первого курса российских вузов. Эксплораторный и конфирматорный факторный анализ подтвердили наличие двухфакторной структуры опросника: первую субшкалу составили утверждения, измеряющие явные признаки проявления тревожности (12 утверждений), вторую — утверждения с косвенными признаками (7 утверждений). Показано, что итоговая модель обладает высокими индексами качества, а также конфигуральной, метрической и скалярной гендерной инвариантностью, оцененной при помощи структурного моделирования. Общая шкала личностной тревожности, как и выделенные субшкалы, демонстрирует высокую внутреннюю согласованность и высокую внешнюю валидность. Выявлено, что студенты российских вузов в среднем демонстрирует умеренно выраженную личностную тревожность с более высоким средним значением у девушек. Делается вывод, что русскоязычная версия Шкалы личностной тревожности (STAI-T) обладает высокими психометрическими свойствами и может быть использована для диагностики личностной тревожности студентов вузов. На основе популяционных данных выведены пороговые значения интегрированного показателя личностной тревожности. Показанные в исследовании высокие психометрические свойства и обозначенные пороговые значения уровней проявления

* Исследование выполнено за счет гранта Российского научного фонда № 24-18-01102; https://rscf.ru/project/24-18-01102/.

[a] Автор для корреспонденции.

© Т. Н. Тихомирова, А. А. Павлова, В. И. Исматуллина, А. С. Малых, П. В. Колясников, С. Б. Малых, 2025

обеспечивают научно обоснованное применение Шкалы личностной тревожности при организации в вузе психологической помощи современным молодым людям.

Ключевые слова: Шкала личностной тревожности (STAI-T), психометрические свойства, личностная тревожность, студенты.

Введение

Личностная тревожность как устойчивая черта отражает предрасположенность человека к чрезмерному, часто необоснованному проявлению тревоги в отношении широкого круга событий и явлений, восприятие их как потенциально опасных (Szuhany, Simon, 2022; Leal et al., 2017). Согласно исследованиям, высокий уровень тревожности сопряжен со снижением качества жизни (Pounds, 1992), стрессом и депрессией (Haug et al., 2004; Konstantopoulou et al., 2020; Apóstolo et al., 2011), повышенным риском суицидального поведения (Nepon et al., 2010), проблемами со здоровьем (Roest et al., 2010), трудностями в принятии решений (Hartley, Phelps, 2012).

Студенты высших учебных заведений могут быть особенно подвержены высокой тревожности в связи с переходом из школы в университет, зарождающейся взрослостью, связанной с переездом от семьи и обретением экономической независимости от родителей, ощущением давления и высоких академических требований, вероятностью академического выгорания (Тихомирова и др., 2024; Soares et al., 2023). Нестабильное финансовое положение, проблемы в общении со сверстниками, преподавателями, друзьями и семьей (Городецкая и др., 2019), психоэмоциональное напряжение в связи с высокой учебной нагрузкой (Александров, Лукьяненок, 2016) также могут способствовать частому проявлению тревожности у студентов. В исследованиях показано, что очень высокий уровень тревожности может приводить к низкой успеваемости (Macher et al., 2012), зависимостям от интернета и социальных сетей (Matar Boumosleh, Jaalouk, 2017), уходу из системы высшего образования (Silva et al., 2018). При этом ряд исследований, представленных, в частности, в обзоре (Soares et al., 2023), показывает эффективность групповых психологических программ для снижения симптомов тревожности молодых людей. В процессе психологического сопровождения высшего образования диагностике личностной тревожности студентов, особенно в ситуации адаптационных рисков первого года обучения в вузе, уделяется особое внимание (Тихомирова и др., 2024). Разработка новых диагностических инструментов и, что важно, современная адаптация существующих традиционно применяемых в работе вузовских психологических служб методов измерения, становятся социально востребованными для выявления групп риска и своевременного оказания психологической помощи.

Одним из наиболее распространенных инструментов для измерения тревожности является Шкала личностной тревожности и тревожных состояний (State-Trait Anxiety Inventory, STAI), разработанная Ч. Спилбергером и коллегами в 1970 г. (Spielberger et al., 1970). Шкала состоит из двух субшкал: субшкалы личностной тревожности (STAI-T) и субшкалы тревожных состояний (STAI-S), на каждую из которых приходится по 20 утверждений. Шкала была валидирована для различных культурных контекстов, включая Китай (Cao, Liu, 2014; Han et al., 2020), Канаду (Turgeon, Chartrand, 2003), Латвию (Kaupuzs et al., 2015), Гавайи (Hishinuma

et al., 2000), Италию (Delvecchio et al., 2017), Аргентину (Garrido et al., 2022), Грецию (Mystakidou et al., 2008). В этих работах сообщается о высоких психометрических свойствах этого диагностического инструмента как для клинических (Kaipper et al., 2010), так и для нормотипичных (Cao, Liu, 2014; Han et al., 2020) популяций.

В 1976 г. шкала была переведена на русский язык и адаптирована Ю. Л. Ханиным (Ханин, 1976). Несмотря на то что адаптированная методика обладает высокими показателями внутренней согласованности, внешней валидности и ретестовой надежности (Вергунов и др., 2019), а также широко применяется в российских исследованиях (Александров, Лукьяненок, 2016; Городецкая и др., 2019) и практической работе психологов (Тихомирова и др., 2024), отсутствуют данные о таких психометрических показателях, как факторная структура и гендерная инвариантность. Кроме того, утверждения с реверсией в адаптации русскоязычной версии оказались «слабыми пунктами»: их удаление повышает внутреннюю согласованность шкалы (Вергунов и др., 2019). В то же время зарубежные адаптации этой методики демонстрируют сложную факторную структуру шкалы — выделяется четыре фактора: два — для шкалы ситуационной тревожности и два — для шкалы личностной тревожности, отражающие явные и косвенные признаки тревожности (Ortuño-Sierra et al., 2016). Предположительно, аналогичная многофакторная структура может быть характерна и для современной российской популяции. Действительно, адаптация методики Ю. Л. Ханиным была проведена почти 50 лет назад в культурном и историческом контексте СССР. Социокультурные и экономические изменения, произошедшие за это время, требуют повторной адаптации шкалы на выборке современных студентов.

В современных условиях была адаптирована Шкала ситуационной тревожности (STAI-S) на специфичной выборке пациентов, ожидающих операционного вмешательства (Брагин и др., 2017). При этом проведение современной адаптации Шкалы личностной тревожности (STAI-T) на выборке нормотипичных респондентов остается актуальным и социально востребованным.

Целью данного исследования является оценка психометрических свойств русскоязычной версии Шкалы личностной тревожности (STAI-T) на масштабной выборке студентов вузов. Результаты исследования в части адаптации и определения пороговых значений уровней проявления личностной тревожности, с одной стороны, актуальны для понимания психометрических свойств шкалы личностной тревожности в различных культурных контекстах, с другой стороны — для корректного научно обоснованного применения при организации в вузе психологической помощи молодым людям.

Методы

Выборка. Выборку составили 4199 студентов первого курса вузов из 7 федеральных округов Российской Федерации, из них 57% — девушки. Средний возраст составил 18,53 года, стандарное отклонение 0,86. Возраст респондентов представлен в диапазоне от 18 до 23 лет. Среди участников исследования 1534 студентов (37%) обучаются по техническим направлениям подготовки высшего образования, 2248 (53%) — по гуманитарным направлениям, 260 (6%) — по естественно-научным направлениям, 157 (4%) — по иным направлениям.

Инструменты. Шкала личностной тревожности (STAI-T) является субшкалой Шкалы личностной тревожности и тревожных состояний (State-Trait Anxiety Inventory, STAI) (Spielberger et al., 1970). Шкала состоит из 20 утверждений, выражая степень согласия с которыми, респондент оценивает себя по шкале Лайкерта от 1 (абсолютно не согласен) до 4 (абсолютно согласен). Шкала содержит как утверждения, содержащие явные признаки тревожности (например, «Я слишком сильно переживаю из-за вещей, которые на самом деле не имеют значения»), так и утверждения с косвенными признаками (например, «Я спокоен, невозмутим и собран»). Шкала была переведена на русский язык лабораторией когнитивных и междисциплинарных исследований образовательного центра «Сириус». Перевод шкалы проводился в полном соответствии с рекомендациями International Test Commission[1].

Сокращенная шкала математической тревожности (AMAS) была использована для проверки внешней валидности шкалы личностной тревожности (Hopko et al., 2003) и переведена на русский язык лабораторией когнитивных и междисциплинарных исследований образовательного центра «Сириус». В исследованиях сообщается о высоких психометрических свойствах русскоязычной версии Шкалы математической тревожности (Marakshina et al., 2023; Marakshina et al., 2024).

Процедура. Для сбора данных использовались цифровые психодиагностические инструменты. Студенты заполняли опросники в компьютерных аудиториях вузов по единым протоколам под наблюдением члена исследовательской группы (Тихомирова и др., 2024). Перед началом исследования все респонденты подписали информированные согласия с возможностью отказа от участия в любой момент без объяснения причины.

Алгоритм статистического анализа. Статистический анализ был выполнен в Питоне (версия 3.9.12) и в R (версия 4.4.2). Эксплораторный факторный анализ был использован для оценки факторной структуры модели. Критерий сферичности Бартлета, а также критерий Кайзера — Мейера — Олкина (KMO) были предварительно рассчитаны для проверки адекватности данных для проведения факторного анализа.

При построении модели эксплораторного факторного анализа был использован метод вращения Varimax. График каменистой осыпи и правило Кайзера были применены для выбора оптимального числа факторов.

