

В. В. Огоренко, В. О. Кокашинський, А. В. Шорніков, Ю. В. Лященко, К. Д. Шипуліна

ШКАЛА ПОРУШЕНЬ ОБРАЗУ ТІЛА (BIDS-10): РОЗРОБЛЕННЯ ТА ПСИХОМЕТРИЧНА ВАЛІДАЦІЯ У КЛІНІЧНІЙ ПСИХІАТРИЧНІЙ ВИБІРЦІ

V. V. Ogorenko, V. O. Kokashynskiy, A. V. Shornikov, Yu. V. Liashchenko, K. D. Shypulina

BODY IMAGE DISTURBANCE SCALE (BIDS-10): DEVELOPMENT AND PSYCHOMETRIC VALIDATION IN A CLINICAL PSYCHIATRIC SAMPLE

Ключові слова: образ тіла, розлади харчової поведінки, психометрична валідація, психодіагностика, депресія, тривога

Key words: body image, eating disorders, psychometric validation, psychodiagnostics, depression, anxiety

Порушення образу тіла розглядають як один із провідних психопатологічних механізмів розладів харчової поведінки, однак наявні опитувальники здебільшого оцінюють лише окремі складники тілесного досвіду.

Метою дослідження було розробити та психометрично валідизувати короткий інструмент для комплексної оцінки порушень образу тіла у клінічній психіатричній вибірці. У перехресному дослідженні взяли участь 78 дорослих респондентів, поділених на групи: з наявністю розладів харчової поведінки ($n = 31$) та без них ($n = 47$). Було створено шкалу BIDS-10 (10 пунктів, 4-бальна шкала Лайкерта). Оцінювали надійність, структурну, конвергентну, дискримінантну, критеріальну та прогностичну валідність із застосуванням факторного аналізу, коефіцієнтів α -Кронбаха (Cronbach's α) і ω МакДональда (McDonald's ω), кореляцій Спірмена, критерію Манна — Уїтні та логістичної регресії. Для оцінювання афективної симптоматики використовували опитувальники PHQ-9 та GAD-7.

Шкала BIDS-10 продемонструвала високу внутрішню узгодженість ($\alpha = 0,92$; $\omega = 0,92$) та одновимірну факторну структуру, що пояснювала 55,5 % дисперсії. Виявлено позитивні кореляції із депресивною ($r_s = 0,616$) та тривожною симптоматикою ($r_s = 0,326$). Особи з розладами харчової поведінки мали статистично значуще вищі показники за шкалою ($p < 0,001$; $r = 0,64$). Підвищення сумарного балу збільшувало ймовірність наявності розладу харчової поведінки ($OR = 1,27$), а ROC-аналіз показав високу дискримінантну здатність інструмента ($AUC = 0,88$).

Body image disturbance is considered one of the key psychopathological mechanisms of eating disorders, while existing questionnaires often assess only separate aspects of bodily experience. The aim of the study was to develop and psychometrically validate a brief instrument for comprehensive assessment of body image disturbance in a clinical psychiatric sample. A cross-sectional study included 78 adults divided into groups: with eating disorders ($n = 31$) and without them ($n = 47$). The BIDS-10 scale (10 items, 4-point Likert scale) was developed. Reliability and structural, convergent, discriminant, criterion, and predictive validity were evaluated using factor analysis, Cronbach's α , McDonald's ω , Spearman correlations, Mann-Whitney test, and logistic regression. Depressive and anxiety symptoms were assessed with the PHQ-9 and GAD-7 questionnaires. The BIDS-10 demonstrated high internal consistency ($\alpha = 0.92$; $\omega = 0.92$) and a one-factor structure explaining 55.5 % of variance. Positive correlations were found with depression ($r_s = 0.616$) and anxiety ($r_s = 0.326$). Participants with eating disorders had significantly higher scores ($p < 0.001$; $r \approx 0.64$). Higher total scores increased the odds of eating disorders ($OR = 1.27$), and ROC analysis showed high discriminative ability ($AUC = 0.88$).

Образ тіла є складним багатовимірним психологічним поняттям, що формується на перетині перцептивних, когнітивних, афективних і поведінкових процесів та відіграє суттєву роль у психічному здоров'ї, самосприйнятті й соціальному функціонуванні особистості. У сучасних концепціях образ тіла розглядають не лише як уявлення про зовнішній вигляд, а як інтегрований тілесний досвід, що охоплює сприйняття форми й розміру тіла, систему переконань і оцінок щодо нього, емоційні реакції, а також поведінкові стратегії, пов'язані з тілом [1; 2].

