

Тест пищевых установок (ЕАТ-26): оценка психометрических характеристик и факторной структуры на неклинической выборке 876 студентов

Мешкова Т.А.

Московский государственный психолого-педагогический университет (ФГБОУ ВО МГППУ), г. Москва, Российская Федерация, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-6018-5006>, e-mail: meshkovata@mgppu.ru

Митина О.В.

Московский государственный университет имени М.В. Ломоносова (ФГБОУ ВО МГУ имени М.В. Ломоносова), г. Москва, Российская Федерация, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2237-4404>, e-mail: omitina@inbox.ru

Шелыгин К.В.

Северный государственный медицинский университет (ФГБОУ ВО СГМУ), г. Архангельск, Российская Федерация, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4827-2369>, e-mail: shellugin@yandex.ru

Александрова Р.В.

Рязанский государственный университет имени С.А. Есенина (ФГБОУ ВО РГУ имени С.А. Есенина), г. Рязань, Российская Федерация, ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4963-041X>, e-mail: rozinca@mail.ru

Николаева Н.О.

Московский государственный психолого-педагогический университет (ФГБОУ ВО МГППУ), г. Москва, Российская Федерация, ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-1511-9656>, e-mail: sp_natalia@mail.ru

Тест пищевых установок (ЕАТ-26) широко используется во всем мире, в том числе и в России, для скрининга нарушений пищевого поведения, однако психометрические характеристики и факторная структура опросника до сих пор не изучены на российских неклинических репрезентативных выборках. В данном исследовании приняли участие 876 студентов 17–26 лет ($M=20,11 \pm 1,79$ лет) из трех городов — Москвы, Рязани и Архангельска. Всем респондентам было предложено заполнить адаптированную русскоязычную версию ЕАТ-26. Для оценки ретестовой надежности 48 студентов из Рязани заполнили опросник дважды с интервалом в один месяц. Для оценки конструктивной валидности 293 студентки из Рязани заполнили опросник позитивного отношения к телу (Body Appreciation Scale, BAS), а 281 студентка из Архангельска — Шкалу госпитальной тревоги и депрессии (HADS). В результате были получены описательные статистики суммарного балла и ответов на отдельные пункты ЕАТ-26. В группу риска нарушений пищевого поведения, в соответствии

Мешкова Т.А., Митина О.В., Шельгин К.В. и др.
Тест пищевых установок (ЕАТ-26): оценка психометрических характеристик и факторной структуры на неклинической выборке 876 студенток
Клиническая и специальная психология
2023. Том 12. № 1. С. 66–103.

Meshkova T.A., Mitina O.V., Shelygin K.V. et al.
The Eating Attitudes Test (EAT-26): Psychometric Characteristics and Factor Structure in Nonclinical Sample of 876 Female University Students
Clinical Psychology and Special Education
2023, vol. 12, no. 1, pp. 66–103.

с критическим значением ЕАТ-26 (≥ 20), вошло 13,5% опрошенных. Шкала имеет высокие внутреннюю согласованность (альфа Кронбаха — 0,883) и ретестовую надежность ($r=0,865$). Результаты конфирматорного факторного анализа свидетельствуют о невозможности подтвердить трехфакторную структуру, изначально предложенную авторами опросника. Конфирматорный факторный анализ подтвердил пятифакторную модель ($\chi^2=226,584$, $df=81$, $p<10^{-6}$, $CFI=0,970$, $RMSEA=0,046$, 90% CI [0,038; 0,052]), включающую 15 пунктов (ЕАТ-15) и имеющую высокие показатели внутренней согласованности и ретестовой надежности (альфа Кронбаха — 0,840; $r=0,861$). Приводятся психометрические характеристики и показатели надежности и валидности ЕАТ-26 в целом, сокращенной версии опросника ЕАТ-15 и пяти выделенных шкал.

Ключевые слова: нарушения пищевого поведения, тест пищевых установок (ЕАТ-26), российская неклиническая популяция, студентки, диагностика, скрининг, психометрические характеристики, факторный анализ.

Для цитаты: Мешкова Т.А., Митина О.В., Шельгин К.В., Александрова Р.В., Николаева Н.О. Тест пищевых установок (ЕАТ-26): оценка психометрических характеристик и факторной структуры на неклинической выборке 876 студенток [Электронный ресурс] // Клиническая и специальная психология. 2023. Том 12. № 1. С. 66–103. DOI: 10.17759/cpse.2023120104

The Eating Attitudes Test (EAT-26): Psychometric Characteristics and Factor Structure in Nonclinical Sample of 876 Female University Students

Tatiana A. Meshkova

Moscow State University of Psychology & Education, Moscow, Russia,
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-6018-5006>, e-mail: meshkovata@mgppu.ru

Olga V. Mitina

Lomonosov Moscow State University, Moscow, Russia,
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2237-4404>, e-mail: omitina@inbox.ru

Kirill V. Shelygin

Northern State Medical University, Arkhangelsk, Russia,
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4827-2369>, e-mail: shellugin@yandex.ru

Roza V. Aleksandrova

Ryazan State University, Ryazan, Russia,
ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4963-041X>, e-mail: rozinca@mail.ru

Natalia O. Nikolaeva

Moscow State University of Psychology & Education, Moscow, Russia,
ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-1511-9656>, e-mail: sp_natalia@mail.ru

The Eating Attitudes Test (EAT-26) is widely used all over the world, including Russia, for screening eating disorders, however, the psychometric characteristics and factorial structure of the questionnaire have not yet been studied on Russian non-clinical samples. This study involved 876 female students aged 17–26 ($M=20.11\pm 1.79$) from three cities (Moscow, Ryazan, and Arkhangelsk). All respondents were asked to fill out an adapted Russian version of EAT-26. To assess the retest reliability, 48 students from Ryazan filled out the questionnaire twice with an interval of one month. To assess construct validity, 293 female students from Ryazan filled out the Body Appreciation Scale (BAS) to assess a positive attitude towards the body, 281 students from Arkhangelsk filled out the Hospital Anxiety and Depression Scale (HADS). As a result, descriptive statistics of the total score and responses to individual items of EAT-26 were obtained. In accordance with the critical value of EAT-26 (≥ 20), the risk group for eating disorders included 13.5% of the respondents. The high internal consistency (Cronbach's alpha — 0.883) and retest reliability ($r=0.865$) of the EAT-26 total were shown. The confirmatory factor analyses failed to confirm the three-factor structure originally proposed by the authors of the questionnaire. Confirmatory factor analysis confirmed a five-factor model ($\chi^2=226.584$, $df=81$, $p<10^{-6}$, $CFI=0.970$, $RMSEA=0.046$, 90% CI [0.038; 0.052] with 15 items included (EAT-15), which has high rates of internal consistency and retest reliability (Cronbach's alpha — 0.840; $r=0.861$). Psychometric characteristics and indicators of reliability and validity of EAT-26, EAT-15, and the five selected scales are given.

Keywords: eating disorders, EAT-26, Russian non-clinical population, female students, screening, diagnostics, psychometrics, factor analysis.

For citation: Meshkova T.A., Mitina O.V., Shelygin K.V., Aleksandrova R.V., Nikolaeva N.O. The Eating Attitudes Test (EAT-26): Psychometric Characteristics and Factor Structure in Nonclinical Sample of 876 Female University Students. *Klinicheskaiia i spetsial'naia psikhologiia=Clinical Psychology and Special Education*, 2023. Vol. 12, no. 1, pp. 66–103. DOI: 10.17759/cpse.2023120104 (In Russ., abstr. in Engl.).

Введение

Нарушения пищевого поведения (НПП), в особенности среди девушек и молодых женщин, остаются в современном мире одной из нерешенных проблем психического здоровья, несмотря на многочисленные исследования, связанные с разработкой мер профилактики и лечения этих опасных для жизни расстройств. Одной из важных рекомендаций для предотвращения выраженных форм НПП является своевременное выявление групп риска. Считается целесообразным проводить скрининговые исследования, в частности, в учебных заведениях среди особо уязвимых групп учащихся, к которым относятся девушки подросткового и юношеского возраста.

Одним из первых диагностических инструментов, созданных с целью скрининга наиболее опасных форм НПП, таких как нервная анорексия и нервная булимия, является Тест пищевых установок (Eating Attitude Test, EAT-26) [24]. Опросник из 26 пунктов был окончательно сформирован в результате доработки ранее предложенного варианта из 40 пунктов [23]. Соответствующее исследование было проведено на канадской выборке 160 респонденток с клинически выраженными формами НПП, в основном анорексией, и 140 респонденток группы сравнения без диагноза. Согласно данным, полученным авторами на клинической выборке и группе сравнения, опросник имеет трехфакторную структуру. Соответствующие три шкалы были обозначены как: 1) *Dieting* (увлечение диетами, избегание употребления в пищу калорийных продуктов, стремление похудеть); 2) *Bulimia and Food Preoccupation* (симптомы булимии и озабоченность мыслями, связанными с едой); 3) *Oral Control* (самоконтроль пищевого поведения и ощущаемое намерение окружающих заставить респондента больше есть).

Наиболее важным моментом в плане скрининговых возможностей опросника является критическая величина (*cut off*) суммарного балла — 20 и более баллов. Настоящий критерий явился результатом дальнейших исследований, проводившихся на клинических и неклинических выборках [22].

Опросник был взят за основу при проведении национальных скрининговых программ США для выявления лиц, имеющих риск НПП, и, будучи переведен на различные языки, получил широкое распространение по всему миру [22; 40]. Вместе с тем накапливается все больше данных, свидетельствующих о расхождениях в факторной структуре опросника в зависимости от обследуемого контингента и страны, в которой проводилось исследование. Можно обнаружить публикации, в которых обосновывается существование от двух- до семифакторной структуры опросника [5; 15; 16; 32–34; 38; 41; 45–46; 49–51; 55]. В большинстве публикаций, помимо иной факторной структуры, обнаруживаются также пункты, не попадающие ни в один из факторов. В результате среди множества вариантов можно встретить версии, начиная от 7-8 пунктов [20; 49] и заканчивая 25 [46]. Скорее всего, отсутствие единства в факторной структуре опросника связано со спецификой выборок, на которых проводятся исследования. В частности, как правило, трехфакторная структура опросника не подтверждается на неклинических выборках [5; 33; 38; 45; 51; 55], выборках спортсменов [15], подростков [34; 38], лиц с избыточным весом и ожирением [44], а также тех, кто практикует вегетарианство и веганство [39]. Несмотря на значительные расхождения в факторной структуре EAT-26, в большинстве публикаций сообщается, что для опросника целиком характерны достаточно высокие внутренняя согласованность и ретестовая надежность [5; 25; 31; 33; 50].

Вместе с тем факторная структура и дифференцирующие возможности EAT-26 в значительной мере зависят от тестируемого контингента. Предлагаемые модели зачастую требуют удаления тех или иных пунктов для улучшения параметров согласия факторной модели. Во многих работах, выполненных на смешанных выборках разного пола, возраста, этнической и социальной принадлежности, с ожирением и без такового, наблюдаются противоречивые результаты.

В недавнем обзоре [13] указывается, что большинство высококачественных психометрических исследований, в том числе с применением ЕАТ-26, было проведено в странах с высоким уровнем дохода. Что касается России, здесь ЕАТ-26 хорошо известен и широко применяется для диагностических и исследовательских целей [1; 3; 5; 7–8; 52], однако его психометрические характеристики и факторная структура до сих пор не изучены на репрезентативных выборках. Можно упомянуть лишь исследование [5], выполненное на неклинической выборке 188 московских студенток, в котором был впервые осуществлен качественный перевод опросника при участии эксперта из США, подтверждены высокие внутренняя согласованность ($\alpha=0,92$) и ретестовая надежность ($r=0,88$) суммарного балла ЕАТ-26. Эксплораторный факторный анализ позволил предложить четырехфакторную модель, описывающую 63% дисперсии. Частота встречаемости критических значений суммарного балла ЕАТ-26 (≥ 20) составила 11%.

Необходимо отметить, что проблема критерия отсечения (cut-off) в отношении опросника ЕАТ-26, на наш взгляд, требует самостоятельного анализа и дополнительного изучения, поскольку, как правило, большинство исследователей, использующих эту методику в качестве скрининговой, ориентируются на общепринятое значение суммарного балла ≥ 20 , основанное на работах более чем 30-летней давности [22]. Современные исследования, проводимые на разнообразных контингентах, обзоры и метаанализы [10; 19] свидетельствуют о значительном разбросе результатов оценки встречаемости риска НПП в соответствии с упомянутым критерием отсечения. Очевидно, что назрела проблема пересмотра критерия, требующая проведения релевантных исследований на клинических и неклинических выборках с применением современных подходов, включая модель Раша [44], однако это не входило в задачи настоящего исследования.

В данном исследовании нами была поставлена задача провести тестирование на большом однородном контингенте — девушки-студентки вузов из разных городов европейской части России — и затем с применением конфирматорного факторного анализа лучше представить факторную структуру, получить основные психометрические характеристики и оценить скрининговые возможности опросника ЕАТ-26 для российской женской студенческой неклинической популяции. Можно предположить, что охват большого контингента и применение метода конфирматорного факторного анализа позволит получить основные статистические характеристики опросника, которые в дальнейшем можно будет использовать в качестве ориентиров для проведения скрининга риска НПП среди студенток вузов России. Поскольку студенческий возраст и принадлежность к женскому полу являются одними из главных факторов риска развития НПП, настоящее исследование может иметь важное практическое значение.

Методы

Характеристика выборки. Участницами исследования стали 876 девушек 17–26 лет из неклинической популяции европейской части России — студентки вузов трех городов: Москвы, Рязани и Архангельска. Основная часть студенток Архангельска специализировались в области медицины. Студентки Рязани и Москвы

учились преимущественно в вузах психолого-педагогической направленности. В Москве и Рязани данные были собраны в 2019–2021 годах, в Архангельске — в 2021 году. Условиями включения в выборку были: женский пол и возрастной диапазон от 17 до 26 лет. Три человека были удалены из выборки в связи с наличием статистических выбросов по показателю индекса массы тела (ИМТ). В результате общий объем выборки составил 876 человек. Количественные характеристики выборки, включая возраст и ИМТ, представлены в таблице 1, а также в Приложениях 1 и 2.

Таблица 1

Статистические характеристики выборки

		n	Min	Max	M	SD	Sk	SE _{Sk}	Ku	SE _{Ku}
Архангельск	ИМТ	279	15,62	34,37	22,00	3,67	0,91	0,15	0,72	0,29
	возраст	281	18	26	21,71	1,56	0,48	0,15	-0,57	0,29
Рязань	ИМТ	340	14,70	36,05	21,88	4,02	1,20	0,13	1,55	0,26
	возраст	350	17	25	19,33	1,51	0,78	0,13	1,02	0,26
Москва	ИМТ	239	15,22	34,01	20,96	3,13	1,27	0,16	2,33	0,31
	возраст	245	18	26	19,40	1,07	1,93	0,16	6,80	0,31
Вся выборка	ИМТ	858	14,70	36,05	21,66	3,70	1,16	0,08	1,57	0,17
	возраст	876	17	26	20,11	1,79	0,74	0,08	0,24	0,17

Примечания: n — объем выборки, Min — минимальное значение, Max — максимальное значение, M — среднее значение, SD — стандартное отклонение, Sk — асимметрия, Ku — эксцесс, SE_{Sk} — стандартная ошибка асимметрии; SE_{Ku} — стандартная ошибка эксцесса.