Конфирматорный факторный анализ был использован для подтверждения обнаруженной факторной структуры. Метрика диагональных взвешенных наименьших квадратов (DWLS) была использована для построения модели конфирматорного факторного анализа. Метрики TLI, CFI, RMSEA, SRMR были использованы для оценки качества модели конфирматорного факторного анализа. Модель, обладающая показателями $TLI > 0{,}95$, $CFI > 0{,}95$, $RMSEA < 0{,}08$, $SRMR < 0{,}08$, считается моделью, хорошо описывающей эмпирические данные (Hooper et al., 2008; Byrne, 2001; Kline, 2005; Brown, 2006).

Гендерная инвариантность была проверена при помощи мультигруппового структурного моделирования (multigroup SEM). Конфигуральная инвариантность показывает, что факторная структура одинакова для сравниваемых групп. Метрическая инвариантность предполагает, что факторные нагрузки одинаковы для двух

[1] Intestcom. URL: https://www.intestcom.org/ (дата обращения: 30.11.2025).

групп, скалярная инвариантность предполагает равенство констант в модели для обеих групп и позволяет сравнивать средние между группами. Значения ≥ –0,01 для ΔCFI и ≥ 0,015 для ΔRMSEA демонстрируют отсутствие инвариантности (Cheung, Rensvold, 2002; Chen, 2007).

Внутренняя согласованность шкалы и субшкал была оценена при помощи расчета коэффициента α Кронбаха: значения от 0,7 демонстрируют высокую внутреннюю согласованность (Streiner, 2003; Malkewitz et al., 2023; Revelle, Zinbarg, 2009).

Коэффициент корреляции Пирсона между шкалой математической тревожности и шкалой личностной тревожности был рассчитан для подтверждения внешней валидности инструмента. Т-критерий Стьюдента был использован для сравнения средних между группами.

Результаты

Факторная структура. Критерий сферичности Бартлета составил 38528,44, *p*-value < 0,001. Критерий КМО составил 0,95, что свидетельствует об избыточности переменных и целесообразности проведения факторного анализа. Эксплораторный факторный анализ показал наличие двухфакторной структуры (рис. 1). Собственное значение первого фактора 7,73, второго фактора — 2,56, последующих — менее единицы. Первый фактор объясняет 39% дисперсии, второй фактор — 12%, в совокупности оба фактора объясняют 51% дисперсии.

Факторные нагрузки для двухфакторной структуры эксплораторного факторного анализа представлены в табл. 1. Утверждение № 14 «Я стараюсь избегать кризисных ситуаций или трудностей» показало низкие факторные нагрузки (ниже 0,3) для обоих факторов, поэтому было принято решение удалить его из модели.

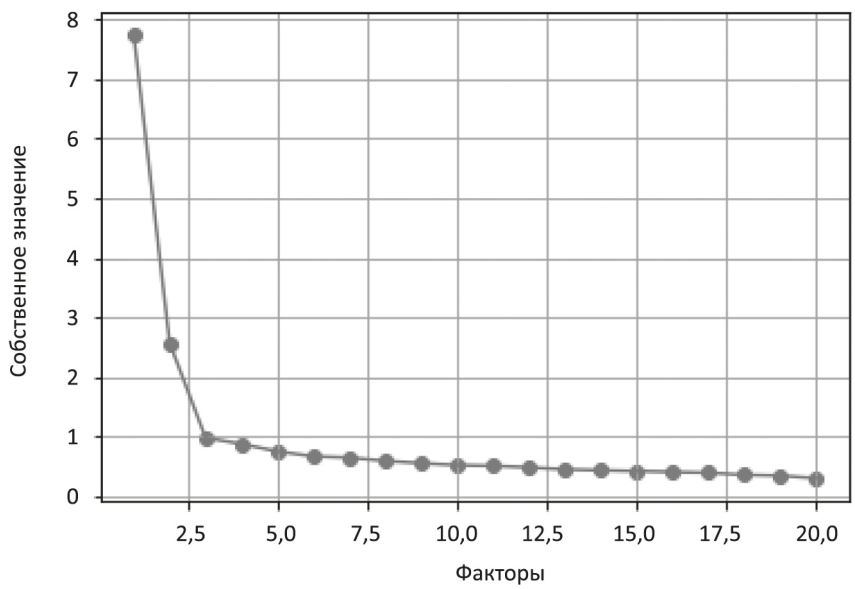

Рис. 1. График «каменистой осыпи» для эксплораторного факторного анализа Шкалы личностной тревожности (STAI-T)

В первый фактор попали прямые утверждения, измеряющие наличие тревожности (№ 2, 3, 4, 5, 8, 9, 11, 12, 15, 17, 18, 20), во второй фактор — обратные утверждения, измеряющие отсутствие тревожности (№ 1, 6, 7, 10, 13, 16, 19).

Таблица 1. **Факторные нагрузки для эксплораторного факторного анализа**

№	Утверждение	Факторная нагрузка (фактор 1)	Факторная нагрузка (фактор 2)
1	Я чувствую себя хорошо*	0,18	**0,74**
2	Я быстро устаю	**0,58**	0,28
3	Мне хочется плакать	**0,61**	0,25
4	Мне хотелось бы быть таким же счастливым (такой же счастливой), как другие	**0,53**	0,18
5	Я упускаю возможности из-за того, что не могу принять решение достаточно быстро	**0,59**	0,16
6	Я чувствую себя отдохнувшим (отдохнувшей)*	0,22	**0,64**
7	Я спокоен, невозмутим и собран (я спокойна, невозмутима и собранна)*	0,27	**0,64**
8	Мне кажется, что трудности накапливаются, поэтому я не могу преодолеть их	**0,64**	0,26
9	Я слишком сильно переживаю из-за вещей, которые на самом деле не имеют значения	**0,72**	0,14
10	Я счастлив (счастлива)*	0,17	**0,77**
11	Я склонен (склонна) сильно реагировать на вещи	**0,60**	0,02
12	Мне не хватает уверенности в себе	**0,62**	0,21
13	Я чувствую себя в безопасности*	0,20	**0,66**
14	*Я стараюсь избегать кризисных ситуаций или трудностей*	*0,26*	*–0,25*
15	Мне тоскливо	**0,60**	0,34
16	Я удовлетворен (удовлетворена)*	0,19	**0,77**
17	Незначительная мысль крутится у меня в голове и беспокоит меня	**0,69**	0,18
18	Я переживаю разочарование так остро, что не могу выкинуть его из головы	**0,73**	0,20
19	Я — устойчивый человек*	0,28	**0,61**
20	Меня может охватить паника, когда я думаю о моих недавних делах и заботах	0,68	0,20

Примечание: * Обратные утверждения.

Конфирматорный факторный анализ подтвердил выявленную структуру. В табл. 2 представлены метрики качества для базовой однофакторной модели со всеми утверждениями и для двухфакторной модели без утверждения № 14. Двухфакторная модель показывает существенно более высокое качество по сравнению с базовой моделью.

Таблица 2. **Метрики качества для однофакторной и двухфакторной моделей в конфирматорном факторном анализе**

Модель	TLI	CFI	SRMR	RMSEA
Один фактор, все утверждения	0,920	0,929	0,123	0,123 [0,121; 0,125]
Два фактора, без утверждения № 14	0,989	0,991	0,044	0,047 [0,045; 0,049]

В табл. 3 представлены факторные нагрузки для итоговой модели. Для всех утверждений, включенных в модель, факторные нагрузки выше 0,4. Наиболее высокие факторные нагрузки наблюдаются для второго фактора, измеряющего отсутствие тревожности. Подсчет общей шкалы производится как сумма баллов по всем утверждениям, исключая утверждение № 14, с перекодировкой обратных утверждений.

Таблица 3. **Факторные нагрузки для итоговой модели**

№	Утверждение	Факторная нагрузка (фактор 1)	Факторная нагрузка (фактор 2)
2	Я быстро устаю	0,576	–
3	Мне хочется плакать	0,581	–
4	Мне хотелось бы быть таким же счастливым (такой же счастливой), как другие	0,550	–
5	Я упускаю возможности из-за того, что не могу принять решение достаточно быстро	0,530	–
8	Мне кажется, что трудности накапливаются, поэтому я не могу преодолеть их	0,625	–
9	Я слишком сильно переживаю из-за вещей, которые на самом деле не имеют значения	0,677	–
11	Я склонен (склонна) сильно реагировать на вещи	0,477	–
12	Мне не хватает уверенности в себе	0,669	–
15	Мне тоскливо	0,669	–
17	Незначительная мысль крутится у меня в голове и беспокоит меня	0,655	–
18	Я переживаю разочарование так остро, что не могу выкинуть его из головы	0,714	–
20	Меня может охватить паника, когда я думаю о моих недавних делах и заботах	0,656	–
1	Я чувствую себя хорошо*	–	0,811
6	Я чувствую себя отдохнувшим (отдохнувшей)*	–	0,739
7	Я спокоен, невозмутим и собран (я спокойна, невозмутима и собранна)*	–	0,777
10	Я счастлив (счастлива)*	–	0,838
13	Я чувствую себя в безопасности*	–	0,742
16	Я удовлетворен (удовлетворена)*	–	0,839
19	Я — устойчивый человек*	–	0,758

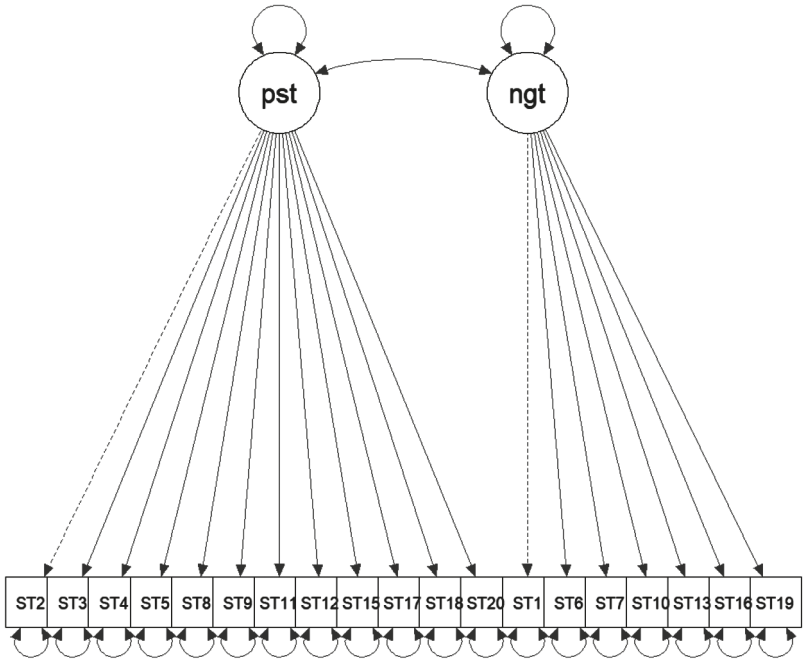

Рис. 2. Итоговая факторная модель для шкалы личностной тревожности STAI-T (pst — прямые утверждения, ngt — обратные утверждения)

Визуализация итоговой двухфакторной модели представлена на рис. 2.