Порушення сприйняття образу тіла визнають одним із центральних механізмів формування та підтримання розладів харчової поведінки (РХП) і пов'язують з тяжкістю симптоматики, хронізацією перебігу, зниженням якості життя та меншою ефективністю терапевтичних втручань [3]. Водночас сучасні емпіричні дані свідчать, що тілесний досвід у пацієн-

тів з РХП не обмежується незадоволеністю зовнішністю, а включає спотворення сприйняття тіла, надцінні когнітивні схеми, афективні стани сорому, відрази або тривоги, а також поведінкові патерни уникання, тілесних перевірок і компульсивного контролю [4].

У зв'язку з цим дедалі більшу увагу привертає питання саме сприйняття образу тіла як окремого об'єкта психодіагностичного вимірювання. На відміну від загальних оцінок задоволеності або незадоволеності тілом, комплексне оцінювання сприйняття образу тіла дає змогу виявити специфічні порушення тілесного досвіду, які мають самостійну клінічну значущість і можуть бути мішенями психотерапевтичного впливу. Це особливо важливо в умовах хронічного стресу та травматизації, коли тілесне сприйняття може змінюватися під впливом тривалої небезпеки, втрат і порушення базового відчуття безпеки [4—6].

Сучасні психометричні дослідження образу тіла стикаються з низкою методологічних викликів, серед яких ключовими є концептуальна неодно-

значність поняття, обмежена порівнюваність результатів між різними групами та недостатня чутливість інструментів до змін у процесі лікування [4].

Значна частина наявних опитувальників образу тіла зосереджена на окремих підшкалах, унаслідок цього такі інструменти мають обмежену придатність для комплексного клінічного оцінювання порушень сприйняття образу тіла, зокрема у пацієнтів з РХП, що підсилює потребу у створенні нових, психометрично надійних інструментів [6].

Однак, незважаючи на наявність багатьох шкал, у сучасній літературі підкреслюється суттєва гетерогенність методів вимірювання порушень сприйняття образу тіла та відсутність узгодженого стандарту оцінювання: різні інструменти фіксують різні частини поняття, що утруднює інтеграцію результатів і формування порівнюваних доказів. Одночасно клінічна практика РХП часто спирається на інструменти оцінки психопатології, пов'язаної з розладами харчової поведінки, які корисні для скринінгу симптомів, однак не забезпечують спеціалізованої багатовимірної оцінки образу тіла як складного психічного феномена [5; 7].

У зв'язку з цим стає актуальним питання розроблення нового опитувальника сприйняття образу тіла, орієнтованого на комплексну оцінку порушень тілесного досвіду.

Метою дослідження було розробити психометрично обґрунтований опитувальник для комплексної оцінки порушень сприйняття образу тіла у осіб із розладами харчової поведінки.

Відповідно до мети, ми розробили новий психодіагностичний інструмент «Шкала порушень образу тіла (BIDS-10)» (додаток). Опитувальник BIDS-10 складається з 10 пунктів, кожний з яких оцінюють за 4-бальною шкалою Лайкерта від 0 (ніколи) до 3 (майже завжди), яка є достатньо надійною і дає змогу максимально запобігти нейтральних відповідей. Сумарний бал використовували як інтегральний показник вираженості порушень образу тіла; вищі значення вказували на більш виражені порушення.

Дослідження проводили з дотриманням принципів Гельсінської декларації. Усі учасники надали інформовану згоду на участь у дослідженні, а дані використовували в узагальненому вигляді з дотриманням конфіденційності.

Дослідження мало перехресний дизайн та було спрямоване на психометричне оцінення опитувальника порушень образу тіла. Аналіз включав оцінювання надійності, структурної, конвергентної, дискримінантної, критеріальної та прогностичної валідності інструмента. До вибірки були включені дорослі респонденти, які повністю заповнили анкетний пакет. У дослідженні взяли участь 78 осіб, з яких 68 осіб жіночої статі, 7 — чоловічої та 3 особи не визначились щодо власної статі. Відповідно до клінічних характеристик, учасники були поділені на дві групи залежно від наявності розладів харчової поведінки: без РХП ($n = 47$) та з РХП ($n = 31$). Опитувальник образу тіла складався з 10 пунктів, що оцінювали різні аспекти суб'єктивного сприйняття та пере-

живання власного тіла. Для оцінювання депресивної симптоматики використовували скринінговий опитувальник Patient Health Questionnaire-9 (PHQ-9) [8]. Значення ≥ 10 балів розглядали як поріг клінічно значущої депресії. Тривожну симптоматику оцінювали за допомогою опитувальника Generalized Anxiety Disorder-7 (GAD-7) [9]. Значення ≥ 10 балів інтерпретували як клінічно значущу тривогу. Також збирали дані щодо віку, статі, зросту та маси тіла. Індекс маси тіла (ІМТ) обчислювали за стандартною формулою.