Можно отметить, что в целом по выборке наблюдается положительная асимметрия по ИМТ (см. также Приложение 1), немного более выраженная среди участниц из Рязани и Москвы. Также заметна значительная асимметрия по возрасту в московской выборке в сторону более низких значений. При сравнении выборок отдельных городов по критериям Стьюдента и Манна–Уитни были обнаружены статистически значимые различия по ИМТ и возрасту. ИМТ студенток из Москвы статистически значимо ниже ИМТ студенток из Рязани и Архангельска ($U=35812,0$, $p=0,015$; $U=27806,5$, $p=0,001$ соответственно), а ИМТ студенток из Архангельска и Рязани значимо не отличаются. Что касается возраста, то здесь также обнаруживаются статистически значимые различия: студентки из Архангельска в среднем значимо старше студенток из Рязани и Москвы ($U=13294,0$, $p<0,001$; $U=6629,5$, $p<0,001$ соответственно).

Если воспользоваться общепринятыми критериями деления значений ИМТ на категории, то можно отметить наличие респонденток, имеющих значения ИМТ, отклоняющиеся от нормативных (см. Приложение 2). В целом, распределения по категориям ИМТ в отдельных выборках значительно не отличаются, за исключением

частоты встречаемости избыточной массы тела и ожирения: в московской выборке всего 24 человека (10,04%), тогда как в архангельской и рязанской — 52 (18,71%) и 58 (17,11%) соответственно.

Процедура и методы исследования. В Москве и Рязани анкетирование проводилось в основном с помощью бумажных бланков. В Архангельске большинство участниц отвечали в электронном виде с помощью гугл-форм. Участницам предлагалось на анонимной основе дать ответы на пункты опросника ЕАТ-26 (Eating Attitude Test-26; Garner et al., 1982). Нами использовалась русскоязычная версия опросника в адаптации Т.А. Мешковой и Н.О. Николаевой [5] (см. Приложение 3), прошедшая прямой перевод при участии эксперта-билингва — клинического психолога и профессионального переводчика, живущего и работающего в США, а также обратный перевод независимым переводчиком, подтвердивший качество прямого перевода. Ответы «Всегда», «Обычно» и «Часто», в соответствии с рекомендациями авторов опросника и широко распространенной практикой его использования в скрининговых целях, оценивались баллами 3, 2 и 1 соответственно; ответам «Иногда», «Редко» и «Никогда» приписывалось 0 баллов. Пункт 26 рассчитывался с обратным «ключом». Для подсчета ИМТ от респонденток требовалось указать значения своих роста и веса.

Количество пропущенных значений при ответах на пункты опросника ЕАТ-26 составило всего 17 случаев на весь массив данных (26×876). Все пропуски носили случайный характер при ответах с использованием бумажных бланков. В процессе статистической обработки наблюдения с пропущенными данными удалялись. Для оценки ретестовой надежности 48 студенток из Рязани прошли повторное тестирование с интервалом в один месяц.

Для проверки конструктивной валидности 293 респондентки из Рязани заполнили *Шкалу признательности телу (Body Appreciation Scale, BAS [12]*, в переводе Т.А. Мешковой при участии того же эксперта из США), направленную на оценку позитивного образа тела. Оригинальная версия опросника была разработана в 2005 году L. Avalos, T.L. Tylka, N. Wood-Barcalow [12]. Шкала включает 13 пунктов с исключительно позитивными высказываниями, касающимися отношения к своему телу, и пятибалльную ликертовскую шкалу для оценки ответов. В результате подсчитывается суммарный балл по всей шкале. Шкала отличается высокой надежностью (альфа Кронбаха — 0,94).

Всех респонденток из Архангельска просили заполнить *Шкалу госпитальной тревоги и депрессии (HADS)*. Шкала, разработанная в 1983 году A.S. Zigmond и R.P. Snaithe [57] для скрининга тревоги и депрессии и валидизированная А.В. Андрющенко, М.Ю. Дробижевым, А.В. Добровольским в 2003 году для использования на русскоязычных выборках [2], включает 14 утверждений с четырьмя вариантами ответа. Нечетные пункты направлены на оценку *Тревоги*, четные — *Депрессии*. Подсчитывался суммарный балл для каждой субшкалы.

Анализ данных. Для обработки полученных данных применялись методы параметрической и непараметрической статистики, а также методы многомерного

анализа: критерии Стьюдента, Манна–Уитни, Уилкоксона и Краскелла–Уоллиса для сравнения независимых групп, корреляционный анализ Спирмена, дисперсионный анализ, конфирматорный факторный анализ. Использовались статистические пакеты SPSS v. 23, Statistica v. 10, EQS v. 6.4.

Результаты

Психометрические характеристики ответов на отдельные пункты опросника ЕАТ-26. Во всех трех выборках диапазон ответов по всем пунктам варьирует от 0 до 3. Исключение составляют пункты, связанные с булимическим типом поведения в московской выборке: № 9 (*Я вызываю у себя рвоту после еды*), по которому менее 1% участниц набрали 1 балл, а все остальные — 0 баллов, и № 25 (*Я чувствую позывы к рвоте после еды*) — ни одна респондентка не набрала 3 балла.

Некоторые пункты характеризуются заметной асимметрией в сторону значений 0 и 1 (см. Приложения 3 и 4). Наиболее значительная асимметрия характерна для пунктов 9 и 25 (значения асимметрии 13,23 и 6,26 соответственно), указывающих на булимическое поведение. Из 875 человек, давших ответ на пункт 9 (вызывают рвоту после еды), только 8 человек (0,9%) получили баллы, отличные от 0; из них по два человека указали, что делают это всегда или часто. Таким образом, выраженное булимическое поведение с очищением в виде вызывания рвоты почти не встречается в представленной выборке, либо респондентки не хотят указывать на такой тип пищевого поведения. При ответах на пункт 25 (чувствуют позывы к рвоте после еды) отличные от 0 баллы получены у 37 респонденток (4,2%). Напомним, что при четырехбалльной схеме оценивания это ответы «всегда», «обычно» и «часто».

Заметная асимметрия (более 3,09) в сторону более низких значений характерна также для пунктов 2, 10, 19, 20, 23 (см. Приложения 3 и 4). В основном общая картина статистических характеристик отдельных пунктов во всех городах сходная, однако имеются пункты, по которым наблюдаются некоторые различия. Так, для рязанской выборки характерна более значительная асимметрия в сторону низких значений по пунктам № 17 (*Я ем диетические продукты*) и № 7 (*Я стараюсь не употреблять еду с высоким содержанием углеводов (хлеб, рис, картофель и т.д.)*). Для москвичек похожая асимметрия наблюдается по пункту № 18 (*Я чувствую, что еда контролирует мою жизнь*).

Сопоставление по критерию Краскелла–Уоллиса ответов на пункты опросника, полученные в разных выборках, выявляет еще ряд различий между городами. У архангельских респонденток более выражен страх набрать лишний вес ($H=5,93$, $p=0,051$) по сравнению с остальными (пункт № 1). Наиболее значительны различия между архангельской и московской выборками. Рязанских респонденток в меньшей степени ($H=8,20$, $p=0,017$) интересует содержание калорий в употребляемой пище (пункт № 6); они также реже ($H=5,79$, $p=0,055$) положительно отвечают на утверждение № 16 (*Я избегаю продукты с высоким содержанием сахара*). На пункт № 10 (испытывают чувство вины после еды) московские респондентки чаще дают негативные ответы ($H=5,83$, $p=0,054$).

Встречаемость риска нарушений пищевого поведения в соответствии с критерием «cut off». У 116 человек из 862 (13,5%) получены суммарные баллы 20 и выше. В соответствии с общепринятым критерием они могут быть отнесены к группе риска НПП. Сравнение представленности трех групп риска между городами (Архангельск — 15,7%, Рязань — 14,3%, Москва — 9,5%) по критерию Хи-квадрат значимых различий не выявило ($p > 0,05$), однако анализ по схеме 2×2 показывает, что имеются значимые различия встречаемости риска НПП между Москвой и Архангельском ($\chi^2 = 4,323$, $df = 1$, $p = 0,038$).

Психометрические характеристики суммарных баллов опросника ЕАТ-26. В таблице 2 приведены основные статистические характеристики суммарных баллов ЕАТ-26. Статистически значимых различий при сравнении выборок отдельных городов по критерию Краскелла–Уоллиса не выявлено, хотя имеется некоторая тенденция к более высоким значениям в архангельской выборке. Можно заметить, что наиболее выраженные асимметрия и эксцесс наблюдаются в московской выборке. Также следует отметить, что 90-й перцентиль (22 балла для всей выборки) примерно соответствует критическому баллу (20 и выше), причем в архангельской выборке это значение наиболее высокое (24), а в московской — наиболее низкое (19).

Таблица 2

Статистические характеристики суммарных баллов ЕАТ-26

	n	Min	Max	M	SD	Me	Квартили		Процентили		Sk	SE _{Sk}	Ku	SE _{Ku}
							нижн.	верх.	10%	90%				
Архангельск	281	0	45	10,40	9,80	7	3	14	1	24	1,44	0,15	1,67	0,29
Рязань	349	0	60	9,62	8,97	7	3	14	1	22	1,62	0,13	3,34	0,26
Москва	232	0	47	8,93	8,30	6	3	12	1	19	1,90	0,16	4,40	0,32
Вся выборка	862	0	60	9,69	9,09	7	3	14	1	22	1,62	0,08	2,87	0,17
Студентки Хорватии* [13]	646	0	54	9,69	8,43	-	-	-	-	-	1,86	0,10	4,85	0,19

Примечания: n — объем выборки, Min — минимальное значение, Max — максимальное значение, M — среднее значение, SD — стандартное отклонение, Me — медиана, Sk — асимметрия, Ku — эксцесс, SE_{Sk} — стандартная ошибка асимметрии; SE_{Ku} — стандартная ошибка эксцесса. * — для сравнения приводятся данные публикации, выполненной на сходном контингенте.

Связь значений индекса массы тела с суммарными баллами ЕАТ-26. Рассмотрим, как суммарный балл ЕАТ-26 меняется в зависимости от той категории ИМТ, в которую попадают респондентки (см. Приложение 2). Дисперсионный анализ показывает, что наиболее высокие суммарные баллы ЕАТ-26 характерны для категории 4 (избыточный вес), в то время как в категории 5 (ожирение) суммарные баллы ЕАТ-26 уже существенно ниже (рис. 1 и 2).

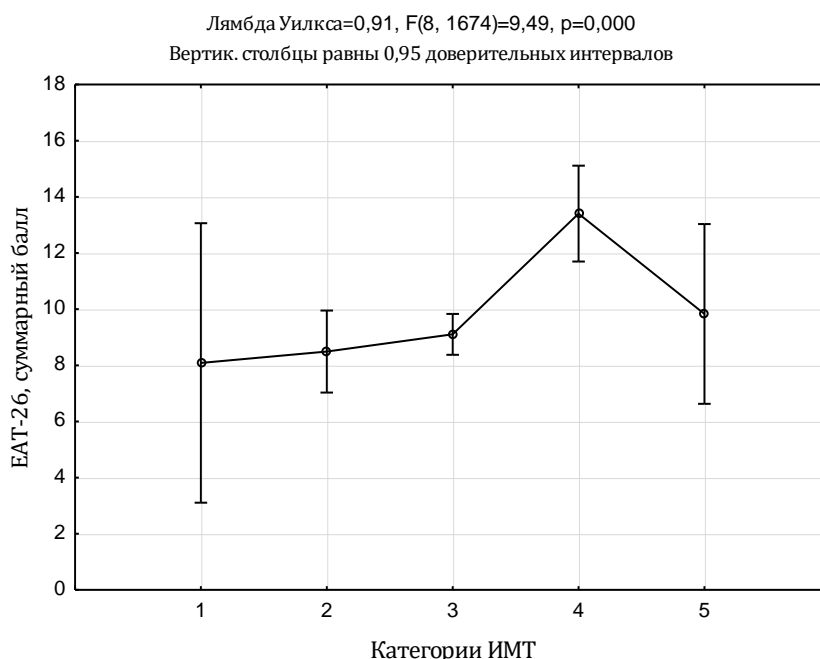


Рис. 1. Доверительные интервалы значений суммарного балла ЕАТ-26 в подвыборках респонденток в зависимости от ИМТ

Примечания: категории ИМТ: 1 — дефицит массы тела (n=12); 2 — недостаточная масса тела (n=139); 3 — нормальная масса тела (n=561); 4 — избыточная масса тела (n=102); 5 — ожирение (n=29).

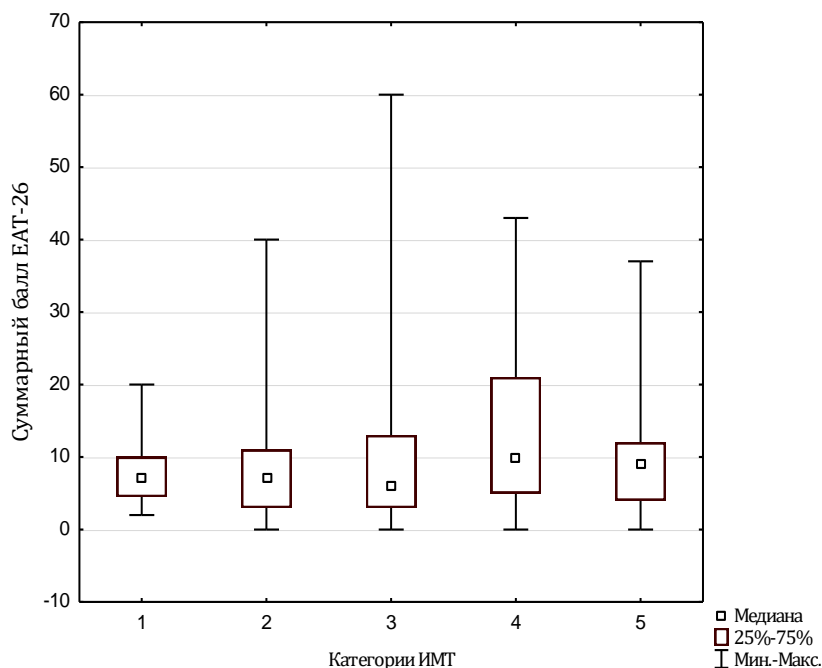


Рис. 2. Боксплоты распределений значений суммарного балла ЕАТ-26 в подвыборках респонденток в зависимости от категории ИМТ

Примечания: категории ИМТ: 1 — дефицит массы тела (n=12); 2 — недостаточная масса тела (n=139); 3 — нормальная масса тела (n=561); 4 — избыточная масса тела (n=102); 5 — ожирение (n=29).