Гендерная инвариантность. Результаты теста гендерной инвариантности приведены в табл. 4.

Таблица 4. **Гендерная инвариантность**

Инвариантность	Метрики качества				Сравнение моделей		
	CFI	RMSEA	df	χ^2	$\Delta\chi$ (Δdf)	ΔCFI	ΔRMSEA
Конфигуральная	0,986	0,042	302	1275,7*	–	–	–
Метрическая	0,985	0,042	319	1388,0*	38,306* (17)	0,001	0,000
Скалярная	0,981	0,047	336	1788,1*	655,43 (17)*	0,004	0,005

Тест подтвердил конфигуральную, метрическую и скалярную инвариантность теста для юношей и девушек. При добавлении ограничения на равенство констант (скалярная инвариантность) качество модели снижается, но несущественно (ΔCFI и ΔRMSEA меньше пороговых значений).

Внутренняя согласованность и внешняя валидность. Коэффициент α Кронбаха для общей шкалы составил 0,92. Для субшкалы наличия тревожности — 0,90, для субшкалы отсутствия тревожности — 0,87. Обе субшкалы отрицательно коррелируют между собой ($r = -0{,}51$, p-value $< 0{,}001$). Общая шкала личностной тревожности (интегрированный показатель) положительно коррелирует со шкалой мате-

матической тревожности (r=0,44, p-value<0,001). Коэффициенты корреляции со шкалой математической тревожности для субшкал наличия и отсутствия тревожности равны r=0,44, p-value<0,01 и r=–30, p-value<0,001 соответственно.

Распределение в популяции

В табл. 5 представлены описательные статистики для общей шкалы личностной тревожности, а также для субшкал наличия и отсутствия тревожности.

Таблица 5. **Описательные статистики для общей шкалы личностной тревожности и субшкал наличия и отсутствия тревожности**

Шкалы	Среднее (стандартное отклонение)	Медиана	Минимум и максимум	Асимметрия	Эксцесс
Общая шкала	38,55 (11,00)	38,0	19–76	0,35	–0,32
Субшкала наличия тревожности	24,19 (7,83)	23,0	12–48	0,60	–0,11
Субшкала отсутствия тревожности	20,64 (4,69)	21,0	7–28	–0,36	–0,29

Распределение общей шкалы, а также субшкалы наличия тревожности, смещено в сторону более низких значений. Напротив, распределение субшкалы отсутствия тревожности смещено в сторону высоких значений, что соответствует меньшей выраженности личностной тревожности.

В табл. 6 представлены популяционные нормы для общей шкалы личностной тревожности и для выделенных субшкал.

Таблица 6. **Популяционные нормы для общей шкалы и субшкал наличия и отсутствия тревожности, %**

Процент студентов, у которых балл по шкалам ниже пороговых значений	10	20	30	40	50	60	70	80	90
Общая шкала	24,0	28,0	31,0	35,0	38,0	41,0	45,0	48,0	53,0
Субшкала наличия тревожности	15,0	17,0	19,0	21,0	23,0	25,0	28,0	31,0	35,0
Субшкала отсутствия тревожности	14,0	17,0	18,0	20,0	21,0	22,0	23,0	25,0	27,0

Согласно данным табл. 6, высоким уровнем проявления личностной тревожности можно считать «попадание» балла в 30, 20 и 10% наиболее тревожных студентов.

Гендерные различия представлены в табл. 7 и на рис. 3.

Согласно данным табл. 7 и рис. 3, девушки демонстрируют более высокие баллы по общей шкале личностной тревожности и субшкале с прямыми утверждениями и более низкие баллы — по субшкале с обратными утверждениями, что в среднем соответствует более высокому уровню тревожности у девушек. Разница средних при этом составляет приблизительно половину стандартного отклонения.

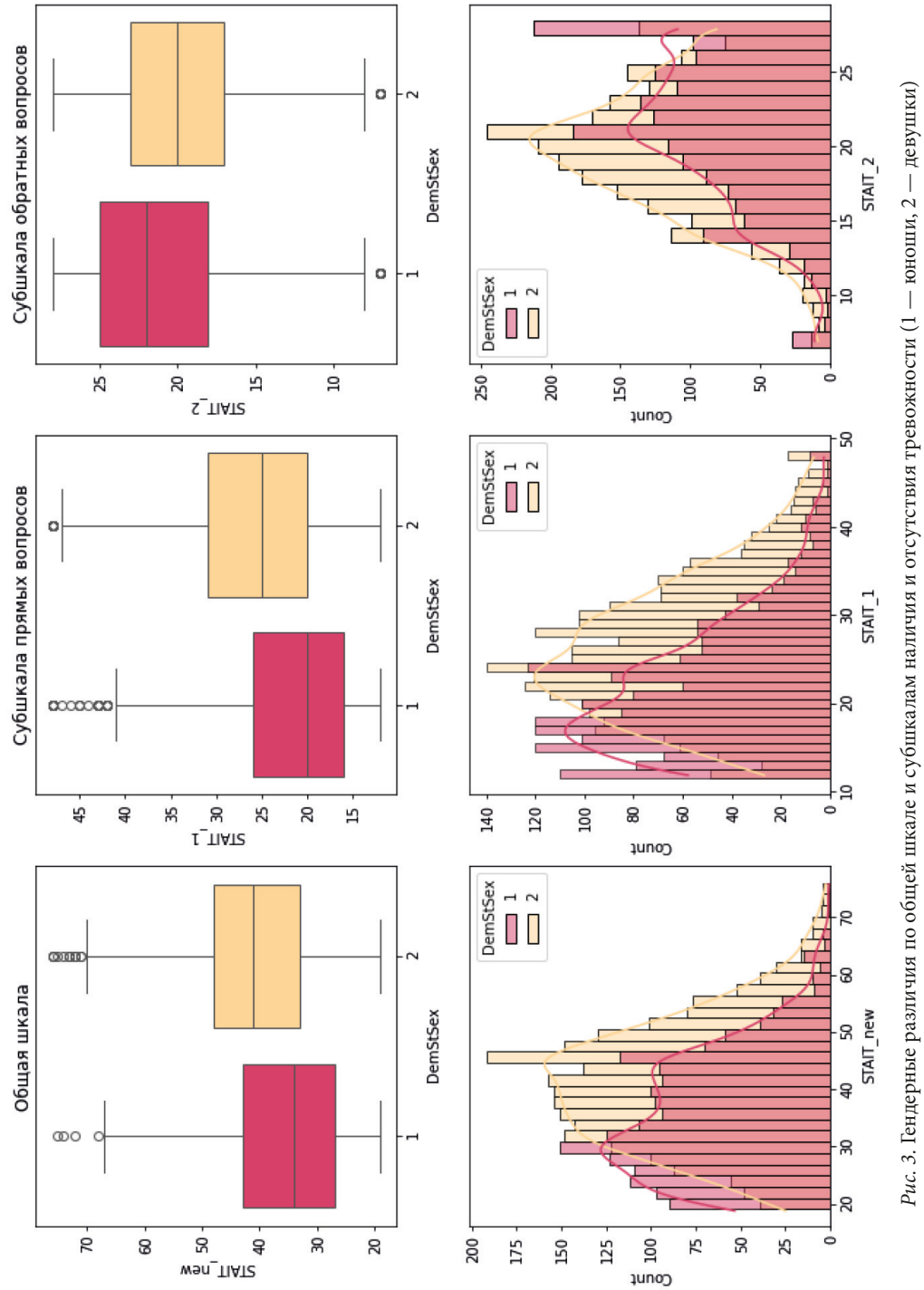

Рис. 3. Гендерные различия по общей шкале и субшкалам наличия и отсутствия тревожности (1 — юноши, 2 — девушки)

Таблица 7. **Гендерные различия по общей шкале и субшкалам наличия и отсутствия тревожности**

Шкалы	Среднее (стандартное отклонение), юноши	Среднее (стандартное отклонение), девушки	Разница средних	Т-критерий	Значимость
Общая шкала	35,50 (10,49)	40,81 (10,82)	5,31	–15,93	< 0,001
Субшкала наличия тревожности	21,78 (7,25)	25,97 (7,77)	4,19	–17,77	< 0,001
Субшкала отсутствия тревожности	21,29 (4,85)	20,17 (4,50)	–1,12	7,73	< 0,001

30% девушек и 13% юношей имеют балл по общей шкале личностной тревожности выше либо равный 48. 14% девушек имеют балл выше либо равный 53, тогда как доля юношей с такими баллами составляет всего 6%.