Статистичне оброблення даних проводили з використанням програм PSPP та STATISTICA 6.1. Описові статистики наводили у вигляді медіан і міжквартильного розмаху. Структурну валідність опитувальника оцінювали проведенням експлораторного факторного аналізу методом головних осей (Principal Axis Factoring) без ротації. Придатність даних для факторного аналізу перевіряли за допомогою показника Кайзер — Мейер — Олкін (Kaiser–Meyer–Olkin, КМО) та критерію сферичності Бартлетта. Для інтерпретації враховували факторні навантаження та значення спільностей (communalities).

Внутрішню узгодженість шкали оцінювали за допомогою α -Кронбаха, коефіцієнта МакДональда ω , а також методу розщеплення шкали (split-half reliability та Guttman split-half). Додатково проводили аналіз пунктів із обчисленням кореляцій «пункт — загальний бал» та оціненням зміни α у разі видалення пункту. За точку відсічі коефіцієнта α -Кронбаха брали величину $\geq 0,70$, за прийнятний діапазон середніх коефіцієнтів кореляції між пунктами — від 0,20 до 0,40.

Конвергентну валідність оцінювали за допомогою аналізу кореляцій Спірмена між сумарним балом за опитувальником образу тіла та показниками депресивної (PHQ-9) і тривожної (GAD-7) симптоматики. Дискримінантну валідність оцінювали на підставі відсутності або слабкості кореляцій із демографічними змінними (вік, стать, зріст).

Критеріальну (*known-groups*) валідність оцінювали порівнянням показників осіб із РХП та без них з використанням критерію Манна — Уїтні. Для оцінювання величини ефекту використовували коефіцієнт r . Розмір ефекту (r) розраховували на основі z -статистики критерію Манна — Уїтні за допомогою онлайн-калькулятора [10]. Величину ефекту оцінювали згідно з класифікацією Коена: малий ($r \geq 0,10$), середній ($r \geq 0,30$) та великий ($r \geq 0,50$) [11].

Можливі гендерні відмінності сумарного бала за BIDS-10 оцінювали за допомогою тесту Краскела — Уолліса з подальшим попарним порівнянням за тестом Манна — Уїтні.

Прогностичну валідність оцінювали за допомогою бінарної логістичної регресії, де наявність РХП виступала залежною змінною, а сумарний бал опитувальника образу тіла — предиктором. Якість моделі перевіряли за допомогою тесту Хосмера — Лемешоу, таблиці класифікації та ROC-аналізу з обчисленням площі під кривою (AUC), чутливості та специфічності.

Для інтерпретації AUC використовували загальноприйняті практичні пороги: значення AUC

у діапазоні 0,9—1,0 вважають відмінним, 0,8—0,9 — добрим, 0,7—0,8 — задовільним, 0,6—0,7 — слабким, а 0,5—0,6 — незадовільним.

В усіх випадках перевірки гіпотез значущим рівнем відмінностей вважали $p < 0,05$.

Конвергентну валідність опитувальника оцінювали аналізом кореляцій між сумарним балом порушень образу тіла та показниками афективної симп-

томатики (табл. 1). Виявлено виражений прямий зв'язок між показниками образу тіла та депресивною симптоматикою за шкалою PHQ-9 ($r_s = 0,616$), а також помірний зв'язок із показниками тривоги за шкалою GAD-7 ($r_s = 0,326$). Величина кореляцій не досягала рівня, щоб свідчити про вимірювання того самого явища ($r < 0,70$), що вказує на незалежність досліджуваного феномена.