Непараметрический критерий Краскелла–Уоллиса ($H=16,36$, $p=0,003$) указывает на наличие достоверных различий между группами. Парные сравнения по критерию Манна–Уитни подтверждают наличие достоверных различий между группой 4 с избыточным весом, и группами 2 и 3 с недостаточной и нормальной массой тела соответственно ($U=5422,5$, $p=0,002$; $U=21735,5$, $p<0,001$ соответственно). Однако различия между группами 4 и 5 остаются лишь на уровне тенденции.

Боксплоты распределений (рис. 2) во всех группах демонстрируют наличие лиц, суммарный балл которых превышает критическое значение (≥ 20), причем самый большой процент (25,5%) приходится именно на группу 4 — с избыточной массой тела. В группе 3 с ИМТ в пределах нормы в группу риска входит вдвое меньше респонденток (12,1%). В группе 5 (с ожирением) в группе риска оказалось 10,3% респонденток, а при дефиците и недостаточной массе тела таковых 8,3% и 7,2% соответственно. Таким образом, наибольший риск НПП отмечается среди девушек, попадающих в категорию избыточной массы тела, но не ожирения.

Показатели внутренней согласованности, ретестовой надежности и конструктивной валидности ЕАТ-26. Альфа Кронбаха для полной шкалы составляет 0,883, для четных и нечетных пунктов соответственно альфа Кронбаха составляет 0,756 и 0,803. Оценка ретестовой надежности с интервалом один месяц была выполнена на группе респонденток рязанской выборки ($n=48$). Результаты корреляционного анализа (внутриклассовый коэффициент корреляции) свидетельствуют о высокой ретестовой надежности всего опросника в целом — $r=0,865$.

Для оценки конструктивной валидности в рязанской выборке ($n=293$) использовалась Шкала признательности телу (Body Appreciation Scale, BAS), а в архангельской выборке ($n=281$) — Шкала госпитальной тревоги и депрессии (HADS). Корреляция Спирмена суммарного балла ЕАТ-26 с суммарным баллом BAS составила $r=-0,456$ ($p<0,001$), с тревогой — $r=0,311$ ($p<0,001$), а с депрессией — $r=0,256$ ($p<0,001$).

Результаты конфирматорного факторного анализа. Исследование, проведенное нами ранее на московской неклинической выборке, показало невозможность воспроизвести исходную трехфакторную структуру ЕАТ-26, предложенную авторами: результаты эксплораторного факторного анализа позволили предположить четырехфакторную модель [5]. Как уже упоминалось, подобные результаты характерны для многих других исследований, выполненных на неклинических выборках не только взрослых, но и подростков. Как правило, некоторые пункты опросника, направленные на оценку характерных особенностей пищевого поведения, имеют тенденцию объединяться в самостоятельные факторы [51]. Например, пункты 8, 13 и 20 часто объединяются в шкалу, обозначаемую, как «социальное давление» или «принуждение к еде». Пункты 9 и 25, связанные с очищающим булимическим поведением, объединяются в отдельную шкалу. Имеется также ряд пунктов, отражающих стремление к худобе, ответы на которые коррелируют между собой и могут формировать самостоятельную шкалу.

В ходе конфирматорного факторного анализа данных всей выборки рассматривались несколько моделей. Наиболее релевантной, с высоким уровнем согласованности ($\chi^2=226,58$, $df=81$, $p<10^{-6}$; CFI=0,970; RMSEA=0,046, 90% CI [0,038;

0,052], SRMR=0,030), оказалась пятифакторная модель, включающая 15 пунктов (табл. 3). В нашем случае можно говорить о приемлемой согласованности исходя из значений CFI, RMSEA, SRMR. Первый показатель должен быть не менее 0,95, второй и третий — не более 0,05 [6].

В этой модели пять факторов первого порядка свободно коррелируют между собой и детерминируют (нагружают) пункты опросника. Один пункт детерминируется одним и только одним пунктом опросника. В таблице 3 представлены все факторные нагрузки, все они статистически значимы. В Приложении 6 содержатся коэффициенты корреляций между факторами, в Приложении 5 — средние выделенные дисперсии по каждому фактору (AVE). Психологический смысл и интерпретация указанных показателей дается ниже.

Таблица 3

Факторные нагрузки по результатам конфирматорного факторного анализа

№ пункта	Текст пункта	Факторная нагрузка
Фактор 1. Увлечение диетами		
16	Я избегаю продукты с высоким содержанием сахара	0,599
17	Я ем диетические продукты	0,780
23	Я увлечен(а) диетическим питанием	0,836
Фактор 2. Озабоченность едой		
3	Мне кажется, что я озабочен(а) мыслями о еде	0,751
4	Я объедаюсь и чувствую, что не могу вовремя остановиться	0,655
18	Я чувствую, что еда контролирует мою жизнь	0,751
21	Я слишком много времени уделяю еде или думаю о ней	0,864
Фактор 3. Стремление похудеть		
1	Я очень боюсь набрать лишний вес	0,738
11	Я озабочен(а) стремлением похудеть	0,867
12	Я думаю о сжигании калорий, когда занимаюсь спортом	0,657
14	Меня сильно волнует, что я такой(ая) толстый(ая)	0,779
Фактор 4. Принуждение к еде		
8	Мне кажется, что другие хотели бы, чтобы я ел(а) больше	0,755
20	Я чувствую, что окружающие заставляют меня есть	0,723
Фактор 5. Булимия		
9	Я вызываю у себя рвоту после еды	0,581
25	Я чувствую позывы к рвоте после еды	0,833

Описание и статистические характеристики новых шкал ЕАТ-15, полученных в результате конфирматорного факторного анализа. Таким образом, в полученную в результате конфирматорного факторного анализа модель было включено 15 пунктов из 26 исходного опросника ЕАТ-26. Назовем эту модель ЕАТ-15. В соответствии с факторными весами и смысловым содержанием пунктов можно выделить пять шкал, которые соответствуют названиям выделенных факторов. Рассмотрим их основные характеристики, ретестовую надежность, внутреннюю согласованность, конструктивную валидность и связь с ИМТ.

В таблице 4 приведены основные описательные статистики суммарного балла и упомянутых шкал, а также показатели ретестовой надежности и внутренней согласованности альфа Кронбаха. Для проверки ретестовой надежности 48 респонденток из Рязани дважды отвечали на вопросы опросника с интервалом в один месяц. Чтобы подтвердить тот факт, что время не является фактором, влияющим на результат ответов, были проведены две проверки: 1) корреляция результатов опросов, проведенных в два фиксированных момента времени, по каждой шкале опросника между собой; 2) анализ наличия сдвигов в ответах при сравнении результатов двух опросов (тест на парные выборки). Все сравнения были проведены с помощью параметрического (корреляция Пирсона и парный тест Стьюдента) и непараметрического (корреляция Спирмена и непараметрический критерий Уилкоксона) подходов. Все коэффициенты корреляции значимы, p -значение $< 0,01$, поэтому в итоговой таблице 4 представлены только значения коэффициентов корреляции Спирмена. Значимости критериев сопоставления двух связанных выборок практически везде подтверждают нулевую гипотезу об отсутствии сдвига.

Таблица 4

Основные статистические характеристики суммарного балла и шкал ЕАТ-15

Шкалы	Min	Max	M	SD	Sk	Ku	Альфа Кронбаха	Тест-ретест
1. Увлечение диетами	0	3	0,27	0,54	2,47	6,16	0,779	0,510
2. Озабоченность едой	0	3	0,31	0,60	2,53	6,30	0,837	0,715
3. Стремление похудеть	0	3	0,76	0,89	1,05	-0,04	0,848	0,908
4. Принуждение к еде	0	3	0,33	0,68	2,36	5,13	0,703	0,544
5. Булимия	0	3	0,04	0,23	8,21	82,65	0,652*	0,573
Суммарный балл (ЕАТ-15)	0	37	5,79	6,32	1,47	1,99	0,840	0,861

Примечания: Min — минимальное значение, Max — максимальное значение, M — среднее значение, SD — стандартное отклонение, Sk — асимметрия, Ku — эксцесс. * — данный коэффициент имеет значение ниже рекомендуемого, соответственно, для диагностических или скрининговых целей его следует интерпретировать с осторожностью.

90-й процентиль значения суммарного балла в модели ЕАТ-15 составляет 15 баллов. Можно условно считать, что при использовании сокращенного варианта

опросника (ЕАТ-15) ориентиром для выделения группы риска (cut off) является именно эта величина. Опираясь на этот критерий, нами была выделена группа риска с суммарными баллами 15 и выше, в которую вошло 99 человек из 869, что составляет 10,6%. Учитывая, что ранее при статистическом анализе суммарного балла ЕАТ-26 (табл. 3) было получено, что 90-й перцентиль по всей выборке соответствует 22 баллам, мы заново оценили представленность группы риска, опираясь на это критическое значение. В группу риска по результатам ответов на полный опросник ЕАТ-26 попало 11,1% респондентов. Можно видеть, что сокращение ЕАТ-26 до 15 пунктов практически не повлияло на представленность группы риска в соответствии со значением 90-го перцентиля.

Сравнение по критерию Краскелла–Уоллиса средних рангов, полученных по отдельным шкалам ЕАТ-15, для отдельных подвыборок показало наличие значимых различий ($H=10,79$, $p=0,005$) только для шкалы *Увлечение диетами*: наиболее высокие значения характерны для респонденток из Архангельска (467,7), наиболее низкие средние ранги были выявлены в рязанской выборке (414,2), а московская выборка занимает промежуточное положение (439,7). Также имеются различия на уровне тенденции для шкал *Озабоченность едой* ($H=5,32$, $p=0,07$) и *Принуждение к еде* ($H=5,54$, $p=0,06$): в московской выборке самая низкая озабоченность едой и самое высокое ощущение принуждения к еде. Различий между подвыборками по рангам значений суммарного балла ЕАТ-15 не обнаружено.

Теперь рассмотрим корреляции параметров ЕАТ-15 с ИМТ (табл. 5). Можно отметить наличие умеренно высоких коэффициентов корреляции между ИМТ и количественными показателями шкалы *Стремление похудеть*, что вполне естественно. Также относительно заметные отрицательные корреляции с ИМТ характерны для шкалы *Принуждение к еде*, что также вполне объяснимо. Остальные коэффициенты низкие. Следует также обратить внимание, что шкалы *Увлечение диетами*, *Озабоченность едой* и *Булимия* почти не коррелируют с ИМТ, хотя в рязанской выборке есть такая тенденция для увлечения диетами и озабоченности едой, но коэффициенты относительно низкие.

Таблица 5

Корреляции Спирмена шкал ЕАТ-15 с индексом массы тела

Факторы	Вся выборка	Архангельск	Рязань	Москва
1. Увлечение диетами	0,143	0,108	0,212	0,099
2. Озабоченность едой	0,137	0,087	0,186	0,115
3. Стремление похудеть	0,433	0,435	0,438	0,429
4. Принуждение к еде	-0,343	-0,368	-0,295	-0,372
5. Булимия	0,032	0,000	0,067	0,009
Суммарный балл (ЕАТ-15)	0,219	0,229	0,233	0,187

Примечание: жирным шрифтом выделены статистически достоверные коэффициенты ($p<0,01$).

Таким образом, пищевое поведение оказывается почти не связанным с наличием избыточного веса, тогда как стремление похудеть отчетливо коррелирует с ИМТ. Также отрицательно коррелирует с ИМТ ощущаемая респондентом реакция окружающих на его худобу, выражающаяся в стремлении заставить есть больше. Суммарный балл EAT-15 обнаруживает достоверные, но относительно невысокие корреляции с ИМТ.

Проверка конструктивной валидности опросника EAT-15. Для оценки внешней конвергентной валидности использовались шкала Признательности своему телу (BAS) и шкала Госпитальной тревоги и депрессии (HADS). Опросник BAS заполнили 293 студентки из Рязани, опросник HADS — 281 студентка из Архангельска. В таблице 6 приведены корреляции Спирмена шкал EAT-15 с валидизационными шкалами. Шкалы опросника EAT-15 по-разному коррелируют со шкалами BAS и HADS. Все значимые коэффициенты корреляции с BAS отрицательные, а с HADS — положительные, что соответствует ожиданиям. Наибольшее число значимых корреляций характерно для шкал *Озабоченность едой* и *Стремление похудеть*. Шкала *Стремление похудеть* имеет самый высокий отрицательный коэффициент с суммарным баллом BAS, что вполне объяснимо. Также высоко значимы корреляции BAS со шкалами, характеризующими пищевое поведение, включая булимию. Что касается корреляций шкал HADS, то здесь можно отметить, что более высокие оценки тревоги и депрессии связаны с озабоченностью едой и стремлением похудеть, т.е. с озабоченностью своим весом. Суммарный балл также коррелирует со шкалами HADS. Все это подтверждает конвергентную валидность выделенных в данном исследовании шкал и суммарного балла EAT-15.

Таблица 6

Корреляции Спирмена суммарного балла и шкал опросника EAT-15 со шкалами опросников BAS и HADS

	Увлечение диетами	Озабоченность едой	Стремление похудеть	Принуждение к еде	Булимия	Сумм. балл EAT-15
BAS (суммарный балл)	-0,230***	-0,327***	-0,550***	-0,021	-0,231***	-0,491***
HADS	Тревога	0,036	0,299***	0,218***	0,134*	0,255***
	Депрессия	-0,017	0,248***	0,218***	0,107	0,133*

Примечание: * — корреляции значимы на уровне $p < 0,05$, *** — на уровне $p < 0,001$.

Для проверки внутренней конвергентной и дискриминантной валидности использовались показатели AVE и CR. AVE (Average Variance Extracted) — средняя выделенная дисперсия, CR (Construct Reliability, или Composite Reliability) — конструктивная (композитная) надежность [21]. В соответствии с предложенным алгоритмом конструктивная надежность — аналог надежности-согласованности — определяется по значению CR; оно должно быть больше 0,7. Конвергентная валидность определяется на основании показателя AVE. Значение этого показателя должно быть больше 0,5, тогда признается наличие конвергентной валидности.

Согласно данному подходу, дискриминантная валидность определяется на основании сопоставления величины \sqrt{AVE} со всеми коэффициентами корреляции этого фактора с другими факторами. Таким образом, можно говорить о том, что пункты, входящие в шкалу между собой связаны сильнее, чем шкала в целом с другими шкалами. Нами были подсчитаны указанные показатели для всех пяти шкал EAT-15 (см. Приложение 5).

Все показатели AVE удовлетворяют требованиям (превосходят 0,5), что свидетельствует о конвергентной валидности. CR всех шкал, кроме *Булимии*, больше 0,7, что свидетельствует о конструктивной надежности. Наконец \sqrt{AVE} для всех факторов больше их корреляций между собой, что свидетельствует о дискриминантной валидности. Для подтверждения последнего утверждения приводим корреляционную матрицу между факторами по результатам конфирматорного факторного анализа (см. Приложение 6).

Обсуждение результатов

Статистические характеристики ответов на отдельные пункты опросника. Что касается статистических характеристик ответов на отдельные пункты опросника, то в основном респонденты из разных городов демонстрируют сходные результаты, однако можно указать на наличие некоторых отличий. Например, для рязанской выборки характерна более значительная асимметрия в сторону низких значений по пунктам «Я ем диетические продукты», «Я стараюсь не употреблять еду с высоким содержанием углеводов (хлеб, рис, картофель и т.д.)», «Я избегаю продукты с высоким содержанием сахара». Их также в меньшей степени интересует содержание калорий в употребляемой пище. Возможно, сказываются более низкий доход региона по сравнению с Москвой и меньший возраст респонденток — по сравнению с Архангельском. Девушки в большей степени экономически зависят от своих родителей, в том числе и в питании, поэтому не могут выбирать еду, а могут ее либо есть, либо не есть.