Обсуждение результатов

Целью данного исследования являлась оценка психометрических свойств русскоязычной версии Шкалы личностной тревожности (STAI-T) на масштабной выборке студентов вузов, а также определение популяционных норм.

Эксплораторный факторный анализ выявил двухфакторную структуру опросника, которая была подтверждена конфирматорным факторным анализом. В первый фактор вошли прямые утверждения (№ 2, 3, 4, 5, 8, 9, 11, 12, 15, 17, 18, 20), а во второй фактор — обратные утверждения (№ 1, 6, 7, 10, 13, 16, 19). Разработчики этого инструмента отмечают, что прямые вопросы измеряют тревожность и более чувствительны к наличию высокого уровня тревожности, тогда как обратные вопросы измеряют отсутствие тревожности и более чувствительны к низкому уровню тревожности (Spielberger et al., 1980). Несоответствие одномерной структуры опросника было показано в исследовании психометрических свойств STAI-T на выборке аргентинских подростков при помощи модели Раша (Garrido et al., 2022). Двухфакторная структура STAI-T с выделением субшкал, измеряющих наличие и отсутствие тревожности, была подтверждена в ряде исследований (Spielberger et al., 1980; Hishinuma et al., 2000; Maynard et al., 2010; Bee Seok et al., 2018; Han et al., 2020). При этом в некоторых работах сообщается об альтернативной факторной структуре этого диагностического инструмента. Так, в исследовании с участием латвийских студентов при помощи эксплораторного факторного анализа была выявлена четырехфакторная структура: «Внутренняя гармония», «Когнитивная Я-концепция», «Ощущение счастья» и «Расслабленность». При этом третий и четвертый факторы включали только одно утверждение, а три утверждения не коррелировали ни с одним из данных факторов (Kaupuzs et al., 2015). Вместе с тем такая структурная организация не была проверена при помощи конфирматорного факторного анализа, а размер выборки составил всего 122 человека. На выборке греческих пациентов, больных онкологическими заболеваниями, была выявлена трехфакторная структура личностной тревожности, включающая факторы «Эмоциональность», «Благополучие» и «Самоуничижение». При этом в анализ были

включены вопросы, измеряющие не только личностную тревожность, но и состояние тревожности, а размер выборки составил 99 человек (Mystakidou et al., 2008). Еще одно исследование полной шкалы STAI подтвердило как би-, так и четырехфакторную структуру, в которой STAI-T разбивалась на факторы отсутствия и наличия тревожности (Ortuño-Sierra et al., 2016). В целом выявленная в настоящем исследовании с участием российских респондентов двухфакторная структура согласуется с результатами, полученными в большинстве исследований.

Следует отметить, что утверждение № 14 «Я стараюсь избегать кризисных ситуаций или трудностей» показало низкие факторные нагрузки на оба фактора, в связи с чем было удалено из финальной версии опросника. В отличие от других утверждений, оно отражает не эмоциональное состояние, а предпочитаемую стратегию поведения, соответственно, может измерять копинг-стратегию избегания (Turner et al., 2002; Case et al., 2005), которая лишь умеренно коррелирует с личностной тревожностью, являясь независимым конструктом (Booth, 2014; Grant et al., 2013; Vulić-Prtorić, Macuka, 2006).

Модель структурного моделирования подтвердила конфигуральную, метрическую и скалярную гендерную инвариантность опросника, что позволяет сравнивать средние значения баллов между юношами и девушками. Гендерная инвариантность Шкалы личностной тревожности была ранее подтверждена на выборках китайских подростков (Cao, Liu, 2014) и студентов (Han et al., 2020), а также итальянских школьников (Delvecchio et al., 2017). При этом одно исследование на клинической выборке с использованием модели Раша показало, что оригинальная Шкала личностной тревожности не обладает гендерной инвариантностью, а сокращенная версия показывает лучшие психометрические свойства (Kaipper et al., 2010). Предположительно, данный результат может объясняться ошибочным предположением об однофакторной структуре опросника, лежащего в основе использованной этими авторами модели.

Как общая шкала STAI-T, так и субшкалы обладают высокой внутренней согласованностью. Высокая внутренняя согласованность была также подтверждена на выборках латвийских (Kaupuzs et al., 2015) и карибских (Maynard et al., 2010) студентов, канадских (Turgeon, Chartrand, 2003) и гавайских (Hishinuma et al., 2000) школьников, а также по результатам метаанализа (Guillén-Riquelme, Buela-Casal, 2014). Общая шкала личностной тревожности умеренно положительно коррелирует со Шкалой математической тревожности, что согласуется с результатами многих исследований (Hart, Ganley, 2019; Zettle, Raines, 2000; Buratta et al., 2019).

В целом у студентов российских вузов наблюдается умеренный уровень личностной тревожности (M=38,55). Сходные результаты наблюдались и у латвийских студентов (M=38,89; Kaupuzs et al., 2015). В настоящем исследовании на основе популяционных данных выведены следующие пороговые значения интегрированного показателя личностной тревожности: ниже 38 баллов характеризует очень низкий уровень проявления личностной тревожности, от 38 до 44 баллов — низкий уровень, от 45 до 47 — умеренно выраженную тревожность, от 48 до 52 баллов — высокий уровень, от 53 баллов и выше — очень высокий уровень личностной тревожности. В предыдущих исследованиях использовались различные пороговые значения — балл выше либо равен 40 (Giardinelli et al., 2012), 48 (Koutra et al., 2014; Bödecs et al., 2013), 53 (Bödecs et al., 2013). При этом балл от 53 считается клиниче-

ским уровнем проявления тревожности, а балл в диапазоне от 48 до 52 — субклиническим уровнем (Bödecs et al., 2013). Таким образом, нормативные показатели, полученные на российских респондентах, в целом соответствуют предлагаемым в зарубежных исследованиях.

В исследовании также показано, что девушки демонстрируют существенно более высокий уровень тревожности по сравнению с юношами. При этом размер эффекта (разница в средних значениях) составляет приблизительно половину стандартного отклонения. Эти результаты согласуются с рядом исследований, показывающих бóльшую распространенность тревожности среди девушек и женщин (Тихомирова и др., 2024; McLean et al., 2011; Somers et al., 2006).

Заключение

В данном исследовании впервые оцениваются психометрические свойства русскоязычной версии Шкалы личностной тревожности STAI-T на масштабной выборке студентов вузов. Итогом исследовательской работы стала пересмотренная шкала, включающая в себя 19 утверждений и две субшкалы: субшкала наличия тревожности (12 утверждений) и субшкала отсутствия тревожности (7 утверждений). Данный инструмент обладает высокими психометрическими свойствами и рекомендуется к применению для диагностики личностной тревожности у студентов российских вузов.

Ограничения

Основным ограничением исследования выступает высокая возрастная гомогенность выборки — студенты первого курса вузов, что не позволяет оценить возрастную инвариантность Шкалы личностной тревожности.

Литература

Александров А. Г., Лукьяненок П. И. Изменение уровней тревожности студентов в условиях учебной деятельности // Научное обозрение. Медицинские науки. 2016. № 6. С. 5–14.

Брагин Д. Б., Астахов А. А., Турчанинов А. Ю. Оценка ситуационной тревожности в клинической практике // Вестник интенсивной терапии. 2017. № 4. С. 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, № 1. С. 61–68.

Городецкая И. В., Коневалова Н. Ю., Захаревич В. Г. Исследование ситуативной и личностной тревожности студентов // Вестник Витебского государственного медицинского университета. 2019. Т. 18, № 5. С. 120–127. https://doi.org/10.22263/2312-4156.2019.5.120

Тихомирова Т. Н., Басюк В. С., Исматуллина В. И., Зинченко Е. В., Матяш Н. В., Овсянникова О. А., Пилипенко С. А., Поникарова И. Д., Сахарова Т. Н., Случ Н. А., Малых С. Б. Психологическое благополучие и образовательные результаты студентов с различными стратегиями поступления в вуз // Психологическая наука и образование. 2024. Т. 29, № 6. С. 35–53. https://doi.org/10.17759/pse.2024290603

Ханин Ю. Л. Краткое руководство к применению шкалы реактивной и личностной тревожности Ч. Д. Спилбергера. Л.: ЛНИ ИТЕК, 1976.

Apóstolo J. L., Figueiredo M. H., Mendes A. C., Rodrigues M. A. Depression, anxiety and stress in primary health care users // Revista Latino-Americana de enfermagem. 2011. Vol. 19, no. 2. P. 348–353. https://doi.org/10.1590/s0104-11692011000200017

Bee Seok C., Abd Hamid H., Mutang J., Ismail R. Psychometric properties of the state-trait anxiety inventory (Form Y) among Malaysian university students // Sustainability. 2018. Vol. 10, no. 9. Art. 3311. https://doi.org/10.3390/su10093311

Bödecs T., Szilágyi E., Cholnoky P., Sándor J., Gonda X., Rihmer Z., Horváth B. Prevalence and psychosocial background of anxiety and depression emerging during the first trimester of pregnancy: Data from a Hungarian population-based sample // Psychiatria Danubina. 2013. Vol. 25 , no. 4. P. 352–358. https://doi.org/10.1556/oh.2009.28712

Booth R. W. Uncontrolled avoidance of threat: Vigilance-avoidance, executive control, inhibition and shifting // Cognition and Emotion. 2014. Vol. 28, no. 8. P. 1465–1473. https://doi.org/10.1080/02699931.2014.88229

Brown T. A. Confirmatory factor analysis for applied research. New York: Guilford Press, 2006.