Таблиця 1. Кореляційні зв'язки між показниками за BIDS-10

Змінна	Стать	Вік	Зріст	Вага	ІМТ	BIDS-10	PHQ-9	Депресія за PHQ > 10	GAD-7	Тривога за GAD > 10
Стать	1									
Вік	-0,052	1								
Зріст	0,431	0,071	1							
Маса тіла	0,2	0,328	0,272*	1						
ІМТ	-0,077	0,329	-0,194	0,859*	1					
BIDS-10	-0,096	0,024	-0,112	0,373*	0,467*	1				
PHQ-9	0,158	-0,251*	0,035	0,061	0,059	0,616*	1			
Депресія за PHQ > 10	0,125	-0,195	0,052	0,043	0,025	0,506*	0,844*	1		
GAD-7	0,162	-0,154	-0,034	-0,046	-0,071	0,326*	0,643*	0,491*	1	
Тривога за GAD > 10	0,117	-0,083	0,007	-0,052	-0,089	0,224*	0,494*	0,389*	0,867*	1

Примітка: * — $p < 0,05$

Дискримінантну валідність підтверджує відсутність суттєвих зв'язків між показниками образу тіла та віком, статтю або зростом (див. табл. 1). Водночас виявлено помірні кореляції з масою тіла ($r = 0,37$) та ІМТ ($r = 0,47$), що узгоджується з теоретичними уявленнями про роль тілесних параметрів у формуванні образу тіла, не зводячи його до суто антропометричних характеристик.

Критеріальну валідність оцінювали порівнянням показників осіб із РХП та без них з використанням критерію Манна — Уїтні (табл. 2). Особи з РХП мали статистично значуще вищі показники порушення образу тіла за сумарним балом шкали ($U = 173$; $Z = -5,67$; $p < 0,001$), а також за всіма окремими пунктами опитувальника (усі $p < 0,05$). Величина ефекту для сумарного бала відповідала великому ефекту ($r = 0,64$), що свідчить про високу дискримінантну здатність шкали щодо клінічно релевантних груп.

Оцінюючи гендерну відмінність показників за BIDS-10 з використанням тесту Краскела — Уолліса, отримали такі результати: $H = 1,174116$ при $p = 0,5560$, що свідчить про те, що немає гендерної різниці у загальному балі. Далі під час попарного порівняння з використанням критерію Манна — Уїтні також не виявлено достовірних відмінностей між групами: p дорівнював 0,30, 0,93 і 0,50.

Додатково критеріальну валідність підтверджено зв'язками сумарного бала за опитувальником з клінічними порогоми депресії та тривоги (див. табл. 1). Виявлено статистично значущий зв'язок із депресивною симптоматикою клінічного рівня (PHQ > 10; $r_s = 0,506$) та менш виражений, але значущий зв'язок із клінічно значущою тривоною (GAD > 10; $r_s = 0,224$), що свідчить про клінічну релевантність інструмента.

Таблиця 2. Результати порівняння показників BIDS-10 у групах осіб із розладами харчової поведінки та без них

№ запитання	Без РХП	з РХП	U	Z	p	r
1	1 (1; 2)	2 (2; 3)	313,5	-4,23	< 0,001	0,48
2	1 (0; 2)	1 (1; 2)	536,0	-1,96	0,05	0,22
3	0 (0; 1)	2 (1; 2)	237,0	-5,01	< 0,001	0,57
4	1 (0; 2)	2 (1; 2)	329,5	-4,07	< 0,001	0,46
5	1 (0; 2)	2 (2; 3)	232,5	-5,06	< 0,001	0,57
6	1 (0; 1)	2 (1; 3)	287,0	-4,50	< 0,001	0,51
7	1 (0; 2)	2 (2; 3)	322,0	-4,15	< 0,001	0,47
8	0 (0; 1)	2 (1; 3)	226,0	-5,13	< 0,001	0,58
9	1 (0; 2)	2 (1; 3)	432,5	-3,02	0,002	0,34
10	1 (0; 2)	3 (2; 3)	319,0	-4,18	< 0,001	0,47
BIDS-10	9 (6; 12)	20 (16; 25)	173,0	-5,67	< 0,001	0,64

Примітка: показники подано в форматі $Me (Q_1; Q_3)$, де Me — медіана, $Q_1; Q_3$ — перший та третій квартилі; U — U-критерій Манна — Уїтні; Z — z-оцінка; p — рівень статистичної значущості; r — величина ефекту

Придатність даних для проведення експлораторного факторного аналізу підтверджена високим показником адекватності вибірки (КМО = 0,91) та значущим критерієм сферичності Бартлетта ($\chi^2(45) = 482,84$; $p < 0,001$), що свідчить про достатню корельованість пунктів і можливість застосування факторного аналізу. Додатково проаналізовано показники адекватності вибірки для окремих пунктів (Measure of Sampling Adequacy, MSA), отримані з *anti-image* кореляційної матриці. Усі пункти продемонстрували високі значення MSA (0,86—0,94), що свідчить про їх адекватність для включення в експлораторний факторний аналіз та відсутність проблемних пунктів.