Для москвичек похожая асимметрия наблюдается по пункту 18 («Я чувствую, что еда контролирует мою жизнь»). Такое утверждение, скорее всего, означает, что человек, ответивший утвердительно, испытывает зависимость от определенных установок, связанных с питанием. Соответственно, москвички отмечают меньшую зависимость от таких установок. Возможно, это связано с меньшим возрастом и меньшим ИМТ в московской выборке.

У архангельских респонденток более выражен страх набрать лишний вес по сравнению с остальными. Возможно, такой результат объясняется более старшим возрастом и в среднем большим ИМТ участниц из Архангельска по сравнению с Москвой. Следует также отметить еще одну из возможных причин более высокого риска в архангельской выборке: недавно было показано, что выявляемый риск НПП выше при использовании онлайн-опросов по сравнению с методами, реализуемыми в формате «карандаш-бумага» [27]. Напомним, что архангельские студентки преимущественно были опрошены с помощью гугл-форм в отличие от остальных.

Московские респондентки чаще дают негативные ответы по пункту 10 (испытывают чувство вины после еды), что может быть связано с меньшей представленностью избыточной массы тела в этой подвыборке.

Встречаемость риска НПП в соответствии с критерием отсечения.

В соответствии с общепринятым критерием «cut off» опросника у 116 человек из 862 (13,5%) были получены суммарные баллы 20 и выше, что позволяет отнести их к группе риска НПП. Можно отметить, что в исследованиях, проводившихся в России [1; 3; 5; 8], были получены похожие результаты: в группу риска в среднем попадает порядка 8–15%. В единственном кросскультурном исследовании [43] с участием студенток России и Японии в группе риска оказались 8,6% российских респонденток и 7,9% японских. Различия статистически не достоверны. Еще в одном исследовании [1], выполненном с применением данной русскоязычной версии ЕАТ-26, было проведено сравнение клинической и неклинической групп. В неклинической группе из 68 студентов-медиков в группу риска вошло 8,8% респонденток, тогда как в группе из 27 пациентов критические значения ЕАТ-26 были получены у 100%.

В обзорной статье, опубликованной через 20 лет после создания опросника [22], авторы указывают, что встречаемость риска НПП в странах Северной Америки и Западной Европы составляет 11–15% для женских выборок, что близко к значениям, получаемым нами на российских выборках. Отмечается также, что в специфических выборках (артистки балета) показатели выше. Однако с момента этой публикации прошло более 20 лет. В настоящее время появляется все больше обобщений, выполненных с применением метаанализа. В недавнем обширном систематическом обзоре скрининговых исследований риска НПП у студентов университетов из 40 стран, среди которых 54% не являются странами Запада [10], среди прочего был представлен метаанализ 45 исследований, выполненных с применением ЕАТ-26 и охвативших 23821 респондента. В результате встречаемость риска НПП была оценена в 16,9% с 95% доверительным интервалом [13,9; 20,3]. Можно отметить, что наш результат (13,5%) немного ниже и не попадает в диапазон доверительного интервала, однако, учитывая высокую гетерогенность выборок, представленных в метаанализе, трудно дать оценку полученному нами результату, тем более что в упомянутом обзоре почти не представлены страны Восточной Европы и не анализируются различия между полами.

Сравнительное исследование с применением опросника ЕАТ-26 проведено недавно в Польше [35] с участием студентов, половина которых специализировалась в области нутрициологии, а остальные — в области других специальностей. Большую часть обеих выборок составили женщины (96% и 77% соответственно). Показатели риска НПП, как в группе обучающихся нутрициологии, так и в группе сравнения (с другими специализациями), оказались одинаковыми и составили 15%. Хотя в данном исследовании также не анализируются различия между полами, но учитывая, что в основном это девушки, можно сказать, что результаты оказались близки полученным нами. Одновременно можно отметить, что в похожем исследовании студентов и специалистов в области нутрициологии из Ливана риск НПП оказался намного выше и составил 40,9% [28].

В систематическом обзоре скрининговых исследований НПП с помощью теста ЕАТ-26 [29], касающемся студентов-медиков (14 публикаций, N=3520, 75% женщины) риск НПП оценивается в 10,5% (95% доверительный интервал [7,3; 13,7]), что близко к нашим данным: риск НПП у студенток медицинских факультетов Архангельска составил 15,7%. В более позднем метаанализе (11 публикаций из 9 стран, N=6486) [19] встречаемость риска НПП среди студентов-медиков в соответствии с критерием ЕАТ-26 оценивается в 17,85% с 95% доверительным интервалом [13,82; 22,76], однако здесь также следует отметить высокую гетерогенность выборок. В целом авторы отмечают меньшую выраженность риска НПП (по всем измерительным инструментам) в западных странах (12,98%) по сравнению со странами Азии и Ближнего Востока (20,97%). В еще одном недавнем обзоре, в котором анализируются результаты скрининговых исследований с применением ЕАТ-26 в странах Ближнего Востока [14], авторы также констатируют в среднем более высокие показатели встречаемости риска НПП, чем в большинстве западных стран и стран Восточной Азии, причем разброс составляет от 6,1% до 73,3%.

Детально можем сравнить полученные нами статистические характеристики лишь с публикацией [11] данных исследования 646 студенток университетов Хорватии (см. табл. 2, нижняя строка). Несмотря на то, что исследование было проведено более 15 лет назад, можно видеть значительное совпадение результатов вплоть до полного совпадения средних значений. Встречаемость риска НПП в хорватской выборке оценивается авторами как 11,3%, что также достаточно близко к нашим данным. Таким образом, наши результаты оказываются близки к данным, полученным для стран Запада и Восточной Азии.

Связь значений индекса массы тела с суммарными баллами ЕАТ-26. Сопоставление респонденток, попадающих в различные категории в соответствии с их ИМТ, показало, что наибольшая частота риска НПП (25,5%) отмечается среди девушек, попадающих в категорию избыточной массы тела, но не ожирения. Возможно, это связано с тем, что лицам с выраженным ожирением для того, чтобы сбросить вес, приходится прикладывать гораздо больше усилий в плане соблюдения диет и физической нагрузки. У многих это сопровождается неуспехом, что заставляет их смириться и перестать добиваться снижения веса.

Многие исследователи отмечают, что относительно более высокий ИМТ является одним из факторов риска НПП [26; 30; 36], однако сам по себе ИМТ, как было показано недавно с применением метарегрессионного анализа на выборках студентов-медиков, не является предиктором НПП. Более высокий ИМТ становится предиктором только при взаимодействии с факторами пола (женский) и возраста (более старший возраст) [29]. В этой связи интересно отметить недавнее лонгитюдное исследование, объединившее данные более 6 тысяч респондентов из Австралии, Северной Америки, Европы и Японии [37]. Несмотря на то, что в целом подтверждается связь ИМТ с симптомами НПП, авторы отмечают множество специфических паттернов в зависимости от социокультурных особенностей конкретного региона.

К сожалению, нам не удалось обнаружить исследований, выполненных на выборках респондентов студенческого возраста, в которых риск НПП был бы оценен

отдельно в группах с разной степенью избыточности веса, например, с выраженным ожирением ($ИМТ > 30$) и просто избыточным весом ($25 < ИМТ \leq 30$). Однако в исследовании, проведенном при участии греческих подростков 10–16 лет, с применением теста ЕАТ-13 проведено подобное сравнение: указывается, что наиболее высокий риск НПП (33%) характерен все же для подростков с ожирением, тогда как подростки с избыточным весом демонстрируют меньший риск НПП (28,2%) [56]. Возможно, попытки сбросить вес подростками с ожирением, которые сопровождаются неудачами, в дальнейшем приводят к усталости, и в более старшем возрасте многие прекращают борьбу.

Однако следует обратить внимание, что ЕАТ-26 предназначен для выявления риска НПП в основном по типу нервной анорексии и булимии, в то время как такие расстройства, как компульсивное переедание и неуточенные, актуальные для лиц с ожирением, в соответствии с критерием «cut off» ≥ 20 не выявляются. В то же время существуют предложения все же использовать ЕАТ-26 для лиц с ожирением, снизив порог критического значения, например, до 11 баллов [42].

Показатели внутренней согласованности, ретестовой надежности и конструктивной валидности теста пищевых установок ЕАТ-26. При проверке внутренней согласованности опросника в целом был получен достаточно высокий показатель альфа Кронбаха (0,883). В одном из аналогичных исследований, выполненном на похожей студенческой популяции [11], указывается значение альфа Кронбаха 0,86, что почти совпадает с полученными нами данными. Оценка ретестовой надежности (0,865) также свидетельствует о хорошем результате. Таким образом, опросник в целом отличается достаточно высокой внутренней согласованностью и ретестовой надежностью, что подтверждает результаты многих других исследований [5; 25; 31; 50].

При проверке конструктивной валидности ЕАТ-26 с использованием шкалы позитивного отношения к телу был получен статистически значимый и достаточно высокий отрицательный коэффициент корреляции (-0,486). Поскольку риск НПП и позитивное отношение к телу обычно связаны негативно [7; 47], полученные данные подтверждают валидность ЕАТ-26. Статистически значимые прямые корреляции суммарных баллов ЕАТ-26 с показателями тревоги и депрессии шкалы HADS также свидетельствуют о достаточно высокой конструктивной валидности. Многочисленные исследования указывают на существование положительной связи между тревогой и депрессией и риском НПП. Как правило, обнаруживается невысокая, но достоверная корреляционная связь на уровне 0,2–0,4 [4; 17; 18; 48; 53; 54]. Настоящее исследование также подтверждает наличие подобных связей.

Таким образом, можно констатировать, что анализ психометрических характеристик Теста пищевых установок ЕАТ-26 в целом без выделения отдельных факторов (субшкал) позволяет сделать заключение о достаточно высокой внутренней согласованности, ретестовой надежности и конструктивной валидности опросника. Очевидно, его можно рекомендовать для скрининга риска НПП. Судя по процентильным характеристикам, критическое значение в 20 баллов, предложенное авторами методики, вполне может быть ориентиром для российских выборок,

поскольку в группу риска попадает в среднем порядка 10–12% респондентов, однако можно предполагать, что наибольшему риску подвержены девушки, которые относятся к категории лиц с избыточной массой тела (ИМТ от 25 до 30 единиц). Вместе с тем для подтверждения возможности использовать границу в 20 баллов как критическое значение, дифференцирующее норму и патологию, требуются дополнительные исследования на клинических выборках.

Конфирматорный факторный анализ и пятифакторная модель EAT-15. Конфирматорный факторный анализ подтверждает невозможность повторить исходную трехфакторную структуру EAT-26 на репрезентативной выборке из неклинической популяции студенток трех городов России. Наиболее реалистичной для данной выборки можно считать пятифакторную модель при удалении пунктов 2, 5, 6, 7, 10, 13, 15, 19, 22, 24, 26, обозначенную как EAT-15. Ориентировочным критическим значением (cut off) для выделения группы риска нарушений пищевого поведения может служить величина суммарного значения 15 баллов, соответствующая 90-му процентилю. Для оценки дифференцирующих возможностей данного показателя необходимы дополнительные исследования клинических выборок.

Полученные нами результаты — пятифакторная структура при исключении ряда пунктов исходного опросника — вполне согласуются с другими исследованиями, в которых используются женские выборки. Так, например, канадские исследователи на большой неклинической выборке женщин старше 15 лет (более 2300 человек), используя метод главных компонент, первоначально выделяют 7 факторов, однако затем сокращают их число до пяти, учитывая низкие показатели внутренней согласованности оставшихся двух факторов. По смысловому содержанию эти факторы подобны выделяемым нами: 1) *Озабоченность едой*, 2) *Озабоченность образом тела* (у нас — *Стремление похудеть*), 3) *Увлечение диетами*, 4) *Принуждение к еде* и 5) *“Vomiting”*, вызывание рвоты (у нас — *Булимия*). Подобные пять факторов выделяются и другими авторами, исследующими женские неклинические студенческие выборки [9; 15].

В ряде других исследований, выполненных также на женских неклинических выборках, упоминается четырехфакторная структура. Например, в исследовании студенток крупных городов Польши авторы обнаруживают похожие факторы, но исключают из рассмотрения пункты, связанные с озабоченностью весом и стремлением похудеть [51]. Одновременно авторы публикации отмечают, что во многих исследованиях, касающихся факторной структуры EAT-26, несмотря на общую пестроту картины, прослеживается повторяемость некоторых паттернов. Так, три пункта, в которых упоминается давление со стороны окружающих, чтобы заставить респондента больше есть, очень часто объединяются в общий фактор «Ощущаемое принуждение к еде» («Социальное давление» или подобные названия). Также несколько пунктов, в которых речь идет об избегании углеводов и сладкого, внимании к калорийности употребляемой пищи, увлечении диетами, также объединяются в общий фактор «Увлечение диетами» или подобные названия. Исходно выделяемый авторами методики фактор “Bulimia and Food Preoccupation” (симптомы булимии и озабоченность мыслями, связанными с едой) часто распадается на два самостоятельных, с разными сочетаниями входящих в них пунктов в зависимости от особенностей выборок.

В нашем предыдущем исследовании московских студенток четырехфакторная структура обусловлена объединением в один фактор пунктов, связанных с озабоченностью едой и булимическими симптомами [5].

При сравнении выборок трех городов были получены некоторые статистически значимые различия по значениям отдельных шкал ЕАТ-15. Например, для шкалы *Увлечение диетами* наиболее высокие значения характерны для респонденток из Архангельска, а наиболее низкие — для студенток из Рязани. Можно предположить, что здесь существенным является возраст респонденток, среди которых самыми старшими являются студентки из Архангельска. Возможно, они менее зависимы от семьи, в том числе материально, по сравнению с респондентками из Рязани. В Москве, хотя возраст респонденток и меньше, чем в Архангельске, жизнь отличается большей независимостью и создает условия, отличные от Рязани.

Также имеются различия на уровне тенденции для шкал *Озабоченность едой* и *Принуждение к еде*: в московской выборке самая низкая озабоченность едой и самое высокое ощущение принуждения к еде. Полученные результаты могут быть связаны с возрастными различиями и особенностями ИМТ: студентки из Архангельска значимо старше остальных, тогда как студентки из Москвы в среднем младше и имеют самый низкий средний показатель ИМТ.

В целом можно заключить, что для неклинических женских студенческих выборок характерна четырех- или пятифакторная структура опросника ЕАТ-26, причем для повышения внутренней согласованности приходится исключать некоторые пункты. Вместе с тем опросник в целом характеризуется достаточно высокой внутренней согласованностью и ретестовой надежностью, что позволяет его использовать целиком для скрининговых задач. Предложенный ранее критерий «cut off» (≥ 20 баллов) вполне может служить ориентиром для российских женских неклинических студенческих выборок, поскольку он отсекает порядка 10–15% представительниц с высокими баллами, составляющих группу риска.

