

Психометричні характеристики українськомовних версій шкал нереальності втрати, дезадаптивних когніцій та тривожно-депресивного уникнення у вибірці осіб, які пережили втрату близької людини в умовах війни

Ірина Лещук

Національний медичний університет імені О.О. Богомольця

Тетяна Бут

Національний медичний університет імені О.О. Богомольця

Єлизавета Зеленько

Національний медичний університет імені О.О. Богомольця

Ірина Франкова

Національний медичний університет імені О.О. Богомольця

Актуальність. Повномасштабна війна в Україні супроводжується масовими втратами та високим рівнем травматизації населення, що підвищує ризик патологічного горювання (якщо говорити мовою процесів), тобто ризик розвитку розладу тривалого горя (РТГ) (якщо говорити мовою сучасних нозологічних одиниць). Когнітивно-поведінкова модель патологічного горювання підкреслює роль досвіду нереальності втрати, дезадаптивних когніцій та уникнення у підтримці симптомів горя. Водночас валідизовані українськомовні інструменти для оцінки цих процесів відсутні.

Мета. Оцінка психометричних характеристик українськомовних версій Шкали досвіду нереальності втрати (EUS), Шкали когніцій, пов'язаних з горем, скорочена версія з 12 пунктів (GCQ-12), Шкали тривожного та депресивного уникнення, скорочена версія з 5 пунктів (DAAPGQ-5) у вибірці осіб, які переживають втрату в умовах триваючої війни.

Методи. Проведено крос-секційне онлайн-дослідження з залученням 194 повнолітніх українськомовних респондентів. Переклад інструментів здійснювався за процедурою прямого та зворотного перекладу. Оцінювали внутрішню узгодженість (α Кронбаха, ω Макдональда), факторну структуру (CFA), конвергентну валідність (кореляції Спірмена з TGI-SR-ICD-11, PCL-5, PHQ-4, WRSS, SCES+), а також валідність відомих груп.

Результати. Усі три інструменти продемонстрували прийнятну або високу внутрішню узгодженість (EUS: $\alpha = 0,941$; GCQ-12: $\alpha = 0,916$; DAAPGQ-5: $\alpha = 0,829$ для депресивного та $0,698$ для тривожного уникнення). CFA підтвердив однофакторну модель EUS (після дозволу коваріації залишків) та двофакторну структуру DAAPGQ-5; для GCQ-12 однофакторна модель показала недостатню відповідність без урахування корельованих залишків між змістово близькими пунктами. GCQ-12 та DAAPGQ-5 продемонстрували очікувані зв'язки в межах перевірки конвергентної валідності, а EUS – ні.

Обговорення. Отримані результати загалом підтверджують придатність українськомовних версій GCQ-12 та DAAPGQ-5 для дослідження механізмів горювання в умовах війни. EUS показала високу внутрішню узгодженість, була підтверджена її одновимірність, відсутність очікуваних зв'язків з показниками інших шкал може свідчити про відносну

автономність феномену нереальності втрати в умовах масової військової травматизації. GCQ-12 продемонструвала гетерогенність внутрішньої структури, що потребує додаткової уваги при інтерпретації результатів – не обмежуючись загальним індексом. Результати узгоджуються з когнітивно-поведінковою моделлю патологічного горювання, водночас підкреслюючи вплив воєнного контексту на специфіку переживання втрати.

Висновки. Україномовні версії EUS, GCQ-12 та DAAPGQ-5 продемонстрували достатні психометричні характеристики для використання в клінічній та науковій галузях для оцінки механізмів патологічного горювання в умовах війни.

Ключові слова: розлад тривалого горя; патологічне горювання; психометрична валідація; нереальність втрати; дезадаптивні когніції; тривожне та депресивне уникнення; когнітивно-поведінкова модель горювання.

Вступ

Повномасштабна війна в Україні супроводжується великою кількістю стресових подій, зокрема втратами людей – як військових, так і цивільних [1,2]. Власне існування в умовах військових конфліктів створює підґрунтя для розвитку негативних наслідків для психічного здоров'я [3], зокрема множинної травматизації [4]. У таких обставинах нормальне горювання може набувати патологічного перебігу [5]. Патологічний перебіг горювання відображений в нових класифікаціях як розлад тривалого горя (РТГ) [6,7].

Сучасні когнітивно-поведінкові моделі розвитку патологічного горя відзначають вплив трьох процесів у формуванні цього стану:

1. неможливість інтеграції факту втрати в автобіографічну пам'ять;
2. переважання негативних (дезадаптивних) уявлень щодо себе, світу та майбутнього;
3. тривожне та депресивне уникнення [8,9].