Buratta L., Piccirilli M., Lanfaloni G. A., Ilicini S., Bedetti C., Elisei S. Mathematics anxiety and cognitive performance in adolescent students // Psychiatria Danubina. 2019. Vol. 31, suppl. 3. P. 479–485.

Byrne B. M. Structural equation modeling with AMOS, EQS, and LISREL: Comparative approaches to testing for the factorial validity of a measuring instrument // International Journal of Testing. 2001. Vol. 1, no. 1. P. 55–86. https://doi.org/10.1207/S15327574IJT0101_4

Cao Ya., Liu Zh. Factor structure and factorial invariance of the State-Trait Anxiety Inventory for Chinese children and adolescents // PsyCh Journal. 2014. Vol. 4, no. 2. P. 74–87. https://doi.org/10.1002/pchj.78

Case D. O., Andrews J. E., Johnson J. D., Allard S. L. Avoiding versus seeking: The relationship of information seeking to avoidance, blunting, coping, dissonance, and related concepts // Journal of the Medical Library Association. 2005. Vol. 93, no. 3. P. 353–362.

Chen F. F. Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance // Struct. Equ. Modeling. 2007. Vol. 14, no. 3. P. 464–504. https://doi.org/10.1080/10705510701301834

Cheung G. W., Rensvold R. B. Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance // Struct. Equ. Modeling. 2002. Vol. 9, no. 2. P. 233–255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5

Delvecchio E., Cavallina C., Di Riso D., Mazzeschi C. Early evidence of the Italian validation of the Trait Anxiety Scale of the State-Trait Anxiety Inventory for Children // European Journal of Developmental Psychology. 2017. Vol. 15, no. 2. P. 214–223. https://doi.org/10.1080/17405629.2017.1297227

Garrido S., Azpilicueta A., Moran V., Cupani M. Psychometric properties of the State-Trait Anxiety Inventory-Trait (STAI-T) in Argentinian adolescents // Psychological Thought. 2022. Vol. 15, no. 2. P. 148–167. https://doi.org/10.37708/psyct.v15i2.725

Giardinelli L., Innocenti A., Benni L., Stefanini M. C., Lino G., Lunardi C., Svelto V., Afshar S., Bovani R., Castellini G., Faravelli C. Depression and anxiety in perinatal period: Prevalence and risk factors in an Italian sample // Archives of Women's Mental Health. 2012. Vol. 15, no. 1. P. 21–30. https://doi.org/10.1007/s00737-011-0249-8

Grant D. M., Wingate L. R., Rasmussen K. A., Davidson C. L., Slish M. L., Rhoades-Kerswill S., Mills A. C., Judah M. R. An examination of the reciprocal relationship between avoidance coping and symptoms of anxiety and depression // Journal of Social and Clinical Psychology. 2013. Vol. 32, no. 8. P. 878–896. https://doi.org/10.1521/jscp.2013.32.8.878

Guillén-Riquelme A., Buela-Casal G. Metaanálisis de comparación de grupos y metaanálisis de generalización de la fiabilidad del cuestionario State-Trait Anxiety Inventory (STAI) // Revista Española de Salud Pública. 2014. Vol. 88, no. 1. P. 101–112. https://doi.org/10.4321/s1135-57272014000100007

Han Ya., Fan J., Wang X., Xia J., Liu X., Zhou H., Zhang Yi., Zhu X. Factor structure and gender invariance of Chinese version State-Trait Anxiety Inventory (Form Y) in university students // Frontiers in Psychology. 2020. No. 11. Art. 2228. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.02228

Hart S. A., Ganley C. M. The nature of math anxiety in adults: Prevalence and correlates // Journal of Numerical Cognition. 2019. Vol. 5, no. 2. P. 122–139. https://doi.org/10.5964/jnc.v5i2.195

Hartley C. A., Phelps E. A. Anxiety and decision-making // Biological Psychiatry. 2012. Vol. 72, no. 2. P. 113–118. https://doi.org/10.1016/j.biopsych.2011

Haug T. T., Mykletun A., Dahl A. A. The association between anxiety, depression, and somatic symptoms in a large population: The HUNT-II study // Psychosomatic Medicine. 2004. Vol. 66, no. 6. P. 845–851. https://doi.org/10.1097/01.psy.0000145823.856

Hishinuma E.S., Miyamoto R.H., Nishimura S.T., Nahulu L.B., Andrade N.N., Makini G.K., Yuen N.Y.C., Johnson R.S., Kim S.P., Goebert D.A., Guerrero A.P.S. Psychometric properties of the State-Trait Anxiety Inventory for Asian/Pacific-Islander adolescents // Assessment. 2000. Vol. 7, no. 1. P. 17–36. https://doi.org/10.1177/107319110000700102

Hooper D., Coughlan J., Mullen M. Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit // Electronic Journal of Business Research Methods. 2008. Vol. 6, no. 1. P. 53–60. https://doi.org/10.21427/D7CF7R

Hopko D.R., Mahadevan R., Bare R.L., Hunt M.K. The abbreviated math anxiety scale (AMAS) construction, validity, and reliability // Assessment. 2003. Vol. 10, no. 2. P. 178–182. https://doi.org/10.1177/1073191103010002008

Kaipper M.B., Chachamovich E., Hidalgo M.P.L., da Silva Torres I.L., Caumo W. Evaluation of the structure of Brazilian State-Trait Anxiety Inventory using a Rasch psychometric approach // Journal of Psychosomatic Research. 2010. Vol. 68, no. 3. P. 223–233. https://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2009.09.013

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. P. 198–205. https://doi.org/10.17770/sie2015vol1.317

Kline R.B. Principles and Practice of Structural Equation Modeling. New York: The Guilford Press, 2005.

Konstantopoulou G., Iliou T., Karaivazoglou K., Iconomou G., Assimakopoulos K., Alexopoulos P. Associations between (sub) clinical stress- and anxiety symptoms in mentally healthy individuals and in major depression: A cross-sectional clinical study // BMC Psychiatry. 2020. Vol. 20, no. 1. Art. 428. https://doi.org/10.1186/s12888-020-02836-1

Koutra K., Vassilaki M., Georgiou V., Koutis A., Bitsios P., Chatzi L., Kogevinas M. Antenatal maternal mental health as determinant of postpartum depression in a population based mother-child cohort (Rhea Study) in Crete, Greece // Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology. 2014. Vol. 49, no. 5. P. 711–721. https://doi.org/10.1007/s00127-013-0758-z

Leal P.C., Goes T.C., da Silva L.C.F., Teixeira-Silva F. Trait vs. state anxiety in different threatening situations // Trends in Psychiatry and Psychotherapy. 2017. Vol. 39, no. 3. P. 147–157. https://doi.org/10.1590/2237-6089-2016-0044

Macher D., Paechter M., Papousek I., Ruggeri K., Freudenthaler H.H., Arendasy M. Statistics anxiety, state anxiety during an examination, and academic achievement // British Journal of Educational Psychology. 2012. Vol. 83, no. 4. P. 535–549. https://doi.org/10.1111/j.2044-8279.2012.02081.x

Malkewitz C.P., Schwall P., Meesters C., Hardt J. Estimating reliability: A comparison of Cronbach's α, McDonald's ωt and the greatest lower bound // Social Sciences & Humanities Open. 2023. Vol. 7, no. 1. Art. 100368.

Marakshina J., Pavlova A., Ismatullina V., Adamovich T., Mironets S., Sitnikova M.A., Lobaskova M., Malykh S. The Russian version of the abbreviated math anxiety scale: Psychometric properties in adolescents aged 13–16 years // Frontiers in Psychology. 2023. No. 14. Art. 1275212. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1275212

Marakshina J.A., Pavlova A.A., Ismatullina V.I., Lobaskova M.M., Adamovich T.V., Mironets S.A., Sitnikova M.A., Malykh S.B. Psychometric properties of abbreviated math anxiety scale in Russian high schoolers // Acta Biomedica Scientifica. 2024. Vol. 9, no. 1. P. 151–160. https://doi.org/10.29413/ABS.2024-9.1.16

Matar Boumosleh J., Jaalouk D. Depression, anxiety, and smartphone addiction in university students — A cross-sectional study // PLOS One. 2017. Vol. 12, no. 8. Art. e0182239. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0182239

Maynard D.-M.B., Campbell M.H., Devonish D., Leon T., Emmanuel M.K., Roberti J.W. Psychometric properties and factorial structure of the State Trait Anxiety Inventory-Trait Version (STAI-T) in Caribbean university students // Journal of Psychology in Africa. 2010. Vol. 20, no. 1. P. 7–12. https://doi.org/10.1080/14330237.2010.1082033

McLean C.P., Asnaani A., Litz B.T., Hofmann S.G. Gender differences in anxiety disorders: Prevalence, course of illness, comorbidity and burden of illness // Journal of Psychiatric Research. 2011. Vol. 45, no. 8. P. 1027–1035. https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2011.03.003

Mystakidou K., Tsilika E., Parpa E., Sakkas P., Vlahos L. The psychometric properties of the Greek version of the State-Trait Anxiety Inventory in cancer patients receiving palliative care // Psychology & Health. 2008. Vol. 24, no. 10. P. 1215–1228. https://doi.org/10.1080/08870440802340172

Nepon J., Belik S.-L., Bolton J., Sareen J. The relationship between anxiety disorders and suicide attempts: Findings from the National Epidemiologic Survey on Alcohol and Related Conditions // Depression and Anxiety. 2010. Vol. 27, no. 9. P. 791–798. https://doi.org/10.1002/da.20674

Ortuño-Sierra J., García-Velasco L., Inchausti F., Debbané M., Fonseca-Pedrero E. New approaches on the study of the psychometric properties of the STAI // Actas Españolas de Psiquiatría. 2016. Vol. 44, no. 3. P. 83–92.