Для исследовательских и диагностических целей на неклинических выборках, очевидно, нецелесообразно пользоваться количественными показателями, основанными на традиционно оцениваемых шкалах (*Dieting*; *Bulimia and Food Preoccupation*; *Oral Control*) в соответствии с авторской исходной трехфакторной структурой, основанной на изучении клинических групп. Трехфакторная структура не подтверждается в большинстве неклинических исследований, в том числе и в нашем. Возможно, предложенная нами пятифакторная модель ЕАТ-15 может быть полезной для исследовательских целей в женских студенческих популяциях из России, поскольку ее высокая внутренняя согласованность подтверждена результатами конфирматорного факторного анализа на достаточно большой выборке из трех городов Российской Федерации.

Выводы

1. Тест пищевых установок (ЕАТ-26) в целом в отношении применения его на женских неклинических студенческих выборках характеризуется достаточно высокой

внутренней согласованностью и ретестовой надежностью, что позволяет использовать его целиком для скрининговых задач в Российской Федерации, по крайней мере, для ее европейской части.

2. Предложенный ранее и широко используемый повсеместно критерий «cut off» (≥ 20 баллов) вполне может служить ориентиром для российских женских неклинических студенческих выборок, поскольку он отсекает порядка 10–15% представительниц с высокими баллами, составляющих группу риска.

3. Для исследовательских и диагностических целей на неклинических выборках, очевидно, нецелесообразно пользоваться количественными показателями, основанными на традиционно оцениваемых шкалах (Dieting; Bulimia and Food Preoccupation; Oral Control), в соответствии с авторской исходной трехфакторной структурой, основанной на изучении клинических групп. Трехфакторная структура не подтверждается в большинстве неклинических исследований, в том числе и в нашем.

4. Конфирматорный факторный анализ позволяет предложить пятифакторную модель из 15 пунктов (EAT-15), которая может быть полезной для исследовательских целей в женских студенческих популяциях из России, поскольку ее высокая внутренняя согласованность подтверждена на достаточно большой выборке респонденток из трех городов Российской Федерации.

5. В предлагаемой модели EAT-15 ориентировочным критическим значением (cut off) для выделения группы риска НПП может служить величина суммарного значения 15 баллов, соответствующая 90-му процентилю. Для оценки дифференцирующих возможностей данного показателя необходимы дополнительные исследования клинических выборок.

Ограничения и возможные перспективы исследования

Одним из ограничений настоящего исследования является отсутствие сведений о важных социодемографических характеристиках участниц, таких как экономический статус, семейная ситуация, уровень образования родителей, проживание в семье или общежитии и т.п., поскольку эти факторы могут быть связаны с особенностями пищевого поведения. Также следует отметить, что выборка не является полностью репрезентативной женской студенческой популяции России, поскольку в нее не включены респонденты других регионов, а также представители небольших населенных пунктов, хотя среди студентов могли быть таковые, но указания на это не были получены.

Также следует указать на такое ограничение данного исследования, как отсутствие данных, полученных на клинических группах с диагнозами «нервная анорексия» и «нервная булимия». В частности, это чрезвычайно важно для решения вопроса о применимости критерия отсечения (≥ 20 баллов).

Еще одним ограничением может быть применение отличающихся форм анкетирования: онлайн — в Архангельске, бланковый («карандаш-бумага») — в Москве и Рязани.

Следует указать, что данное исследование носит промежуточный характер. Учитывая большой объем выборки, имеется возможность на следующем этапе анализа провести кроссвалидизацию, применяя расщепление выборки на две случайные, а также в соответствии с популяционно-географическим принципом. Также представляет интерес на том же контингенте применить другие подходы, в частности, бифакторный анализ. Учитывая, что имеются указания на специфику дискриминационных возможностей опросника в подвыборках с высокими и низкими значениями EAT-26 [44], представляет интерес провести сравнение факторных структур опросника в упомянутых контрастных категориях.

Еще одним возможным направлением может быть исследование психометрических характеристик опросника на неклинических выборках с использованием иного, более дробного подхода к ответам респондентов, применяя оценки от 5 баллов для ответа «всегда» до 0 баллов для ответа «никогда». Такой подход может быть оправдан для исследовательских целей, поскольку выявляет некоторые нюансы в ответах. Он также может быть полезен и для скрининговых и диагностических целей в неклинических выборках, поскольку, например, положительные ответы на пункты, связанные с очистительным булимическим поведением почти не выявляются при традиционном оценивании, когда ответам «редко» и «иногда» также приписываются оценки 0 баллов.

Литература

1. Алтухова Н.Ю., Брюхин А.Е., Деменина С.Н. Скрининговый метод диагностики расстройств пищевого поведения при помощи использования теста EAT-26 // «Женское психическое здоровье: междисциплинарный статус»: материалы Всероссийского научно-практического конгресса с международным участием, посвященного 100-летию кафедры психиатрии Первого Санкт-Петербургского государственного медицинского университета им. акад. И.П. Павлова / Под ред. Н.Г. Незнанова и др. СПб.: Альта Астра. 2018. С. 8–9. URL: https://psychiatr.ru/download/3826?view=1&name=18-10-08_WPH_abstr.pdf (дата обращения: 11.03.2023).
2. Андрющенко А.В., Дробижев М.Ю., Добровольский А.В. Сравнительная оценка шкал CES-D, BDI и HADS в диагностике депрессий в общемедицинской практике // Журнал неврологии и психиатрии им. Корсакова. 2003. № 5. С. 11–18.
3. Келина М.Ю., Маренова Е.В., Мешкова Т.А. Неудовлетворенность телом и влияние родителей и сверстников как факторы риска нарушений пищевого поведения среди девушек подросткового и юношеского возраста // Психологическая наука и образование. 2011. Том 16. № 5. С. 44–51.
4. Кибитов А.А., Касьянов Е.Д., Рукавишников Г.В. и др. Семейная отягощенность расстройствами настроения ассоциирована с выраженностью ангедонии и симптомов расстройств пищевого поведения у пациентов с депрессией // Социальная и клиническая психиатрия. 2022. № 2. С. 5–11. URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/>

Мешкова Т.А., Митина О.В., Шельгин К.В. и др.
Тест пищевых установок (ЕАТ-26): оценка
психометрических характеристик и факторной
структуры на неклинической выборке 876 студенток
Клиническая и специальная психология
2023. Том 12. № 1. С. 66–103.

Meshkova T.A., Mitina O.V., Shelygin K.V. et al.
The Eating Attitudes Test (EAT-26): Psychometric
Characteristics and Factor Structure in Nonclinical
Sample of 876 Female University Students Clinical
Psychology and Special Education
2023, vol. 12, no. 1, pp. 66–103.

semeynaya-otyagoschennost-rasstroystvami-nastroeniya-assotsirovana-s-vyrazhennostyu-
angedonii-i-simptomov-rasstroystv-pischevogo (дата обращения: 11.03.2022).

5. Мешкова Т.А., Николаева Н.О. Опыт применения теста пищевых аттитюдов (ЕАТ-26) на выборке студенток Москвы // Психиатрия. 2017. № 73 (01). С. 34–41.

6. Митина О.В. Основные идеи и принципы структурного моделирования // Ученые записки кафедры общей психологии МГУ имени М.В. Ломоносова / Под ред. Б.С. Братуся, Е.Е. Соколовой. М.: Смысл, 2006. Вып. 2. С. 272–296.

7. Николаева Н.О., Кукина А.А. Неудовлетворенность своим телом как фактор риска нарушений пищевого поведения // Коррекция и профилактика нарушений поведения у детей с ограниченными возможностями здоровья. Материалы I Всероссийской научно-практической конференции (17–18 октября 2011). М.: МГППУ, 2011. URL: https://psyjournals.ru/nonserialpublications/behaviorproblems/contents/behaviorproblems_55624.pdf (дата обращения 11.03.2023).

8. Шлойдо Д.Е., Грандилевская И.В. Индивидуально-психологические особенности студентов с нарушениями пищевого поведения // Петербургский психологический журнал. 2020. № 30. С. 138–166.

9. Ahmadi S., Moloodi R., Zarbaksh M.R. et al. Psychometric properties of the Eating Attitude Test-26 for female Iranian students // Eating and Weight Disorders. 2014. Vol. 19. P. 183–189. DOI:10.1007/s40519-014-0106-7

10. Alhaj O.A., Fekih-Romdhane F., Sweidan D.H. et al. The prevalence and risk factors of screen-based disordered eating among university students: A global systematic review, meta-analysis, and meta-regression // Eating and Weight Disorders. 2022. Vol. 27. P. 3215–3243. DOI:10.1007/s40519-022-01452-0

11. Ambrosi-Randić N., Pokrajac-Bulian A. Psychometric properties of the eating attitudes test and children's eating attitudes test in Croatia // Eating and Weight Disorders. 2005. Vol. 10. E76–E82. DOI: 10.1007/BF03327495

12. Avalos L., Tylka T.L., Wood-Barcalow N. The Body Appreciation Scale: Development and psychometric evaluation // Body Image. 2005. Vol. 2. P. 285–297. DOI: 10.1016/j.bodyim.2005.06.002

13. Ayala C.O., Scarpatta C., Garizábalo-Davila C.M. et al. Assessing eating disorder symptoms in low and middle-income countries: A systematic review of psychometric studies of commonly used instruments // Journal of Eating Disorders. 2022. Vol. 10. Article 124. DOI: 10.1186/s40337-022-00649-z

14. Azzeh M., Peachey G., Loney T. Prevalence of high-risk disordered eating amongst adolescents and young adults in the Middle East: A scoping review // International Journal of Environmental Research and Public Health. 2022. Vol. 19. Article 5234. DOI: 10.3390/ijerph19095234

15. Doninger G., Enders C., Burnett K. Validity evidence for Eating Attitudes Test scores in a sample of female college athletes // Measurement in Physical Education and Exercise Science. 2005. Vol. 9. № 1. P. 35–49. DOI: 10.1207/s15327841mpee0901_3

Мешкова Т.А., Митина О.В., Шельгин К.В. и др.
Тест пищевых установок (EAT-26): оценка
психометрических характеристик и факторной
структуры на неклинической выборке 876 студенток
Клиническая и специальная психология
2023. Том 12. № 1. С. 66–103.

Meshkova T.A., Mitina O.V., Shelygin K.V. et al.
The Eating Attitudes Test (EAT-26): Psychometric
Characteristics and Factor Structure in Nonclinical
Sample of 876 Female University Students Clinical
Psychology and Special Education
2023, vol. 12, no. 1, pp. 66–103.

16. *Douka A., Grammatopoulou E., Skordilis E. et al.* Factor analysis and cut-off score of the 26-item eating attitudes test in a Greek sample // *Journal Biology of Exercise*. 2009. Vol. 5. № 1. P. 51–67. DOI: 10.4127/jbe.2009.0025
17. *Elran-Barak R., Goldschmidt A.B.* Differences in severity of eating disorder symptoms between adults with depression and adults with anxiety // *Eating and Weight Disorders*. 2021. Vol. 26. P. 1409–1416. DOI: 10.1007/s40519-020-00947-y
18. *Ernst M., Werner A.M., Tibubos A.N. et al.* Gender-dependent associations of anxiety and depression symptoms with eating disorder psychopathology in a representative population sample // *Frontiers in Psychiatry*. 2021. Vol. 12. Article 645654. DOI: 10.3389/fpsy.2021.645654
19. *Fekih-Romdhane F., Daher-Nashif S., Alhuwailah A.H. et al.* The prevalence of feeding and eating disorders symptomology in medical students: An updated systematic review, meta-analysis, and meta-regression // *Eating and Weight Disorders*. 2022. Vol. 27. № 6. P. 1991–2010. DOI: 10.1007/s40519-021-01351-w
20. *Fekih-Romdhane F., Obeid S., Malaeb D. et al.* Validation of a shortened version of the Eating Attitude Test (EAT-7) in the Arabic language // *Journal of Eating Disorders*. 2022. Vol. 10. Article 127. DOI: 10.1186/s40337-022-00651-5
21. *Fornell C., Larcker D.F.* Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error // *Journal of Marketing Research*. 1981. Vol. 18. № 1. P. 39–50. DOI:10.1177/002224378101800104
22. *Garfinkel P., Newman A.* The eating attitudes test: Twenty-five years later // *Eating and Weight Disorders*. 2001. Vol. 6. № 1. P. 1–21. DOI: 10.1007/BF03339747
23. *Garner D.M., Garfinkel P.E.* The eating attitudes test: An index of the symptoms of anorexia nervosa // *Psychological Medicine*. 1979. Vol. 9. № 2. P. 273–279. DOI: 10.1017/S0033291700030762
24. *Garner D.M., Olmsted M., Bohr Y. et al.* The Eating Attitude Test: Psychometric features and clinical correlates // *Psychological Medicine*. 1982. Vol. 12. № 4. P. 871–878. DOI: 10.1017/S0033291700049163
25. *Gleaves D.H., Pearson C.A., Ambwani S. et al.* Measuring eating disorder attitudes and behaviors: a reliability generalization study // *Journal of Eating Disorders*. 2014. Vol. 2. Article 6. DOI: 10.1186/2050-2974-2-6
26. *Goldschmidt A.B., Wall M.M., Loth K.A. et al.* Risk factors for disordered eating in overweight adolescents and young adults // *Journal of Pediatric Psychology*. 2015. Vol. 40. № 10. P. 1048–1055. DOI: 10.1093/jpepsy/jsv053
27. *Gorrasi I.S.R., Ferraris C., Degan R. et al.* Use of online and paper-and-pencil questionnaires to assess the distribution of orthorexia nervosa, muscle dysmorphia and eating disorders among university students: Can different approaches lead to different results? // *Eating and Weight Disorders*. 2022. Vol. 27. P. 989–999. DOI:10.1007/s40519-021-01231-3

Мешкова Т.А., Митина О.В., Шельгин К.В. и др.
Тест пищевых установок (EAT-26): оценка
психометрических характеристик и факторной
структуры на неклинической выборке 876 студенток
Клиническая и специальная психология
2023. Том 12. № 1. С. 66–103.

Meshkova T.A., Mitina O.V., Shelygin K.V. et al.
The Eating Attitudes Test (EAT-26): Psychometric
Characteristics and Factor Structure in Nonclinical
Sample of 876 Female University Students Clinical
Psychology and Special Education
2023, vol. 12, no. 1, pp. 66–103.

28. *Hoteit M., Mohsen H., Bookari K. et al.* Prevalence, correlates, and gender disparities related to eating disordered behaviors among health science students and healthcare practitioners in Lebanon: Findings of a national cross sectional study // *Frontiers in Nutrition*. 2022. Vol. 9. Article 956310. DOI: 10.3389/fnut.2022.956310.