Також відчуття нереальності втрати чинить вплив на трансформацію нормального горювання у патологічне: воно розглядається як показник порушеної інтеграції інформації про втрату та пов'язане з тяжкістю симптомів пролонгованого горя [10,11].

Для відстеження описаних процесів з діагностичною та терапевтичною метою було розроблено ряд діагностичних інструментів:

1. для оцінки досвіду нереальності втрати була розроблена Шкала досвіду нереальності втрати (Experienced Unrealness Scale, EUS) [11];
2. дезадаптивні переконання, що стосуються втрати, можуть бути досліджені з використанням Шкали дезадаптивних когніцій, пов'язаних з горем (Grief Cognitions Questionnaire, GCQ) [12];
3. патерни уникнення подразників, що пов'язані з втратою, може бути оцінені за допомогою Шкали тривожного та депресивного уникнення (Depressive and Anxious Avoidance in Prolonged Grief Questionnaire, DAAPGQ) [13].

Валідизовані україномовні версії зазначених шкал наразі відсутні. Культурні особливості горювання, специфіка насильницьких та воєнних втрат, а також соціальний контекст травматизації гіпотетично можуть впливати на переживання досвіду нереальності втрати, зміст дезадаптивних когніцій, пов'язаних з горем та прояви уникнення. Це обумовлює необхідність дослідження психометричних характеристик інструментів на відповідній вибірці. Додатковим важливим питанням є можливість використання скороченої версії шкал, адже,

наприклад, оригінальна версія Шкали когніцій, пов'язаних з горем складається з 38 пунктів.

Мета

Оцінка факторної структури, внутрішньої узгодженості та показників конвергентної валідності україномовних версій Шкали досвіду нереальності втрати (EUS), скороченої версії Шкали дезадаптивних когніцій, пов'язаних з горем (GCQ-12), та скороченої версії шкали тривожного й депресивного уникнення (DAAPGQ-5) у вибірці респондентів, які переживають втрату близької людини в умовах триваючої війни.

Матеріали і методи

Набір респондентів

Проведено крос-секційне онлайн дослідження із залученням повнолітніх україномовних респондентів, які переживають горювання через втрату близької людини в контексті триваючої війни (від 24.02.2022 року). Залучення респондентів відбувалося методом сніжної кулі: через розміщення посилання на дослідження на сторінках у соціальних мереж (Facebook, Telegram, Instagram), шляхом розповсюдження флаєрів на клінічних базах кафедри медичної психології, психосоматичної медицини та психотерапії Навчально-наукового інституту психічного здоров'я Національного медичного університету імені О.О. Богомольця, на веб-сторінках партнерських організацій, через особисті запрошення до участі, на вебінарах, присвячених темі втрати, горювання та військового стресу, на конференціях та симпозіумах, у яких брали участь члени дослідницької команди.

Дослідження було складовою україно-голландського проекту дослідження горя «Фенікс» та науково-дослідної роботи «Інноваційні технології ефективного психолого-психіатричного супроводу осіб, які пережили різні типи втрат під час війни», що виконується за кошти державного бюджету у 2024-2026 роках. Етичний дозвіл був наданий Комісією з питань біоетичної експертизи та етики наукових досліджень НМУ імені О. О. Богомольця. Перед проходженням опитування учасники надавали письмову інформовану згоду на участь у дослідженні. Збір даних відбувався з серпня 2023 року до лютого 2025 року. Були проаналізовані відповіді респондентів, які завершили проходження опитування повністю.

Статистичний аналіз

Статистичний аналіз проводився з використанням комбінації програмного забезпечення Jamovi (версія 2.6), R (версія 4.4.2) та Excel (версія 16.96) на операційній системі macOS 15.4.1. Рівень статистичної значущості було встановлено на позначці 0.05. У середовищі R було використано такі пакети:

- 1) *psych* – для аналізу надійності;
- 2) *lavaan* – для конфірматорного факторного аналізу;
- 3) *semTools* – для отримання розширених індексів відповідності моделі;
- 4) *dplyr* – для фільтрації та обробки даних;
- 5) *ggplot2* – для побудови графіків, зокрема scree-плотів.

Внутрішня узгодженість оцінювалась за допомогою коефіцієнта α Кронбаха та ω Макдональда, а також використовувалась діагностика на рівні окремих пунктів (кореляції пункт-загальна шкала без цього пункту, зміна α при видаленні пункту) для оцінки однорідності шкали.