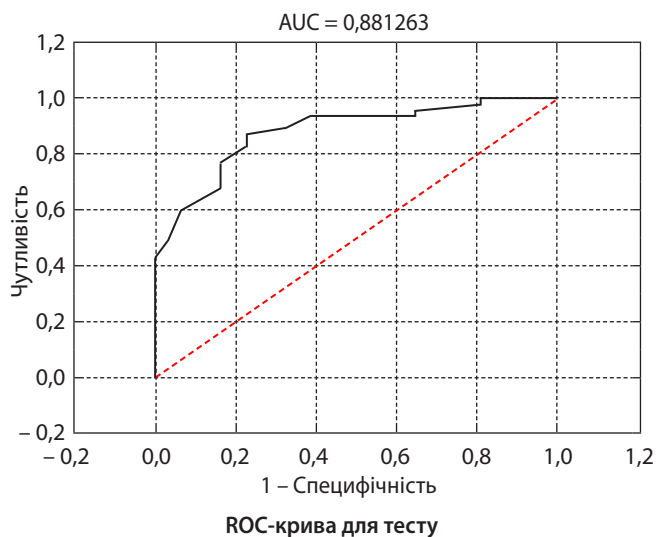
Для оцінення **структурної валідності** проведено експлораторний факторний аналіз методом головних осей (Principal Axis Factoring). Придатність даних для факторного аналізу підтверджено адекватними показниками вибіркової достатності та значущим критерієм сферичності Бартлетта.

Результати аналізу виявили одновимірну факторну структуру опитувальника. Єдиний фактор пояснював близько 55,5 % загальної дисперсії, що є високим показником для психологічних інструментів. Усі пункти мали високі факторні навантаження ($|\lambda| = 0,48—0,88$), без слабких або проблемних пунктів.

Аналіз спільностей показав, що значна частка дисперсії кожного пункту пояснюється спільним фактором ($h^2 = 0,23—0,78$), водночас більшість пунктів мали помірні або високі значення спільностей ($h^2 \geq 0,40$). Отримана структура узгоджується з використанням загального сумарного бала як інтегрального показника вираженості порушень образу тіла.

Для оцінення **прогностичної валідності** побудовано логістичну регресійну модель з наявністю РХП як залежної змінної. Коефіцієнт відношення шансів для сумарного бала образу тіла становив $OR = 1,27$ (95 % ДІ: 1,15—1,40), що означає зростання шансів наявності РХП приблизно на 26,6 % з кожним збільшенням бала опитувальника на одну одиницю.

Модель демонструвала добру відповідність емпіричним даним досліджуваної вибірки (тест Хосмера — Лемешоу: $\chi^2 = 12,21$; $df = 7$; $p = 0,094$). Загальна точність класифікації становила 83,3 %, з чутливістю 77,4 % та специфічністю 87,2 %. ROC-аналіз показав високу дискримінантну здатність опитувальника ($AUC = 0,88$; 95 % ДІ: 0,81—0,96) (рисунок).



Внутрішня узгодженість опитувальника була високою, α -Кронбаха для повної версії шкали становив 0,92, а коефіцієнт МакДональда ω мав аналогічне значення ($\omega = 0,92$), що свідчить про стабільність оцінки надійності та відсутність суттєвого порушення припущення т-еквівалентності.

Усі пункти продемонстрували задовільні кореляції з загальним балом шкали (*item-total correlation* дорівнювала 0,45—0,84), а видалення будь-якого

пункту не призводило до суттєвого підвищення коефіцієнта α (табл. 3). **Надійність шкали** також була підтверджена методом розщеплення: кореляція між половинами становила $r = 0,84$, *split-half reliability* дорівнювала 0,91, *Guttman split-half* — 0,90.