29. *Jahrami H., Saif Z., Faris M.A. et al.* The relationship between risk of eating disorders, age, gender and body mass index in medical students: A meta-regression // *Eating and Weight Disorders*. 2019. Vol. 24. P. 169–177. DOI: 10.1007/s40519-018-0618-7

30. *Jacobi C., Hayward C., de Zwaan M. et al.* Coming to terms with risk factors for eating disorders: Application of risk terminology and suggestions for a general taxonomy // *Psychological Bulletin*. 2004. Vol. 130. P. 19–65. DOI: 10.1037/0033-2909.130.1.19

31. *Kang Q., Chan R.C.K., Li X. et al.* Psychometric properties of the Chinese version of the eating attitudes test in young female patients with eating disorders in Mainland China // *European Eating Disorders Review*. 2017. Vol. 25. № 6. P. 613–617. DOI: 10.1002/erv.2560

32. *Khaled S.M., Kimmel L., Le Trung K.* Assessing the factor structure and measurement invariance of the eating attitude test (EAT-26) across language and BMI in young Arab women // *Journal of Eating Disorders*. 2018. Vol. 6. Article 14. DOI: 10.1186/s40337-018-0199-x

33. *Koslowsky M., Scheinberg Z., Bleich A. et al.* The factor structure and criterion validity of the short form of the Eating Attitudes Test // *Journal of Personality Assessment*. 1992. Vol. 58. № 1. P. 27–35. DOI: 10.1207/s15327752jpa5801_3

34. *Maïano C., Morin A.J.S., Lanfranchi M.C. et al.* The Eating Attitudes Test-26 Revisited using exploratory structural equation modeling // *Journal of Abnormal Child Psychology*. 2013. Vol. 41. P. 775–788. DOI: 10.1007/s10802-013-9718-z

35. *Matusik A., Grajek M., Szlacheta P. et al.* Comparison of the prevalence of eating disorders among dietetics students and students of other fields of study at selected universities (Silesia, Poland) // *Nutrients*. 2022. Vol. 14. Article 3210. DOI: 10.3390/nu14153210

36. *Mazzeo S.E., Bulik C.M.* Environmental and genetic risk factors for eating disorders: What the clinician needs to know // *Child and Adolescent Psychiatric Clinics of North America*. 2009. Vol. 18. P. 67–82. DOI: 10.1016/j.chc.2008.07.003

37. *McCabe M., Alcaraz-Ibanez M., Markey C. et al.* A longitudinal evaluation of a biopsychosocial model predicting BMI and disordered eating among young adults // *Australian Psychologist*. 2023. DOI: 10.1080/00050067.2023.2181686

38. *McEnery F., Fitzgerald A., McNicholas F. et al.* Fit for purpose, psychometric assessment of the Eating attitudes test-26 in an Irish adolescent sample // *Eating Behaviors*. 2016. Vol. 23. P. 52–57. DOI: 10.1016/j.eatbeh.2016.07.006

39. *McLean C.P., Kulkarni J., Sharp G.* The 26-Item Eating Attitudes Test (EAT-26): psychometric properties and factor structure in vegetarians and vegans // *Nutrients*. 2023. Vol. 15. № 2. P. 297. DOI: 10.3390/nu15020297

Мешкова Т.А., Митина О.В., Шельгин К.В. и др.
Тест пищевых установок (EAT-26): оценка
психометрических характеристик и факторной
структуры на неклинической выборке 876 студентов
Клиническая и специальная психология
2023. Том 12. № 1. С. 66–103.

Meshkova T.A., Mitina O.V., Shelygin K.V. et al.
The Eating Attitudes Test (EAT-26): Psychometric
Characteristics and Factor Structure in Nonclinical
Sample of 876 Female University Students Clinical
Psychology and Special Education
2023, vol. 12, no. 1, pp. 66–103.

40. *Nasser M.* The EAT speaks many languages: Review of the use of the EAT in eating disorders research // *Eating and Weight Disorders*. 1997. Vol. 2. P. 174–181. DOI: 10.1007/BF03339972
41. *Ocker L.B., Lam E.T.C., Jensen B.E. et al.* Psychometric Properties of the Eating Attitudes Test // *Measurement in Physical Education and Exercise Science*. 2007. Vol. 11. № 1. P. 25–48. DOI: 10.1080/10913670709337010
42. *Orbitello B., Ciano R., Corsaro M. et al.* The EAT-26 as screening instrument for clinical nutrition unit attenders // *International Journal of Obesity*. 2006. Vol. 30. № 6. P. 977–981. DOI: 10.1038/sj.ijo.0803238
43. *Oshio A., Meshkova T.* Eating disorders, body image, and dichotomous thinking among Japanese and Russian college women // *Health*. 2012. Vol. 4. № 7. P. 392–399. DOI: 10.4236/health.2012.47062
44. *Papini N., Jung M., Cook A. et al.* Psychometric properties of the 26-item eating attitudes test (EAT-26): An application of Rasch analysis // *Journal of Eating Disorders*. 2022. Vol. 10. Article 62. DOI: 10.1186/s40337-022-00580-3
45. *Park J., Beaudet M.P.* Eating attitudes and their correlates among Canadian women concerned about their weight // *European Eating Disorders Review*. 2007. Vol. 15. № 4. P. 311–320. DOI: 10.1002/erv.741
46. *Pereira A.T., Maia B., Bos S. et al.* The Portuguese short form of the Eating Attitudes Test-40 // *European Eating Disorders Review*. 2008. Vol. 16. P. 319–325. DOI: 10.1002/erv.846
47. *Piran N.* New possibilities in the prevention of eating disorders: The introduction of positive body image measures // *Body Image*. 2015. Vol. 14. P. 146–157. DOI: 10.1016/j.bodyim.2015.03.008
48. *Puccio F., Fuller-Tyszkiewicz M., Youssef G. et al.* Longitudinal Bi-directional Effects of Disordered Eating, Depression and Anxiety // *European Eating Disorder Review*. 2017. Vol. 25. № 5. P. 351–358. DOI: 10.1002/erv.2525
49. *Richter F., Strauss B., Braehler E. et al.* Psychometric properties of a short version of the Eating Attitudes Test (EAT-8) in a German representative sample // *Eating Behaviors*. 2016. Vol. 21. P. 198–204. DOI: 10.1016/j.eatbeh.2016.03.006
50. *Rivas T., Bersabé R., Jiménez M. et al.* The Eating Attitudes Test (EAT-26): Reliability and validity in Spanish female samples // *The Spanish Journal of Psychology*. 2010. Vol. 13. № 2. P. 1044–1056. DOI: 10.1017/s1138741600002687
51. *Rogoza R., Brytek-Matera A., Garner D.M.* Analysis of the EAT-26 in a non-clinical sample // *Archives of Psychiatry and Psychotherapy*. 2016. Vol. 18. № 2. P. 54–58. DOI: 10.12740/APP/63647
52. *Rukavishnikov G.V., Verbitskaya E.V., Vekovischeva O.Yu. et al.* The association of obesity with eating disorders risk: Online survey of a large cohort of Russian speaking

Мешкова Т.А., Митина О.В., Шельгин К.В. и др.
Тест пищевых установок (ЕАТ-26): оценка
психометрических характеристик и факторной
структуры на неклинической выборке 876 студенток
Клиническая и специальная психология
2023. Том 12. № 1. С. 66–103.

Meshkova T.A., Mitina O.V., Shelygin K.V. et al.
The Eating Attitudes Test (EAT-26): Psychometric
Characteristics and Factor Structure in Nonclinical
Sample of 876 Female University Students Clinical
Psychology and Special Education
2023, vol. 12, no. 1, pp. 66–103.

individuals seeking medical weight correction assistance // *Journal of Eating Disorders*. 2021. Vol. 9. Article 100. DOI: 10.1186/s40337-021-00456-y

53. Sander J., Moessner M., Bauer S. Depression, anxiety and eating disorder-related impairment: moderators in female adolescents and young adults // *International Journal of Environmental Research and Public Health*. 2021. Vol. 18. Article 2779. DOI: 10.3390/ijerph18052779

54. Sidor A., Baba C.O., Marton-Vasarhelyi E. et al. Gender differences in the magnitude of the associations between eating disorders symptoms and depression and anxiety symptoms. Results from a community sample of adolescents // *Journal of Mental Health*. 2015. Vol. 24. № 5. P. 294–298. DOI: 10.3109/09638237.2015.1022250

55. Spivak-Lavi Z., Peleg O., Tzischinsky O. et al. Differences in the factor structure of the Eating attitude test-26 (EAT-26) in different cultures in Israel: Jews, Muslims, and Christians // *Nutrients*. 2021. Vol. 13. Article 1899. DOI: 10.3390/nu13061899

56. Tsekoura E., Kostopoulou E., Fouzas S. et al. The association between obesity and the risk for development of eating disorders – A large-scale epidemiological study // *European Review for Medical and Pharmacological Sciences*. 2021. Vol. 25. P. 6051–6056. DOI: 10.26355/eurrev_202110_26883

57. Zigmond A.S., Snaith R.P. The hospital anxiety and depression scale // *Acta Psychiatrica Scandinavica*. 1983. Vol. 67. P. 361–370. DOI: 10.1111/j.1600-0447.1983.tb09716.x

References

1. Altukhova N.Yu., Bryukhin A.E., Demenina S.N. Skriningovyi metod diagnostiki rasstroistv pishchevogo povedeniya pri pomoshchi ispol'zovaniya testa EAT-26 [Screening method for the diagnosis of eating disorders using the EAT-26 test]. In N.G. Neznanov et al. (eds.), «*Zhenskoe psikhicheskoe zdorov'e: mezhdistsiplinarnyi status*»: materialy Vserossiiskogo nauchno-prakticheskogo kongressa s mezhdunarodnym uchastiem, posvyashchennogo 100-letiyu kafedry psikhii Pervogo Sankt-Peterburgskogo gosudarstvennogo meditsinskogo universiteta im. akad. I.P. Pavlova = *Proceedings of the Russian Scientific and Practical Congress with international participation dedicated to the 100th anniversary of the Department of Psychiatry of the I.P. Pavlov First St. Petersburg State Medical University. "Women's mental health: Interdisciplinary status"*, Saint-Petersburg: Al'ta Astra Publ., 2018, pp. 8–9. URL: https://psychiatr.ru/download/3826?view=1&name=18-10-08_WPH_abstr.pdf (Accessed: 11.03.2023). (In Russ.).

2. Andryushchenko A.V., Drobizhev M.Yu., Dobrovol'skii A.V. Sravnitel'naya otsenka shkal CES-D, BDI i HADS v diagnostike depressii v obshchemeditsinskoi praktike [Comparative evaluation of CES-D, BDI and HADS scales in the diagnosis of depression in general medical practice]. *Zhurnal Nevrologii i Psikhii im. Korsakova = Korsakov Journal of Neurology and Psychiatry*, 2003, no. 5, pp. 11–18. (In Russ.).

3. Kelina M.Yu., Marenova E.V., Meshkova T.A. Neudovletvorennost' telom i vliyanie roditelei i sverstnikov kak faktory riska narusheniya pishchevogo povedeniya sredi devushek

Мешкова Т.А., Митина О.В., Шельгин К.В. и др.
Тест пищевых установок (ЕАТ-26): оценка
психометрических характеристик и факторной
структуры на неклинической выборке 876 студенток
Клиническая и специальная психология
2023. Том 12. № 1. С. 66–103.

Meshkova T.A., Mitina O.V., Shelygin K.V. et al.
The Eating Attitudes Test (EAT-26): Psychometric
Characteristics and Factor Structure in Nonclinical
Sample of 876 Female University Students Clinical
Psychology and Special Education
2023, vol. 12, no. 1, pp. 66–103.

podrozkovogo i yunosheskogo vozrasta [Body dissatisfaction and influence of parents and peers as risk factors for eating disorders among girls of adolescent and young age]. *Psikhologicheskaya nauka i obrazovanie = Psychological Science and Education*, 2011, vol. 16, no 5, pp. 44–51. (In Russ., abstr. in Engl.).

4. Kibitov A.A., Kasyanov E.D., Rukavishnikov G.V. et al. Semeinaya otyagoshchennost' rasstroistvami nastroeniya assotsiirovana s vyrazhennost'yu angedonii i simptomov rasstroistv pishchevogo povedeniya u patsientov s depressiei [Family history of mood disorders is associated with the severity of anhedonia and eating disorders symptoms in patients with depression]. *Sotsial'naya i klinicheskaya psikhatriya = Social and Clinical Psychiatry*, 2022, no. 2, pp. 5–11. URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/semeynaya-otyagoshchennost-rasstroystvami-nastroeniya-assotsiirovana-s-vyrazhennostyu-angedonii-i-simptomov-rasstroystv-pischevogo> (Accessed 11.03.2022). (In Russ. abstr. in Engl.).

5. Meshkova T.A., Nikolaeva N.O. Opyt primeneniya testa pishchevykh attityudov (EAT-26) na vyborke studentok Moskvy [Eating Attitude Test (EAT-26) on a sample of students in Moscow]. *Psikhatriya = Psychiatry (Moscow)*, 2017, no. 73 (01), pp. 34–41. (In Russ., abstr. in Engl.).

6. Mitina O.V. Osnovnye idei i printsipy strukturnogo modelirovaniya [Basic ideas and principles of structural modeling]. In B.S. Bratus', E.E. Sokolova (eds.), *Uchenye zapiski kafedry obshchei psikhologii MGU imeni M.V. Lomonosova = Scientific notes of the Department of General Psychology of Lomonosov Moscow State University*. Moscow: Smysl, 2006. Issue 2, pp. 272–296. (In Russ.).

7. Nikolaeva N.O., Kukina A.A. Neudovletvorennost' svoim telom kak faktor riska narushenii pishchevogo povedeniya [Body dissatisfaction as a risk factor for eating disorders]. «Korreksiya i profilaktika narushenii povedeniya u detei s ogranichennymi vozmozhnostyami zdorov'ya». *Materialy I Vserossiiskoi nauchno-prakticheskoi konferentsii = Proceedings of the First Russian Scientific and Practical Conference «Correction and prevention of behavioral disorders in children with disabilities», October 17–18, 2011*. Moscow, MSUPE, 2011. (In Russ.)

8. Shloido D.E., Grandilevskaya I.V. Individual'no-psikhologicheskie osobennosti studentov s narusheniyami pishchevogo povedeniya [Psychological Features of Students with Disordered Eating Behaviors]. *Peterburgskii psikhologicheskii zhurnal = Peterburgskij psihologičeskij žurnal*, 2020, no. 30, pp. 138–166. (In Russ., abstr. in Engl.).

9. Ahmadi S., Moloodi R., Zarbakhsh M.R. et al. Psychometric properties of the Eating Attitude Test-26 for female Iranian students. *Eating and Weight Disorders*, 2014, vol. 19, pp. 183–189. DOI: 10.1007/s40519-014-0106-7

10. Alhaj O.A., Fekih-Romdhane F., Sweidan D.H. et al. The prevalence and risk factors of screen-based disordered eating among university students: A global systematic review, meta-analysis, and meta-regression. *Eating and Weight Disorders*, 2022, vol. 27, pp. 3215–3243. DOI: 10.1007/s40519-022-01452-0

11. Ambrosi-Randić N., Pokrajac-Bulian A. Psychometric properties of the eating attitudes test and children's eating attitudes test in Croatia. *Eating and Weight Disorders*, 2005, vol. 10, e76–e82. DOI: 10.1007/BF03327495.