Pounds R. A review of the medical and social consequences of generalized anxiety disorder and panic disorder // The Journal of the Louisiana State Medical Society. 1992. Vol. 144, no. 10. P. 479–483.

Revelle W., Zinbarg R. E. Coefficients alpha, beta, omega, and the glb. Comments on Sijtsma // Psychometrika. 2009. Vol. 74, no. 1. P. 145–154

Roest A. M., Martens E. J., de Jonge P., Denollet J. Anxiety and risk of incident coronary heart disease // Journal of the American College of Cardiology. 2010. Vol. 56, no. 1. P. 38–46. https://doi.org/10.1016/j.jacc.2010.03.034

Silva D. R., Panosso I. R., Donadon M. F. Anxiety in university students: associated risk factors and interventions — a critical literature review // Psicologia: Saberes & Práticas. 2018. Vol. 1, no. 2. P. 1–10.

Soares L., Freitas C., Fernandes M. Anxiety in higher education: A brief review // Biomedical Journal of Scientific and Technical Research. 2023. Vol. 51, no. 1. P. 42227–42232. https://doi.org/10.26717/BJSTR.2023.51.008038

Somers J. M., Goldner E. M., Waraich P., Hsu L. Prevalence and incidence studies of anxiety disorders: A systematic review of the literature // The Canadian Journal of Psychiatry. 2006. Vol. 51, no. 2. P. 100–113. https://doi.org/10.1177/070674370605100206

Spielberger C. D., Gorsuch R. L., Lushene R. E. Manual for the State-Trait Anxiety Inventory. Palo Alto: Consulting Psychologists Press, 1970.

Spielberger C. D., Vagg P. R., Barker L. R., Donham G. W., Westberry L. G. The factor structure of the State-Trait Anxiety Inventory // I. G. Sarason, C. D. Spielberger (eds). Stress and Anxiety. Vol. 7. New York: Hemisphere, 1980. P. 95–109.

Streiner D. L. Starting at the beginning: An introduction to coefficient alpha and internal consistency // Journal of Personality Assessment. 2003. Vol. 80, no. 1. P. 99–103.

Szuhany K. L., Simon N. M. Anxiety disorders: A review // JAMA. 2022. Vol. 328, no. 24. P. 2431–2445. https://doi.org/10.1001/jama.2022.22744

Turgeon L., Chartrand É. Psychometric properties of the French Canadian version of the State-Trait Anxiety Inventory for Children // Educational and Psychological Measurement. 2003. Vol. 63, no. 1. P. 174–185. https://doi.org/10.1177/0013164402239325

Turner J. C., Midgley C., Meyer D. K., Gheen M., Anderman E. M., Kang Y., Patrick H. The classroom environment and students' reports of avoidance strategies in mathematics: A multimethod study // Journal of Educational Psychology. 2002. Vol. 94, no. 1. P. 88–106. https://doi.org/10.1037/0022-0663.94.1.88

Vulić-Prtorić A., Macuka I. Family and coping factors in the differentiation of childhood anxiety and depression // Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice. 2006. Vol. 79, no. 2. P. 199–214. https://doi.org/10.1348/147608305X52676

Zettle R., Raines S. J. The relationship of trait and test anxiety with mathematics anxiety // College Student Journal. 2000. Vol. 34, no. 2. P. 246–258.

Статья поступила в редакцию 19 апреля 2025 г.;
рекомендована к печати 29 июля 2025 г.

Контактная информация:

Тихомирова Татьяна Николаевна — д-р психол. наук, акад. РАО;
https://orcid.org/0000-0002-6748-763X, tikho@mail.ru
Павлова Анна Андреевна — https://orcid.org/0000-0003-1566-243X,
annapavlova98hse@gmail.com
Исматуллина Виктория Игоревна — канд. психол. наук; https://orcid.org/0000-0002-5096-4313,
victoria2686@gmail.com
Малых Артем Сергеевич — https://orcid.org/0000-0003-4109-9935, malykhartem86@gmail.com
Колясников Павел Владимирович — https://orcid.org/0000-0003-3633-5913,
pavelkolyasnikov@gmail.com
Малых Сергей Борисович — д-р психол. наук, акад. РАО;
https://orcid.org/0000-0002-3786-7447, malykhsb@mail.ru

Adaptation of the Russian-language version of the Trait Anxiety Scale (STAI-T) based on a sample of university students*

T. N. Tikhomirova[1], A. A. Pavlova[1,2], V. I. Ismatullina[1], A. S. Malykh[1], P. V. Kolyasnikov[1], S. B. Malykh[1a]

[1] Russian Academy of Education,
8, ul. Pogodinskaya, Moscow, 119121, Russian Federation
[2] HSE University,
20, ul. Myasnitskaya, Moscow, 101000, Russian Federation

For citation: Tikhomirova T.N., Pavlova A.A., Ismatullina V.I., Malykh A.S., Kolyasnikov P.V., Malykh S.B. Adaptation of the Russian-language version of the Trait Anxiety Scale (STAI-T) based on a sample of university students. *Vestnik of Saint Petersburg University. Psychology*, 2025, vol. 15, issue 4, pp. 610–632. EDN PECWXZ (In Russian)

The results of the analysis of the psychometric properties of the Russian-language version of the STAI-T on a large sample of university students are presented. Personal anxiety reflects a person's predisposition to excessive manifestation of anxiety in relation to a wide range of events, which leads to difficulties of an adaptation nature, especially at the stage of transition to the higher education system. The Russian-language version was adapted in 1976, which actualizes the need for adaptation with the participation of modern young people. The study involved 4,199 students (M=18.53, SD=0.86, 57% females) of Russian universities. Exploratory and confirmatory factor analysis confirmed the presence of a two-factor structure of the questionnaire: the first subscale consisted of statements measuring "explicit" anxiety (12 statements), the second — statements with "indirect" anxiety (7 statements). It is shown that the final model has high quality indices, as well as configural, metric and scalar gender invariance. The general scale of personal anxiety, as well as the subscales, demonstrate high internal consistency and high external validity. It was revealed that students, on average, demonstrate moderate personal anxiety with a higher average anxiety value in girls. It is concluded that the Russian version of STAI-T has high psychometric properties. Based on population data, threshold values of the integrated personality anxiety indicator were derived. The high psychometric properties and the designated threshold values of manifestation levels ensure scientifically substantiated use of the STAI-T in organizing psychological assistance to modern young people at a university.

Keywords: trait anxiety scale, STAI-T, psychometric properties, anxiety, university students.

References

Alexandrov, A.G., Lukyanenok, P.I. (2016). The shift of students' anxiety in the process of learning. *Nauchnoe obozrenie: meditsinskie nauki*, 6, 5–14. (In Russian)

Apóstolo, J.L., Figueiredo, M.H., Mendes, A.C., Rodrigues, M.A. (2011). Depression, anxiety and stress in primary health care users. *Revista Latino-Americana de enfermagem*, 19 (2), 348–353. https://doi.org/10.1590/s0104-11692011000200017

Bee Seok, C., Abd Hamid, H., Mutang, J., Ismail, R. (2018). Psychometric properties of the State-Trait Anxiety Inventory (Form Y) among Malaysian university students. *Sustainability*, 10 (9), 3311. https://doi.org/10.3390/su10093311

Bödecs, T., Szilágyi, E., Cholnoky, P., Sándor, J., Gonda, X., Rihmer, Z., Horváth, B. (2013). Prevalence and psychosocial background of anxiety and depression emerging during the first trimester of pregnancy: Data from a Hungarian population-based sample. *Psychiatr. Danub.*, 25 (4), 352–358. https://doi.org/10.1556/oh.2009.28712

* The research was funded by the grant from Russian Science Foundation no. 24-18-01102, https://rscf.ru/project/24-18-01102/.

[a] Author for correspondence.

Booth, R.W. (2014). Uncontrolled avoidance of threat: Vigilance-avoidance, executive control, inhibition and shifting. *Cognition and Emotion*, 28 (8), 1465–1473. https://doi.org/10.1080/02699931.2014.88229

Bragin, D.B., Astakhov, A.A., Turchaninov, A.U. (2017). The assessment of state anxiety in clinic practice. *Vestnik intensivnoi terapii*, 4, 47–52. https://doi.org/10.21320/1818-474X-2017-4-47-52 (In Russian)

Brown, T.A. (2006). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. New York, Guilford Press.

Buratta, L., Piccirilli, M., Lanfaloni, G.A., Ilicini, S., Bedetti, C., Elisei, S. (2019). Mathematics anxiety and cognitive performance in adolescent students. *Psychiatria Danubina*, 31 (suppl. 3), 479–485.

Byrne, B.M. (2001). Structural equation modeling with AMOS, EQS, and LISREL: comparative approaches to testing for the factorial validity of a measuring instrument. *Int. J. Test*., 1 (1), 55–86. https://doi.org/10.1207/S15327574IJT0101_4

Cao, Ya., Liu, Zh. (2014). Factor structure and factorial invariance of the State-Trait Anxiety Inventory for Chinese children and adolescents. *PsyCh Journal*, 4 (2), 74–87. https://doi.org/10.1002/pchj.78

Case, D.O., Andrews, J.E., Johnson, J.D., Allard, S.L. (2005). Avoiding vs. seeking: The relationship of information seeking to avoidance, blunting, coping, dissonance, and related concepts. *Journal of the Medical Library Association*, 93 (3), 353–362.