Таблиця 3. Оцінка внутрішньої узгодженості шкали

№ запитання	Кореляція між запитанням і сумарним балом	Альфа, якщо видалити запитання
1	0,597285	0,919051
2	0,453464	0,925208
3	0,784360	0,909075
4	0,775551	0,909596
5	0,773137	0,909564
6	0,841205	0,905498
7	0,721840	0,912518
8	0,730009	0,912072
9	0,689153	0,914610
10	0,652020	0,916634

Отримані результати показали наявність значущих прямих зв'язків між сумарним балом за BIDS-10 і показниками депресивної ($r_s = 0,616$) та тривожної симптоматики ($r_s = 0,326$), водночас сила кореляцій не була настільки високою, щоб свідчити про вимірювання того самого явища, що вказує на незалежність досліджуваного феномена. Водночас не виявлено суттєвих зв'язків із віком, статтю або зростом, однак встановлено помірні кореляції з масою тіла та індексом маси тіла. Особи з РХП мали статистично значуще вищі значення сумарного бала і за всіма пунктами опитувальника, з великим розміром ефекту ($r = 0,64$).

Експлораторний факторний аналіз продемонстрував одновимірну факторну структуру шкали: єдиний фактор пояснював близько 55,5 % дисперсії, а факторні навантаження пунктів становили 0,48—0,88. Внутрішня узгодженість була високою (Кронбаха $\alpha = 0,92$; МакДональда $\omega = 0,92$), кореляції «пункт — загальний бал» коливалися в межах 0,45—0,84, а видалення будь-якого пункту не підвищувало надійність. У логістичній регресійній моделі збільшення бала шкали асоціювалося зі зростанням шансів наявності РХП ($OR = 1,27$), водночас модель демонструвала добру відповідність даним і високу дискримінантну здатність за ROC-аналізом ($AUC = 0,88$; чутливість — 77,4 %, специфічність — 87,2 %).

У результаті розроблення та апробації запропонованої психодіагностичної методики BIDS-10 встановлено, що цей психодіагностичний інструмент є надійним і достовірним способом визначення порушення сприйняття власного образу тіла. Результати нашої роботи підтверджують психометричну надійність цього опитувальника, високі конструктивну і критеріальну валідності. BIDS-10 є корисним інструментом для оцінювання образу тіла і може бути використаний, зокрема, для додаткової діагностики розладів харчової поведінки.

Список літератури / References

1. Prnjak K, Jukic I, Mitchison D, Griffiths S, Hay P. Body image as a multidimensional concept: A systematic review of body image facets in eating disorders and muscle dysmorphia. *Body Image*. 2022;42:347-360. doi:10.1016/j.bodyim.2022.07.006

2. Prnjak K, Mitchison D, Griffiths S, Hay P. Development and initial validation of the Multifaceted Instrument for Body Image Disturbance (MI-BoD). *Psychol Assess*. 2024;36:275-290. doi:10.1037/pas0001301

3. Юр'єва Л. М., Огоренко В. В., Шорніков А. В., Кокашинський В. О. Валідація української версії шкали компульсивного переїдання. *Український вісник психоневрології*. 2022. Т. 30, вип. 2 (111). С. 68—73. Yuryeva L. M., Ogorenko V. V., Shornikov A. V., Kokashynskyi V. O. [Validation of the ukrainian version of Binge Eating Scale]. *Ukrain's'kij visnik psihonevrologii [Ukrainian Bulletin of Psychoneurology]*. 2022;2(111):68-73. doi:10.36927/2079-0325-V30-is2-2022-11. (In Ukrainian).

4. De Simone M, Mazza A, Job M, Testa M. Methods of measuring body image disturbance in eating disorders: a scoping review protocol. *BMJ Open*. 2025;15:e092113. doi:10.1136/bmjopen-2024-092113

5. Dahlgren CL, Bang L, Degobi EB. Screening for eating disorders in adolescents: psychometric evaluation of the eating disorder

examination questionnaire short version (EDE-QS) in a community sample. *BMC Psychol*. 2025;13:1042. doi:10.1186/s40359-025-03400-w

6. Hazzard VM, Schaefer LM, Kevin Thompson J, Murray SB, Frederick DA. Measurement invariance of body image measures by age, gender, sexual orientation, race, weight status, and age: The U.S. Body Project I. *Body Image*. 2022;41:97-108. doi:10.1016/j.bodyim.2022.01.015

7. Gulich M, Fedorova D, Petrenko O, Vepsäläinen H, Erkkola M. War exposure and changes in eating behaviours in Ukrainian school-aged children: A cross-sectional online survey. *Maternal & Child Nutrition*. 2025;21:e13729. doi:10.1111/mcn.13729