Мешкова Т.А., Митина О.В., Шельгин К.В. и др.
Тест пищевых установок (EAT-26): оценка
психометрических характеристик и факторной
структуры на неклинической выборке 876 студенток
Клиническая и специальная психология
2023. Том 12. № 1. С. 66–103.

Meshkova T.A., Mitina O.V., Shelygin K.V. et al.
The Eating Attitudes Test (EAT-26): Psychometric
Characteristics and Factor Structure in Nonclinical
Sample of 876 Female University Students Clinical
Psychology and Special Education
2023, vol. 12, no. 1, pp. 66–103.

12. Avalos L., Tylka T.L., Wood-Barcalow N. The Body Appreciation Scale: Development and psychometric evaluation. *Body Image*, 2005, vol. 2, pp. 285–297. DOI: 10.1016/j.bodyim.2005.06.002
13. Ayala C.O., Scarpattoo C., Garizábalo-Davila C.M. et al. Assessing eating disorder symptoms in low and middle-income countries: A systematic review of psychometric studies of commonly used instruments. *Journal of Eating Disorders*, 2022, vol. 10, article 124. DOI: 10.1186/s40337-022-00649-z
14. Azzeh M., Peachey G., Loney T. Prevalence of high-risk disordered eating amongst adolescents and young adults in the Middle East: A scoping review. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2022, vol. 19, article 5234. DOI: 10.3390/ijerph19095234
15. Doninger G., Enders C., Burnett K. Validity evidence for Eating Attitudes Test scores in a sample of female college athletes. *Measurement in Physical Education and Exercise Science*, 2005, vol. 9, no. 1, pp. 35–49. DOI: 10.1207/s15327841mpee0901_3
16. Douka A., Grammatopoulou E., Skordilis E. et al. Factor analysis and cut-off score of the 26-item eating attitudes test in a Greek sample. *Journal Biology of Exercise*, 2009, vol. 5, no. 1, pp. 51–67. DOI: 10.4127/jbe.2009.0025
17. Elran-Barak R., Goldschmidt A.B. Differences in severity of eating disorder symptoms between adults with depression and adults with anxiety. *Eating and Weight Disorders*, 2021, vol. 26, pp. 1409–1416. DOI: 10.1007/s40519-020-00947-y
18. Ernst M., Werner A.M., Tibubos A.N. et al. Gender-dependent associations of anxiety and depression symptoms with eating disorder psychopathology in a representative population sample. *Frontiers in Psychiatry*, 2021, vol. 12, article 645654. DOI: 10.3389/fpsy.2021.645654
19. Fekih-Romdhane F., Daher-Nashif S., Alhuwailah A.H. et al. The prevalence of feeding and eating disorders symptomology in medical students: An updated systematic review, meta-analysis, and meta-regression. *Eating and Weight Disorders*, 2022, vol. 27, no. 6, pp. 1991–2010. DOI: 10.1007/s40519-021-01351-w
20. Fekih-Romdhane F., Obeid S., Malaeb D. et al. Validation of a shortened version of the Eating Attitude Test (EAT-7) in the Arabic language. *Journal of Eating Disorders*, 2022, vol. 10, article 127. DOI: 10.1186/s40337-022-00651-5
21. Fornell C., Larcker D.F. Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 1981, vol. 18, no. 1, pp. 39–50. DOI: 10.1177/002224378101800104
22. Garfinkel P., Newman A. The eating attitudes test: Twenty-five years later. *Eating and Weight Disorders*, 2001, vol. 6, no. 1, pp. 1–21. DOI: 10.1007/BF03339747
23. Garner D.M., Garfinkel P.E. The eating attitudes test: An index of the symptoms of anorexia nervosa. *Psychological Medicine*, 1979, vol. 9, no. 2, pp. 273–279. DOI: 10.1017/S0033291700030762

Мешкова Т.А., Митина О.В., Шелыгин К.В. и др.
Тест пищевых установок (ЕАТ-26): оценка
психометрических характеристик и факторной
структуры на неклинической выборке 876 студенток
Клиническая и специальная психология
2023. Том 12. № 1. С. 66–103.

Meshkova T.A., Mitina O.V., Shelygin K.V. et al.
The Eating Attitudes Test (EAT-26): Psychometric
Characteristics and Factor Structure in Nonclinical
Sample of 876 Female University Students Clinical
Psychology and Special Education
2023, vol. 12, no. 1, pp. 66–103.

24. Garner D.M., Olmsted M., Bohr Y. et al. The Eating Attitude Test: Psychometric features and clinical correlates, *Psychological Medicine*, 1982, vol. 12, no. 4, pp. 871–878. DOI: 10.1017/S0033291700049163
25. Gleaves D.H., Pearson C.A., Ambwani S. et al. Measuring eating disorder attitudes and behaviors: a reliability generalization study. *Journal of Eating Disorders*, 2014, vol. 2, article 6. DOI: 10.1186/2050-2974-2-6
26. Goldschmidt A.B., Wall M.M., Loth K.A. et al. Risk factors for disordered eating in overweight adolescents and young adults. *Journal of Pediatric Psychology*, 2015, vol. 40, no. 10, pp. 1048–1055. DOI: 10.1093/jpepsy/jsv053
27. Gorrasi I.S.R., Ferraris C., Degan R. et al. Use of online and paper-and-pencil questionnaires to assess the distribution of orthorexia nervosa, muscle dysmorphia and eating disorders among university students: Can different approaches lead to different results? *Eating and Weight Disorders*, 2022, vol. 27, pp. 989–999. DOI:10.1007/s40519-021-01231-3
28. Hoteit M., Mohsen H., Bookari K. et al. Prevalence, correlates, and gender disparities related to eating disordered behaviors among health science students and healthcare practitioners in Lebanon: Findings of a national cross sectional study. *Frontiers in Nutrition*, 2022, vol. 9, article 956310. DOI: 10.3389/fnut.2022.956310
29. Jahrami H., Saif Z., Faris M.A. et al. The relationship between risk of eating disorders, age, gender and body mass index in medical students: A meta-regression. *Eating and Weight Disorders*, 2019, vol. 24, pp. 169–177. DOI: 10.1007/s40519-018-0618-7
30. Jacobi C., Hayward C., de Zwaan M. et al. Coming to terms with risk factors for eating disorders: Application of risk terminology and suggestions for a general taxonomy. *Psychological Bulletin*, 2004, vol. 130, pp. 19–65. DOI: 10.1037/0033-2909.130.1.19
31. Kang Q., Chan R.C.K., Li X. et al. Psychometric properties of the Chinese version of the eating attitudes test in young female patients with eating disorders in Mainland China. *European Eating Disorders Review*, 2017, vol. 25, no. 6, pp. 613–617. DOI: 10.1002/erv.2560
32. Khaled S.M., Kimmel L., Le Trung K. Assessing the factor structure and measurement invariance of the eating attitude test (EAT-26) across language and BMI in young Arab women. *Journal of Eating Disorders*, 2018, vol. 6, article 14. DOI: 10.1186/s40337-018-0199-x
33. Koslowsky M., Scheinberg Z., Bleich A. et al. The factor structure and criterion validity of the short form of the Eating Attitudes Test. *Journal of Personality Assessment*, 1992, vol. 58, no. 1, pp. 27–35. DOI: 10.1207/s15327752jpa5801_3
34. Maïano C., Morin A.J.S., Lanfranchi M.C. et al. The Eating Attitudes Test-26 Revisited using exploratory structural equation modeling. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 2013, vol. 41, pp. 775–788. DOI: 10.1007/s10802-013-9718-z
35. Matusik A., Grajek M., Szlacheta P. et al. Comparison of the prevalence of eating disorders among dietetics students and students of other fields of study at selected

Мешкова Т.А., Митина О.В., Шельгин К.В. и др.
Тест пищевых установок (ЕАТ-26): оценка
психометрических характеристик и факторной
структуры на неклинической выборке 876 студенток
Клиническая и специальная психология
2023. Том 12. № 1. С. 66–103.

Meshkova T.A., Mitina O.V., Shelygin K.V. et al.
The Eating Attitudes Test (EAT-26): Psychometric
Characteristics and Factor Structure in Nonclinical
Sample of 876 Female University Students Clinical
Psychology and Special Education
2023, vol. 12, no. 1, pp. 66–103.

universities (Silesia, Poland). *Nutrients*, 2022, vol. 14, article 3210. DOI: 10.3390/nu14153210

36. Mazzeo S.E., Bulik C.M. Environmental and genetic risk factors for eating disorders: What the clinician needs to know. *Child and Adolescent Psychiatric Clinics of North America*, 2009, vol. 18, pp. 67–82. DOI: 10.1016/j.chc.2008.07.003

37. McCabe M., Alcaraz-Ibanez M., Markey C. et al. A longitudinal evaluation of a biopsychosocial model predicting BMI and disordered eating among young adults. *Australian Psychologist*, 2023. DOI: 10.1080/00050067.2023.2181686

38. McEnery F., Fitzgerald A., McNicholas F. et al. Fit for purpose, psychometric assessment of the Eating attitudes test-26 in an Irish adolescent sample. *Eating Behaviors*, 2016, vol. 23, pp. 52–57. DOI: 10.1016/j.eatbeh.2016.07.006

39. McLean C.P., Kulkarni J., Sharp G. The 26-Item Eating Attitudes Test (EAT-26): psychometric properties and factor structure in vegetarians and vegans. *Nutrients*, 2023, vol. 15, no. 2, p. 297. DOI: 10.3390/nu15020297

40. Nasser M. The EAT speaks many languages: Review of the use of the EAT in eating disorders research. *Eating and Weight Disorders*, 1997, vol. 2, pp. 174–181. DOI: 10.1007/BF03339972

41. Ocker L.B., Lam E.T.C., Jensen B.E. et al. Psychometric Properties of the Eating Attitudes Test. *Measurement in Physical Education and Exercise Science*, 2007, vol. 11, no. 1, pp. 25–48. DOI: 10.1080/10913670709337010

42. Orbitello B., Ciano R., Corsaro M. et al. The EAT-26 as screening instrument for clinical nutrition unit attenders. *International Journal of Obesity*, 2006, vol. 30, no. 6, pp. 977–981. DOI: 10.1038/sj.ijo.0803238

43. Oshio A., Meshkova T. Eating disorders, body image, and dichotomous thinking among Japanese and Russian college women. *Health*, 2012, vol. 4, no. 7, pp. 392–399. DOI: 10.4236/health.2012.47062

44. Papini N., Jung M., Cook A. et al. Psychometric properties of the 26-item eating attitudes test (EAT-26): An application of rasch analysis. *Journal of Eating Disorders*, 2022, vol. 10, article 62. DOI: 10.1186/s40337-022-00580-3

45. Park J., Beaudet M.P. Eating attitudes and their correlates among Canadian women concerned about their weight. *European Eating Disorders Review*, 2007, vol. 15, no. 4, pp. 311–320. DOI: 10.1002/erv.741

46. Pereira A.T., Maia B., Bos S. et al. The Portuguese short form of the Eating Attitudes Test-40. *European Eating Disorders Review*, 2008, vol. 16, pp. 319–325. DOI: 10.1002/erv.846

47. Piran N. New possibilities in the prevention of eating disorders: The introduction of positive body image measures. *Body Image*, 2015, vol. 14, pp. 146–157. DOI: 10.1016/j.bodyim.2015.03.008

Мешкова Т.А., Митина О.В., Шельгин К.В. и др.
Тест пищевых установок (EAT-26): оценка
психометрических характеристик и факторной
структуры на неклинической выборке 876 студентов
Клиническая и специальная психология
2023. Том 12. № 1. С. 66–103.

Meshkova T.A., Mitina O.V., Shelygin K.V. et al.
The Eating Attitudes Test (EAT-26): Psychometric
Characteristics and Factor Structure in Nonclinical
Sample of 876 Female University Students Clinical
Psychology and Special Education
2023, vol. 12, no. 1, pp. 66–103.

48. Puccio F., Fuller-Tyszkiewicz M., Youssef G. et al. Longitudinal Bi-directional Effects of Disordered Eating, Depression and Anxiety. *European Eating Disorder Review*, 2017, vol. 25, no. 5. pp. 351–358. DOI: 10.1002/erv.2525

49. Richter F., Strauss B., Braehler E. et al. Psychometric properties of a short version of the Eating Attitudes Test (EAT-8) in a German representative sample. *Eating Behaviors*, 2016, vol. 21, pp. 198–204. DOI: 10.1016/j.eatbeh.2016.03.006

50. Rivas T., Bersabé R., Jiménez M. et al. The Eating Attitudes Test (EAT-26): Reliability and validity in Spanish female samples. *The Spanish Journal of Psychology*, 2010, vol. 13, no. 2, pp. 1044–1056. DOI: 10.1017/s1138741600002687

51. Rogoza R., Brytek-Matera A., Garner D.M. Analysis of the EAT-26 in a non-clinical sample. *Archives of Psychiatry and Psychotherapy*, 2016, vol. 18, no. 2, pp. 54–58. DOI: 10.12740/APP/63647

52. Rukavishnikov G.V., Verbitskaya E.V., Vekovischeva O.Yu. et al. The association of obesity with eating disorders risk: Online survey of a large cohort of Russian speaking individuals seeking medical weight correction assistance. *Journal of Eating Disorders*, 2021, vol. 9, article 100. DOI: 10.1186/s40337-021-00456-y

53. Sander J., Moessner M., Bauer S. Depression, anxiety and eating disorder-related impairment: moderators in female adolescents and young adults. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2021, vol. 18, article 2779. DOI: 10.3390/ijerph18052779

54. Sidor A., Baba C.O., Marton-Vasarhelyi E. et al. Gender differences in the magnitude of the associations between eating disorders symptoms and depression and anxiety symptoms. Results from a community sample of adolescents. *Journal of Mental Health*, 2015, vol. 24, no. 5, pp. 294–298. DOI: 10.3109/09638237.2015.1022250

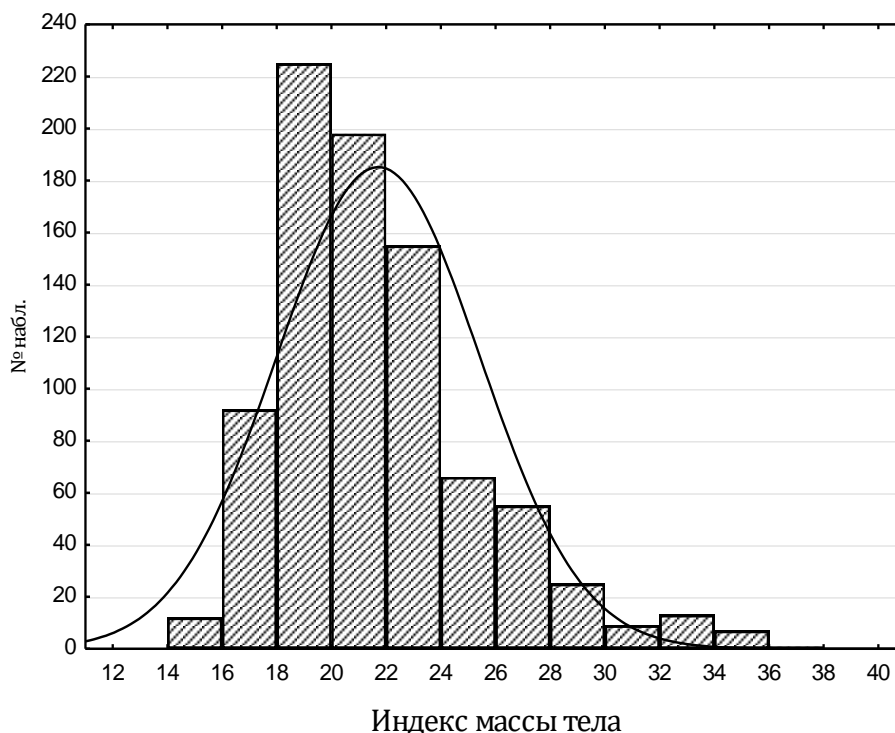
55. Spivak-Lavi Z., Peleg O., Tzischinsky O. et al. Differences in the factor structure of the Eating attitude test-26 (EAT-26) in different cultures in Israel: Jews, Muslims, and Christians. *Nutrients*, 2021, vol. 13, article 1899. DOI: 10.3390/nu13061899