Chen, F.F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Struct. Equ. Modeling,* 14 (3), 464–504. https://doi.org/10.1080/10705510701301834

Cheung, G.W., Rensvold, R.B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Struct. Equ. Modeling*, 9 (2), 233–255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5

Delvecchio, E., Cavallina, C., Di Riso, D., Mazzeschi, C. (2017). Early evidence of the Italian validation of the Trait Anxiety Scale of the State-Trait Anxiety Inventory for Children. *European Journal of Developmental Psychology*, 15 (2), 214–223. https://doi.org/10.1080/17405629.2017.1297227

Garrido, S., Azpilicueta, A., Moran, V., Cupani, M. (2022). Psychometric properties of the State-Trait Anxiety Inventory-Trait (STAI-T) in Argentinian adolescents. *Psychological Thought,* 15 (2), 148–167. https://doi.org/10.37708/psyct.v15i2.725

Giardinelli, L., Innocenti, A., Benni, L., Stefanini, M.C., Lino, G., Lunardi, C., Svelto, V., Afshar, S., Bovani, R., Castellini, G., Faravelli, C. (2012). Depression and anxiety in perinatal period: Prevalence and risk factors in an Italian sample. *Arch. Women's Ment. Health*, 15 (1), 21–30. https://doi.org/10.1007/s00737-011-0249-8

Gorodetskaya, I.V., Konovalova, H.U., Zakharevich, B.G. (2019). The research of state and trait anxiety among university students. *Vestnik Vitebskogo gosudarstvennogo meditsinskogo universiteta,* 18 (5), 120–127. https://doi.org/10.22263/2312-4156.2019.5.120 (In Russian)

Grant, D.M., Wingate, L.R., Rasmussen, K.A., Davidson, C.L., Slish, M.L., Rhoades-Kerswill, S., Mills, A.C., Judah, M.R. (2013). An examination of the reciprocal relationship between avoidance coping and symptoms of anxiety and depression. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 32 (8), 878–896. https://doi.org/10.1521/jscp.2013.32.8.878

Guillén-Riquelme, A., Buela-Casal, G. (2014). Metaanálisis de comparación de grupos y metaanálisis de generalización de la fiabilidad del cuestionario State-Trait Anxiety Inventory (STAI). *Revista Española de Salud Pública*, 88 (1), 101–112. https://doi.org/10.4321/s1135-57272014000100007

Han, Ya., Fan, J., Wang, X., Xia, J., Liu, X., Zhou, H., Zhang, Yi., Zhu, X. (2020). Factor structure and gender invariance of Chinese version State-Trait Anxiety Inventory (Form Y) in university students. *Frontiers in Psychology*, 11, 2228. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.02228

Hanin, Yu. L. (1976). *The brief guide for implementation of Spilberg's state and trait anxiety scale*. Leningrad, LNI ITEK Press. (In Russian)

Hart, S.A., Ganley, C.M. (2019). The nature of math anxiety in adults: Prevalence and correlates. *Journal of Numerical Cognition*, 5 (2), 122–139. https://doi.org/10.5964/jnc.v5i2.195

Hartley, C.A., Phelps, E.A. (2012). Anxiety and decision-making. *Biological Psychiatry*, 72 (2), 113–118. https://doi.org/10.1016/j.biopsych.2011

Haug, T.T., Mykletun, A., Dahl, A.A. (2004). The association between anxiety, depression, and somatic symptoms in a large population: The HUNT-II study. *Psychosomatic Medicine,* 66 (6), 845–851. https://doi.org/10.1097/01.psy.0000145823.856

Hishinuma, E.S., Miyamoto, R.H., Nishimura, S.T., Nahulu, L.B., Andrade, N.N., Makini, G.K., Yuen, N.Y.C., Johnson, R.S., Kim, S.P., Goebert, D.A., Guerrero, A.P.S. (2000). Psychometric properties of the State-Trait Anxiety Inventory for Asian/Pacific-Islander adolescents. *Assessment*, 7 (1), 17–36. https://doi.org/10.1177/107319110000700102

Hooper, D., Coughlan, J., Mullen, M. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *Electronic Journal of Business Research Methods*, 6 (1), 53–60. https://doi.org/10.21427/D7CF7R

Hopko, D.R., Mahadevan, R., Bare, R.L., Hunt, M.K. (2003). The abbreviated math anxiety scale (AMAS) construction, validity, and reliability. *Assessment*, 10 (2), 178–182. https://doi.org/10.1177/1073191103010002008

Kaipper, M.B., Chachamovich, E., Hidalgo, M.P.L., da Silva Torres, I.L., Caumo, W. (2010). Evaluation of the structure of Brazilian State-Trait Anxiety Inventory using a Rasch psychometric approach. *Journal of Psychosomatic Research*, 68 (3), 223–233. https://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2009.09.013

Kaupuzs, A., Vazne, Z., Usca, S. (2015). Evaluation of psychometric properties of the State and Trait Anxiety Inventory Scale in a student sample. Society, integration, education. In: *Proceedings of the International Scientific Conference* (vol. 1, pp. 198–205). https://doi.org/10.17770/sie2015vol1.317

Kline, R.B. (2005). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. New York, The Guilford Press.

Konstantopoulou, G., Iliou, T., Karaivazoglou, K., Iconomou, G., Assimakopoulos, K., Alexopoulos, P. (2020). Associations between (sub) clinical stress- and anxiety symptoms in mentally healthy individuals and in major depression: a cross-sectional clinical study. *BMC Psychiatry,* 20 (1), 428. https://doi.org/10.1186/s12888-020-02836-1

Koutra, K., Vassilaki, M., Georgiou, V., Koutis, A., Bitsios, P., Chatzi, L., Kogevinas, M. (2014). Antenatal maternal mental health as determinant of postpartum depression in a population based mother-child cohort (Rhea Study) in Crete, Greece. *Soc. Psychiatry Psychiatr. Epidemiol.*, 49 (5), 711–721. https://doi.org/10.1007/s00127-013-0758-z

Leal, P.C., Goes, T.C., da Silva, L.C.F., Teixeira-Silva, F. (2017). Trait vs. state anxiety in different threatening situations. *Trends in Psychiatry and Psychotherapy*, 39 (3), 147–157. https://doi.org/10.1590/2237-6089-2016-0044

Macher, D., Paechter, M., Papousek, I., Ruggeri, K., Freudenthaler, H.H., Arendasy, M. (2012). Statistics anxiety, state anxiety during an examination, and academic achievement. *British Journal of Educational Psychology*, 83 (4), 535–549. https://doi.org/10.1111/j.2044-8279.2012.02081.x

Malkewitz, C.P., Schwall, P., Meesters, C., Hardt, J. (2023). Estimating reliability: A comparison of Cronbach's α, McDonald's ωt and the greatest lower bound. *Social Sciences & Humanities Open*, 7 (1), 100368.

Marakshina, J., Pavlova, A., Ismatullina, V., Adamovich, T., Mironets, S., Sitnikova, M.A., Malykh, S. (2023). The Russian version of the abbreviated math anxiety scale: Psychometric properties in adolescents aged 13–16 years. *Front. Psychol.,* 14 (1), 1275212. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1275212

Marakshina, J.A., Pavlova, A.A., Ismatullina, V.I., Lobaskova, M.M., Adamovich, T.V., Mironets, S.A., Sitnikova, M.A., Malykh, S.B. (2024). Psychometric properties of abbreviated math anxiety scale in Russian high schoolers. *Acta Biomed. Sci.*, 9, 151–160. https://doi.org/10.29413/ABS.2024-9.1.16

Matar Boumosleh, J., Jaalouk, D. (2017). Depression, anxiety, and smartphone addiction in university students — A cross sectional study. *PLOS One*, 12 (8), e0182239. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0182239

Maynard, D.-M.B., Campbell, M.H., Devonish, D., Leon, T., Emmanuel, M.K., Roberti, J.W. (2010). Psychometric properties and factorial structure of the State Trait Anxiety Inventory-Trait Version (STAI-T) in Caribbean university students. *Journal of Psychology in Africa*, 20 (1), 7–12. https://doi.org/10.1080/14330237.2010.1082033

McLean, C.P., Asnaani, A., Litz, B.T., Hofmann, S.G. (2011). Gender differences in anxiety disorders: Prevalence, course of illness, comorbidity and burden of illness. *Journal of Psychiatric Research*, 45 (8), 1027–1035. https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2011.03

Mystakidou, K., Tsilika, E., Parpa, E., Sakkas, P., Vlahos, L. (2008). The psychometric properties of the Greek version of the State-Trait Anxiety Inventory in cancer patients receiving palliative care. *Psychology & Health*, 24 (10), 1215–1228. https://doi.org/10.1080/08870440802340172

Nepon, J., Belik, S.-L., Bolton, J., Sareen, J. (2010). The relationship between anxiety disorders and suicide attempts: Findings from the National Epidemiologic Survey on Alcohol and Related Conditions. *Depression and Anxiety,* 27 (9), 791–798. https://doi.org/10.1002/da.20674

Ortuño-Sierra, J., García-Velasco, L., Inchausti, F., Debbané, M., Fonseca-Pedrero, E. (2016). New approaches on the study of the psychometric properties of the STAI. *Actas espanolas de psiquiatria*, 44 (3), 83–92.

Pounds, R. (1992). A review of the medical and social consequences of generalized anxiety disorder and panic disorder. *The Journal of the Louisiana State Medical Society: Official organ of the Louisiana State Medical Society*, 144 (10), 479–483.

Revelle, W., Zinbarg, R.E. (2009). Coefficients alpha, beta, omega, and the glb. Comments on Sijtsma. *Psychometrika*, 74, 145–154.

Roest, A.M., Martens, E.J., de Jonge, P., Denollet, J. (2010). Anxiety and risk of incident coronary heart disease. *Journal of the American College of Cardiology*, 56 (1), 38–46. https://doi.org/10.1016/j.jacc.2010.03.034

Silva, D.R., Panosso, I.R., Donadon, M.F. (2018). Ansiedade em universitá-rios: fatores de risco associados e intervenções — uma revisão crítica daliteratura. *Psicologia: Saberes & Práticas*, 1 (2), 1–10.