8. Kroenke K, Spitzer RL, Williams JBW. The PHQ-9: Validity of a brief depression severity measure. *J Gen Intern Med*. 2001;16:606-613. doi:10.1046/j.1525-1497.2001.016009606.x

9. Spitzer RL, Kroenke K, Williams JBW, et al. A brief measure for assessing generalized anxiety disorder: the GAD-7. *Arch Intern Med*. 2006;166:1092-1097. doi:10.1001/archinte.166.10.1092

10. Lenhard W, Lenhard A. *Computation of Effect Sizes*. 2017. doi:10.13140/RG.2.2.17823.92329

11. Cohen J. *The Significance of a Product Moment rs. Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*. 2nd ed. Routledge; 1988.

Додаток

«Шкала порушень образу тіла (BIDS-10)»

	Ніколи	Зрідка	Часто	Майже завжди
1. Мені не подобається дивитися на себе в дзеркало	0	1	2	3
2. Я не люблю, коли на мене звертають увагу інші	0	1	2	3
3. Я уникаю ситуацій, де моє тіло може бути видимим для інших (наприклад, басейн, пляж)	0	1	2	3
4. Я відчуваю сором за своє тіло в присутності деяких людей	0	1	2	3
5. Мені не подобається моє тіло	0	1	2	3
6. Я думаю, що інші люди вважають моє тіло некрасивим	0	1	2	3
7. Я часто порівнюю себе з іншими, щоб з'ясувати, чи виглядаю гірше/повніше за них	0	1	2	3
8. Я відчуваю провину через свою вагу	0	1	2	3
9. Мені важко приймати компліменти щодо моєї зовнішності	0	1	2	3
10. Коли я дивлюся в дзеркало, моя увага зосереджена на частинах тіла, які я хочу покращити	0	1	2	3

Сумарний бал використовують як інтегральний показник вираженості порушень образу тіла; вищі значення відповідають більш вираженим порушенням. Точка відсічі діагностики РХП становить 15 балів.

Надійшла до редакції 10.03.2026
Схвалено до друку 24.03.2026

Відомості про авторів:

ОГОРЕНКО Вікторія Вікторівна, доктор медичних наук, професор, завідувач кафедри*; <https://orcid.org/0000-0003-0549-4292>; e-mail: ogorenkov@gmail.com

КОКАШИНСЬКИЙ Віктор Олександрович, доктор філософії, асистент кафедри*; <https://orcid.org/0000-0002-6191-3757>; viltord.koka16@gmail.com

ШОРНИКОВ Андрій Володимирович, доктор філософії, доцент, асистент кафедри*; <http://orcid.org/0000-0001-8196-9128>; e-mail: andy.sh2014@gmail.com

ЛЯЩЕНКО Юлія Вікторівна, доктор філософії, асистент кафедри*; <https://orcid.org/0000-0002-1822-0242>; e-mail: julialyschenko@i.ua

ШИПУЛІНА Карина Дмитрівна, студентка 6-го курсу Дніпровського державного медичного університету, м. Дніпро, Україна; <https://orcid.org/0009-0002-8766-4477>; e-mail: karinasipulina704@gmail.com

* — кафедри психіатрії, наркології і медичної психології Дніпровського державного медичного університету, м. Дніпро, Україна

Information about authors:

OGORENKO Viktoriia, Doctor of Medical Sciences, Professor, Head of the Department**; <https://orcid.org/0000-0003-0549-4292>; e-mail: ogorenkov@gmail.com

KOKASHYNSKYI Viktor, PhD, Assistant Professor of the Department**; <https://orcid.org/0000-0002-6191-3757>; e-mail: viltord.koka16@gmail.com

SHORNIKOV Andrii, PhD, Assistant Professor of the Department**; <http://orcid.org/0000-0001-8196-9128>; e-mail: andy.sh2014@gmail.com

LIASHCHENKO Yuliia, PhD, Assistant Professor of the Department**; <https://orcid.org/0000-0002-1822-0242>; e-mail: julialyschenko@i.ua

SHYPULINA Karyna, 6th year Student of Dnipro State Medical University, Dnipro, Ukraine; <https://orcid.org/0009-0002-8766-4477>; e-mail: karinasipulina704@gmail.com

** — Department of Psychiatry, Narcology and Medical Psychology of the Dnipro State Medical University, Dnipro, Ukraine