Для перевірки факторної структури опитувальників застосували конфірматорний факторний аналіз (CFA). Узгодженість моделі з даними оцінювалась за χ^2 та супровідними показниками відповідності (CFI, TLI, RMSEA з 90% довірчим інтервалом і SRMR), а для порівняння альтернативних специфікацій додатково використовували AIC. Для уточнення специфікації моделі проаналізували модифікаційні індекси та матрицю залишків; на цій підставі деякі моделі були модифіковані (дозволена коваріація залишків за наявності теоретичного обґрунтування).

Конвергентну валідність оцінювали за допомогою парних рангових кореляцій Спірмена (ρ) між основними шкалами дослідження (DAAPGQ-5, GCQ-12, EUS, PCL-5) та теоретично релевантними зовнішніми критеріями (PHQ-4, SCES+, TGI-SR-ICD-11, WRSS). Для коефіцієнтів кореляції наводили 95% довірчі інтервали; корекцію множинних порівнянь виконували методом FDR.

Чутливість шкал до групових відмінностей (порівняння груп із очікуваними відмінностями) перевіряли шляхом міжгрупових порівнянь за соціально-демографічними та подієвими характеристиками (працевлаштування, наявність втрати після повномасштабного вторгнення, переміщення внаслідок військових дій, сімейний статус). Оскільки розподіли показників відхилялися від нормального, для порівнянь двох груп застосовували критерій Манна-Уїтні, а для порівняння трьох і більше незалежних груп – критерій Краскела-Уолліса; у разі статистично значущих результатів виконували пост-хок (post-hoc) порівняння Dwass-Steel-Critchlow-Fligner. Як міри розміру ефекту використовували рангово-бісеріальну кореляцію (r_{tb}) для Манна-Уїтні та ϵ^2 для Краскела-Уолліса.

Інструменти

1. Досвід нереальності втрати

Оригінальна Шкала досвіду нереальності втрати складається з 5 пунктів (Табл. 1) та призначена для оцінки суб'єктивного відчуття того, що втрата не є остаточною та незворотною.

Номер питання	Текст питання
1.	Мені важко повірити, що я більше ніколи не побачу [--].
2.	Здається нереальним, що [--] пішов(ла) назавжди.
3.	Розумом я знаю, але емоційно це здається нереальним, що [--] пішов(ла) назавжди.
4.	Мені все ще важко уявити, що [--] ніколи більше тут не буде.
5.	Іноді здається, що [--] просто тимчасово пішов(ла) і незабаром знову повернеться.

Table 1. Питання Шкали досвіду нереальності втрати (EUS)

Респонденту пропонується зазначити: «Наскільки наведені нижче твердження описують вас протягом останнього місяця?». Приклади твердження наведені у Таблиці 1. Пропоновані відповіді включають варіанти оцінки від 1 = «Зовсім не вірно» до 8 = «Цілком вірно». Підрахунок балів відбувається шляхом сумачі. Вищий бал свідчить про більш виражений досвід відчуття нереальності втрати.

2. Рівень тривожного і депресивного уникнення

Визначався із використанням Шкали тривожного та депресивного уникнення, скорочена версія з 5 пунктів (DAAPGQ-5). Оригінальна версія шкали складається з 9 пунктів [13] (5 пунктів для оцінки депресивного уникнення та 4 для оцінки тривожного уникнення). У даному

дослідженні використовувалася скорочена версія шкали з 5 пунктів, 3 з яких вимірювали рівень депресивного уникнення, 2 – рівень тривожного уникнення. Інструкція для респондентів була наступною: «Наскільки наведені нижче твердження описують вас протягом останнього місяця?». Текст запитань зазначений у Таблиці 2.

Номер питання	Текст питання
1.	Відтоді, як [--] помер(ла), я уникаю діяльності, яка раніше приносила мені задоволення, тому що ця діяльність тепер здається мені безглуздою.
2.	Я уникаю діяльності, яка мені раніше приносила задоволення, тому що я відчуваю, що не можу виконати цю діяльність.
3.	Я відкриваю для себе дуже мало нових видів діяльності після того, як [--] помер(ла), тому що я не можу цього робити.
4.	Я уникаю думок про те, що [--] помер(ла) і ніколи не повернеться.
5.	Я уникаю ситуацій і місць, які нагадують, що [--] помер(ла) і ніколи не повернеться.