56. Tsekoura E., Kostopoulou E., Fouzas S. et al. The association between obesity and the risk for development of eating disorders – A large-scale epidemiological study. *European Review for Medical and Pharmacological Sciences*, 2021, vol. 25, pp. 6051–6056. DOI: 10.26355/eurrev_202110_26883

57. Zigmond A.S., Snaith R.P. The hospital anxiety and depression scale. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 1983, vol. 67, pp. 361–370. DOI: 10.1111/j.1600-0447.1983.tb09716.x

ПРИЛОЖЕНИЕ 1

Частотное распределение по ИМТ (вся выборка)



ПРИЛОЖЕНИЕ 2

Распределения по категориям ИМТ (в абсолютном и процентном выражении)

	Дефицит массы тела ИМТ менее 16	Недостаточная масса тела ИМТ от 16 до 18,49	Нормальная масса тела ИМТ от 18,50 до 24,99	Избыточная масса тела ИМТ от 25 до 30	Ожирение ИМТ более 30
	1	2	3	4	5
Архангельск	2 (0,72%)	45 (16,19%)	179 (64,39%)	43 (15,47%)	9 (3,24%)
Рязань	6 (1,18%)	53 (15,63%)	222 (65,49%)	43 (12,68%)	15 (4,42%)
Москва	4 (1,67%)	44 (18,41%)	167 (69,87%)	18 (7,53%)	6 (2,51%)
Вся выборка	12 (1,40%)	142 (16,59%)	568 (66,36%)	104 (12,15%)	30 (3,50%)

ПРИЛОЖЕНИЕ 3

**Описательные статистики ответов на пункты Теста пищевых установок (ЕАТ-26)
(вся выборка)**

		М	SD	Sk	Ku
1	Я очень боюсь набрать лишний вес	1,01	1,20	0,66	-1,20
2	Я избегаю есть, когда я голоден(на)	0,09	0,39	5,03	28,08
3	Мне кажется, что я озабочен(а) мыслями о еде	0,35	0,80	2,34	4,39
4	Я объедаюсь и чувствую, что не могу вовремя остановиться	0,32	0,72	2,39	5,02
5	Я нарезаю мою еду на маленькие кусочки	0,33	0,73	2,23	4,01
6	Я интересуюсь содержанием калорий в потребляемой мной пище	0,48	0,92	1,77	1,75
7	Я стараюсь не употреблять еду с высоким содержанием углеводов (хлеб, рис, картофель и т.д.)	0,27	0,71	2,67	6,20
8	Мне кажется, что другие хотели бы, чтобы я ел(а) больше	0,45	0,91	1,89	2,24
9	Я вызываю у себя рвоту после еды	0,02	0,18	13,23	188,86
10	После еды я чувствую себя ужасно виноватым(ой)	0,20	0,61	3,36	11,00
11	Я озабочен(а) стремлением похудеть	0,56	0,97	1,56	1,07
12	Я думаю о сжигании калорий, когда занимаюсь спортом	0,86	1,13	0,89	-0,76
13	Окружающие люди считают, что я слишком худой(ая)	0,34	0,81	2,27	3,83
14	Меня сильно волнует, что я такой (ая) толстый (ая)	0,62	1,01	1,40	0,51
15	Я дольше, чем другие, ем свою порцию	0,46	0,88	1,80	1,98
16	Я избегаю продукты с высоким содержанием сахара	0,35	0,77	2,14	3,45
17	Я ем диетические продукты	0,25	0,59	2,59	6,64
18	Я чувствую, что еда контролирует мою жизнь	0,26	0,69	2,74	6,70
19	С помощью еды я демонстрирую умение контролировать себя	0,13	0,48	4,14	17,53
20	Я чувствую, что окружающие заставляют меня есть	0,20	0,63	3,25	9,92
21	Я слишком много времени уделяю еде или думаю о ней	0,28	0,71	2,68	6,47
22	Я чувствую себя некомфортно после того, как поем сладкое	0,30	0,74	2,62	5,99
23	Я увлечен(а) диетическим питанием	0,21	0,62	3,09	9,06
24	Я люблю, когда мой желудок пуст	0,25	0,68	2,84	7,21
25	Я чувствую позывы к рвоте после еды	0,07	0,35	6,26	42,62
26	Мне нравится пробовать новую высококалорийную пищу	1,10	0,94	0,43	-0,77
	Суммарный балл	9,69	9,09	1,62	2,87

Примечания: М — среднее значение, SD — стандартное отклонение, Sk — асимметрия, Ku — эксцесс. Жирным шрифтом выделены пункты, в оценках ответов на которые наблюдаются высокие асимметрия и эксцесс.

Ключи: ответы «Всегда», «Обычно» и «Часто» оцениваются, соответственно, баллами 3, 2 и 1; ответам «Иногда», «Редко» и «Никогда» приписывается 0 баллов. Пункт 26 оценивается в обратном порядке.

Мешкова Т.А., Митина О.В., Шелыгин К.В. и др.
Тест пищевых установок (ЕАТ-26): оценка
психометрических характеристик и факторной
структуры на неклинической выборке 876 студенток
Клиническая и специальная психология
2023. Том 12. № 1. С. 66–103.

Meshkova T.A., Mitina O.V., Shelygin K.V. et al.
The Eating Attitudes Test (EAT-26): Psychometric
Characteristics and Factor Structure in Nonclinical
Sample of 876 Female University Students Clinical
Psychology and Special Education
2023, vol. 12, no. 1, pp. 66–103.

ПРИЛОЖЕНИЕ 4

**Описательные статистики ответов на пункты Теста пищевых установок (ЕАТ-26)
в выборках Архангельска, Рязани и Москвы**

№ пункта	Средние значения			Стандартные отклонения			Асимметрия			Экссесс		
	Арх	Ряз	Мос	Арх	Ряз	Мос	Арх	Ряз	Мос	Арх	Ряз	Мос
1	1,15	0,98	0,89	1,25	1,21	1,12	0,48	0,70	0,82	-1,44	-1,19	-0,85
2	0,09	0,09	0,09	0,38	0,38	0,42	5,06	4,61	5,46	29,86	22,73	32,08
3	0,40	0,34	0,32	0,81	0,81	0,79	2,06	2,45	2,56	3,27	4,90	5,43
4	0,35	0,31	0,30	0,73	0,74	0,71	2,28	2,45	2,45	4,75	5,21	5,33
5	0,34	0,32	0,33	0,74	0,74	0,72	2,20	2,32	2,14	3,95	4,46	3,59
6	0,57	0,38	0,52	0,97	0,84	0,96	1,55	2,17	1,59	1,03	3,49	1,02
7	0,35	0,21	0,28	0,79	0,64	0,70	2,30	3,19	2,56	4,22	9,52	5,59
8	0,40	0,48	0,48	0,82	0,98	0,89	2,03	1,82	1,82	2,99	1,74	2,21
9	0,01	0,02	0,01	0,19	0,23	0,09	14,82	10,67	11,00	229,66	119,69	119,97
10	0,22	0,23	0,13	0,65	0,64	0,48	3,17	3,09	4,27	9,55	9,16	18,79
11	0,60	0,56	0,50	1,00	0,97	0,92	1,47	1,56	1,71	0,75	1,06	1,61
12	0,92	0,87	0,79	1,14	1,16	1,07	0,80	0,90	0,99	-0,89	-0,81	-0,49
13	0,29	0,38	0,36	0,75	0,86	0,82	2,59	2,13	2,17	5,55	3,15	3,43
14	0,64	0,64	0,56	1,03	1,03	0,97	1,38	1,34	1,54	0,43	0,34	0,97
15	0,48	0,43	0,48	0,90	0,87	0,89	1,75	1,93	1,70	1,84	2,46	1,65
16	0,46	0,30	0,31	0,90	0,72	0,68	1,79	2,41	2,18	1,86	4,80	3,73
17	0,31	0,19	0,27	0,62	0,55	0,59	2,17	3,22	2,43	4,73	10,14	5,98
18	0,32	0,25	0,22	0,73	0,70	0,63	2,33	2,87	3,19	4,50	7,33	9,84
19	0,09	0,16	0,13	0,38	0,56	0,48	4,65	3,76	4,07	23,70	13,95	16,76
20	0,11	0,29	0,19	0,45	0,77	0,55	4,16	2,71	3,17	16,77	6,09	10,17
21	0,33	0,24	0,29	0,76	0,66	0,71	2,43	3,01	2,62	5,06	8,59	6,12
22	0,36	0,28	0,24	0,84	0,73	0,60	2,37	2,64	2,81	4,38	6,03	7,85
23	0,25	0,20	0,20	0,64	0,64	0,57	2,69	3,40	3,12	6,67	10,86	9,49
24	0,28	0,22	0,25	0,74	0,65	0,64	2,74	2,97	2,75	6,47	7,93	7,13
25	0,04	0,09	0,06	0,27	0,44	0,27	8,05	5,38	5,07	71,23	29,89	27,60
26	1,05	1,17	1,06	0,90	0,98	0,93	0,52	0,31	0,50	-0,51	-0,99	-0,65
Сумм. балл	10,40	9,62	8,93	9,80	8,97	8,30	1,44	1,62	1,90	1,67	3,34	4,40

Примечание: Арх — респондентки из Архангельска, Ряз — из Рязани, Мос — из Москвы. Сумм. балл — суммарный балл по шкале.

Мешкова Т.А., Митина О.В., Шельгун К.В. и др.
Тест пищевых установок (EAT-26): оценка психометрических характеристик и факторной структуры на неклинической выборке 876 студенток
Клиническая и специальная психология
2023. Том 12. № 1. С. 66–103.

Meshkova T.A., Mitina O.V., Shelygin K.V. et al.
The Eating Attitudes Test (EAT-26): Psychometric Characteristics and Factor Structure in Nonclinical Sample of 876 Female University Students
Clinical Psychology and Special Education
2023, vol. 12, no. 1, pp. 66–103.

ПРИЛОЖЕНИЕ 5

Проверка внутренней конвергентной и дискриминантной валидности EAT-15 с помощью показателей AVE и CR

	Увлечение диетами	Озабоченность едой	Стремление похудеть	Принуждение к еде	Булимия
AVE	0,555	0,576	0,584	0,546	0,516
CR	0,786	0,843	0,847	0,707	0,674
\sqrt{AVE}	0,745	0,759	0,764	0,739	0,718

ПРИЛОЖЕНИЕ 6

Корреляции между факторами, полученными в результате конфирматорного факторного анализа

	Озабоченность едой	Стремление похудеть	Принуждение к еде	Булимия
Увлечение диетами	0,260	0,516	0,067	0,161
Озабоченность едой		0,594	0,071	0,210
Стремление похудеть			0,000	0,228
Принуждение к еде				0,227

Информация об авторах

Мешкова Татьяна Александровна, кандидат психологических наук, старший научный сотрудник, заведующая кафедрой дифференциальной психологии и психофизиологии, Московский государственный психолого-педагогический университет (ФГБОУ ВО МГППУ), г. Москва, Российская Федерация, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-6018-5006>, e-mail: meshkovata@mgppu.ru

Митина Ольга Валентиновна, кандидат психологических наук, доцент, ведущий научный сотрудник лаборатории психологии общения, факультет психологии, Московский государственный университет имени М.В. Ломоносова (ФГБОУ ВО МГУ им. М.В. Ломоносова), г. Москва, Российская Федерация, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2237-4404>, e-mail: omitina@inbox.ru

Шельгун Кирилл Валерьевич, доктор медицинских наук, профессор кафедры психиатрии и клинической психологии, Северный государственный медицинский университет (ФГБОУ ВО СГМУ), г. Архангельск, Российская Федерация, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4827-2369>, e-mail: shellugin@yandex.ru

Александрова Роза Валерьевна, психолог, научно-образовательный центр практической психологии и психологической службы, Рязанский государственный университет имени С.А. Есенина (ФГБОУ ВО

Мешкова Т.А., Митина О.В., Шельгин К.В. и др.
Тест пищевых установок (ЕАТ-26): оценка
психометрических характеристик и факторной
структуры на неклинической выборке 876 студенток
Клиническая и специальная психология
2023. Том 12. № 1. С. 66–103.

Meshkova T.A., Mitina O.V., Shelygin K.V. et al.
The Eating Attitudes Test (EAT-26): Psychometric
Characteristics and Factor Structure in Nonclinical
Sample of 876 Female University Students Clinical
Psychology and Special Education
2023, vol. 12, no. 1, pp. 66–103.

РГУ имени С.А. Есенина), г. Рязань, Российская Федерация, ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4963-041X>, e-mail: rozinca@mail.ru

Николаева Наталия Олеговна, доцент кафедры дифференциальной психологии и психофизиологии, Московский государственный психолого-педагогический университет (ФГБОУ ВО МГППУ), г. Москва, Российская Федерация, ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-1511-9656>, e-mail: sp_natalia@mail.ru

Information about the authors

Tatiana A. Meshkova, PhD in Psychology, Head of the Department of Differential Psychology and Psychophysiology, Moscow State University of Psychology & Education, Moscow, Russia, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-6018-5006>, e-mail: meshkovata@mgppu.ru

Olga V. Mitina, PhD in Psychology, Leading Researcher of the Laboratory of Communication Psychology, Faculty of Psychology, Lomonosov Moscow State University, Moscow, Russia, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2237-4404>, e-mail: omitina@inbox.ru

Kirill V. Shelygin, Doctor of Medicine, Associate Professor, Department of Psychiatry and Clinical Psychology, Northern State Medical University, Arkhangelsk, Russia, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4827-2369>, e-mail: shellugin@yandex.ru

Roza V. Aleksandrova, Psychologist, Research Educational Center of Applied Psychology and Psychological Services of S. Yesenin Ryazan State University, Ryazan, Russia, ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4963-041X>, e-mail: rozinca@mail.ru

Natalia O. Nikolaeva, Associate Professor of the Department of Differential Psychology and Psychophysiology, Moscow State University of Psychology & Education, Moscow, Russia, ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-1511-9656>, e-mail: sp_natalia@mail.ru

Получена: 09.11.2022

Received: 09.11.2022

Принята в печать: 13.03.2023

Accepted: 13.03.2023