Soares, L., Freitas, C., Fernandes, M. (2023). Anxiety in higher education: A brief review. *Biomedical Journal of Scientific & Technical Research*, 51 (1), 42227–42232. https://doi.org/10.26717/BJSTR.2023.51.008038

Somers, J.M., Goldner, E.M., Waraich, P., Hsu, L. (2006). Prevalence and incidence studies of anxiety disorders: A systematic review of the literature. *The Canadian Journal of Psychiatry*, 51 (2), 100–113. https://doi.org/10.1177/070674370605100206

Spielberger, C.D., Gorsuch, R.L., Lushene, R.E. (1970). *Manual for the State-Trait Anxiety Inventory*. Palo Alto, Consulting Psychologists Press.

Spielberger, C.D., Vagg, P.R., Barker, L.R., Donham, G.W., Westberry, L.G. (1980). The factor structure of the State-Trait Anxiety Inventory. In: I.G.Sarason, C.D.Spielberger (eds). *Stress and Anxiety* (vol. 7, pp. 95–109). New York, Hemisphere.

Streiner, D.L. (2003). Starting at the beginning: An introduction to coefficient alpha and internal consistency. *Journal of Personality Assessment*, 80 (1), 99–103.

Szuhany, K.L., Simon, N.M. (2022). Anxiety disorders: A review. *JAMA*, 328 (24), 2431–2445. https://doi.org/10.1001/jama.2022.22744

Tikhomirova, T.N., Basyuk, V.S., Ismatullina, V.I., Zinchenko, E.V., Matyash, N.V., Ovsyannikova, O.A., Pilipenko, S.A., Ponikarova, I.D., Sakharova, T.N., Sluch, N.A., Malykh, S.B. (2024). Well-being and educational outcomes among student with different university admission strategies. *Psychological Science and Education,* 29 (6), 35–53. https://doi.org/https://doi.org/10.17759/pse.2024290603 (In Russian)

Turgeon, L., Chartrand, É. (2003). Psychometric properties of the French Canadian version of the State-Trait Anxiety Inventory for children. *Educational and Psychological Measurement*, 63 (1), 174–185. https://doi.org/10.1177/0013164402239324

Turner, J.C., Midgley, C., Meyer, D.K., Gheen, M., Anderman, E.M., Kang, Y., Patrick, H. (2002). The classroom environment and students' reports of avoidance strategies in mathematics: A multimethod study. *Journal of Educational Psychology*, 94 (1), 88–106. https://doi.org/10.1037/0022-0663.94.1.88

Vergunov, E.G., Nikolayeva, E.I., Bobrova, Yu.V. (2019). On the issue of psychometric validity of certain psychology tests. *Teoreticheskaia i eksperimental'naia psikhologiia*, 12 (1), 61–68. (In Russian)

Vulić-Prtorić, A., Macuka, I. (2006). Family and coping factors in the differentiation of childhood anxiety and depression. *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, 79 (2), 199–214. https://doi.org/10.1348/147608305x52676

Zettle, R., Raines, S.J. (2000). The relationship of trait and test anxiety with mathematics anxiety. *College Student Journal*, 34 (2), 246–258.

Received: April 19, 2025
Accepted: July 29, 2025

Authors' information:

Tatiana N. Tikhomirova — Dr. Sci. in Psychology, Academician of the Russian Academy of Education; https://orcid.org/0000-0002-6748-763X, tikho@mail.ru
Anna A. Pavlova — https://orcid.org/0000-0003-1566-243X, annapavlova98hse@gmail.com
Victoria I. Ismatullina — PhD in Psychology; https://orcid.org/0000-0002-5096-4313, victoria2686@gmail.com
Artem S. Malykh — https://orcid.org/0000-0003-4109-9935, malykhartem86@gmail.com
Pavel V. Kolyasnikov — https://orcid.org/0000-0003-3633-5913, pavelkolyasnikov@gmail.com
Sergey B. Malykh — Dr. Sci. in Psychology, Academician of the Russian Academy of Education; https://orcid.org/0000-0002-3786-7447, malykhsb@mail.ru

Инструкция: Ниже перечислены утверждения, которые используются людьми для описания их самочувствия. Пожалуйста, прочтите каждое утверждение и выберите тот ответ, который наиболее соответствует тому, КАК ВЫ ОБЫЧНО СЕБЯ ЧУВСТВУЕТЕ. Здесь нет правильных или неправильных ответов. Не тратьте слишком много времени на отдельные утверждения, давайте ответ сразу.

Стимульный материал:

1. Я чувствую себя хорошо*
   1) Почти никогда (1 балл)
   2) Иногда (2 балла)
   3) Часто (3 балла)
   4) Почти всегда (4 балла)
2. Я быстро устаю
   1) Почти никогда (1 балл)
   2) Иногда (2 балла)
   3) Часто (3 балла)
   4) Почти всегда (4 балла)
3. Мне хочется плакать
   1) Почти никогда (1 балл)
   2) Иногда (2 балла)
   3) Часто (3 балла)
   4) Почти всегда (4 балла)
4. Мне хотелось бы быть таким же счастливым (счастливой), как другие
   1) Почти никогда (1 балл)
   2) Иногда (2 балла)
   3) Часто (3 балла)
   4) Почти всегда (4 балла)
5. Я упускаю возможности из-за того, что не могу принять решение достаточно быстро
   1) Почти никогда (1 балл)
   2) Иногда (2 балла)
   3) Часто (3 балла)
   4) Почти всегда (4 балла)
6. Я чувствую себя отдохнувшим (отдохнувшей)*
   1) Почти никогда (1 балл)
   2) Иногда (2 балла)
   3) Часто (3 балла)
   4) Почти всегда (4 балла)
7. Я спокоен, невозмутим и собран (спокойна, невозмутима и собранна)*
   1) Почти никогда (1 балл)
   2) Иногда (2 балла)
   3) Часто (3 балла)
   4) Почти всегда (4 балла)
8. Мне кажется, что трудности накапливаются, поэтому я не могу преодолеть их
   1) Почти никогда (1 балл)
   2) Иногда (2 балла)
   3) Часто (3 балла)
   4) Почти всегда (4 балла)
9. Я слишком сильно переживаю из-за вещей, которые на самом деле не имеют значения
   1) Почти никогда (1 балл)

2) Иногда (2 балла)
3) Часто (3 балла)
4) Почти всегда (4 балла)

10. Я счастлив (счастлива)*
    1) Почти никогда (1 балл)
    2) Иногда (2 балла)
    3) Часто (3 балла)
    4) Почти всегда (4 балла)
11. Я склонен (склонна) сильно реагировать на вещи
    1) Почти никогда (1 балл)
    2) Иногда (2 балла)
    3) Часто (3 балла)
    4) Почти всегда (4 балла)
12. Мне не хватает уверенности в себе
    1) Почти никогда (1 балл)
    2) Иногда (2 балла)
    3) Часто (3 балла)
    4) Почти всегда (4 балла)
13. Я чувствую себя в безопасности*
    1) Почти никогда (1 балл)
    2) Иногда (2 балла)
    3) Часто (3 балла)
    4) Почти всегда (4 балла)
14. Мне тоскливо
    1) Почти никогда (1 балл)
    2) Иногда (2 балла)
    3) Часто (3 балла)
    4) Почти всегда (4 балла)
15. Я удовлетворен (удовлетворена)*
    1) Почти никогда (1 балл)
    2) Иногда (2 балла)
    3) Часто (3 балла)
    4) Почти всегда (4 балла)
16. Незначительная мысль крутится у меня в голове и беспокоит меня
    1) Почти никогда (1 балл)
    2) Иногда (2 балла)
    3) Часто (3 балла)
    4) Почти всегда (4 балла)
17. Я переживаю разочарование так остро, что не могу выкинуть его из головы
    1) Почти никогда (1 балл)
    2) Иногда (2 балла)
    3) Часто (3 балла)
    4) Почти всегда (4 балла)
18. Я — устойчивый человек*
    1) Почти никогда (1 балл)
    2) Иногда (2 балла)
    3) Часто (3 балла)
    4) Почти всегда (4 балла)
19. Меня может охватить паника, когда я думаю о моих недавних делах и заботах
    1) Почти никогда (1 балл)
    2) Иногда (2 балла)

3) Часто (3 балла)
4) Почти всегда (4 балла)

Ключи:

1. Шкала наличия тревожности: сумма баллов по вопросам № 2, 3, 4, 5, 8, 9, 11, 12, 14, 16, 17, 19. Чем выше балл по шкале, тем выше тревожность.

2. Шкала отсутствия тревожности: сумма баллов по вопросам № 1, 6, 7, 10, 13, 15, 18, отмечены *. Чем выше балл по шкале, тем ниже тревожность.

3. Общая шкала тревожности:

Перекодировать вопросы из шкалы отсутствия тревожности (№ 1, 6, 7, 10, 13, 15, 18, отмечены *): 1 балл = 4 балла, 2 балла = 3 балла, 3 балла = 2 балла, 4 балла = 1 балл.

Посчитать сумму баллов по вопросам шкалы наличия тревожности (№ 2, 3, 4, 5, 8, 9, 11, 12, 14, 16, 17, 19) и сумму баллов по перекодированным вопросам шкалы отсутствия тревожности.

Интерпретация результатов по интегрированному показателю личностной тревожности:

Ниже 38 баллов: очень низкий уровень личностной тревожности.

38–44: низкий уровень личностной тревожности.

45–47: умеренно выраженная личностная тревожность.

48–52 балла: высокий уровень личностной тревожности.

53 балла и выше: очень высокий уровень личностной тревожности.