Table 2. Питання Шкали тривожного та депресивного уникнення з 5 пунктів (DAAPGQ-5)

Респонденти могли обрати відповідь від 1 = «Зовсім не вірно» до 8 = «Цілком вірно». Підрахунок балів здійснювався шляхом сумачії балів для питань 1, 2, 3 для підшкали депресивного уникнення та для питань 4 та 5 для підшкали тривожного уникнення. Вищі бали свідчили про вищий рівень уникнення.

3. Вираженість дезадаптивних когніцій, пов'язаних з горем

Шкала дезадаптивних когніцій, пов'язаних з горем з 12 пунктів (GCQ-12) є скороченою версією оригінальної шкали з 38 пунктів, що оцінюють різні види негативних переконань, що певним чином пов'язані з втратою [12]. За цими видами переконань оригінальна шкала була розбита на 9 підшкал: (1) негативні переконання про себе, (2) негативні переконання про світ, (3) негативні переконання про життя загалом, (4) негативні очікування від майбутнього, (5) самозвинувачення, (6) оцінка реакцій інших після втрати, (7) оцінка власних реакцій на горе, (8) потреба у збереженні свого болю, (9) катастрофічні інтерпретації власних реакцій на втрату. До GCQ-12 увійшли 1, 2, 4, 5, 7, 9, 10, 11, 12, 13, 17, 18 питання із оригінальної шкали. Інструкція до шкали була наступною: «Нижче ви знайдете різні негативні твердження. Вкажіть, будь ласка, наскільки ви згодні з кожним переконанням?». Питання скороченої версії шкали із зазначенням підшкали, до якої вони належать, зазначені в Таблиці 3.

Номер питання	Підшкала	Текст питання
1.	негативні переконання про себе	Відтоді, як [--] помер(ла), я вважаю себе нікчемним(ою)
2.	негативні переконання про світ	Відтоді, як [--] помер(ла), я усвідомив(ла), що світ - це погане місце.
3.	катастрофічні інтерпретації власних реакцій на втрату	Якщо я дам волю своїм емоціям, я збожеволюю.
4.	негативні переконання про світ	Смерть [--] змусила мене зрозуміти, що ми живемо в жахливому світі.
5.	негативні очікування від майбутнього	Я не маю впевненості в майбутньому.
6.	негативні переконання про життя загалом	Мое життя стало марним після того, як [--] помер(ла).
7.	Самозвинувачення	Я повинен(а) був запобігти смерті [--]
8.	негативні переконання про життя загалом	Мое життя втратило сенс, оскільки [--] помер(ла).

9.	Самозвинувачення	Якби я вчинив інакше, [--] був би ще живий(а).
10.	негативні переконання про себе	Відтоді, як [--] помер(ла), я думаю про себе негативно.
11.	негативні очікування від майбутнього	Оскільки, [--] більше немає, я негативно дивлюся у майбутнє.
12.	катастрофічні інтерпретації власних реакцій на втрату	Якщо я дозволю своїм почуттям проявитися, я втрачу контроль.

Table 3. Питання Шкали когніцій, пов'язаних з горем з 12 пунктів (GCQ-12)

Оцінити погодження з кожним твердженням пропонувалося, обравши відповідь від 0 = «Зовсім не згоден» до 5 = «Повністю згоден». Вищий бал свідчить про більшу вираженість тієї чи іншої когніції.

Процедура перекладу шкал

Переклад EUS, GCQ-12 та DAAPGQ-5 українською мовою відбувався у декілька етапів:

1. Переклад з англійської мови на українську двома науковцями-носіями української мови незалежно одне від одного;
2. Обговорення відмінностей у перекладі та узгодження спільної версії;
3. Зворотний переклад незалежно двома іншими науковцями-носіями української мови, які мають достатній рівень володіння англійською мовою;
4. Загальне обговорення відмінностей та затвердження остаточної версії.

4. Вираженість проявів горя

Самоопитувальник з травматичного горя плюс для Міжнародної класифікації хвороб 11го перегляду (МКХ-11) (Traumatic Grief Inventory-Self-Report Plus for ICD-11, TGI-SR-ICD-11) [14] – це скорочена версія Самоопитувальника травматичного горя плюс – TGI-SR+ [15], яка складається з 13 питань, що відповідають критеріям РТГ за МКХ-11. Відповіді на питання відображають частоту прояву станів, описаних у твердженнях інструменту протягом останніх 30 днів. Діапазон можливих відповідей – від 1 = «ніколи», до 5 = «завжди». Приклад твердження: «Я відчував(ла) сильний емоційний біль, сум або страждав(ла) від напливів горя».

5. Інтенсивність проявів Посттравматичного стресового розладу (ПТСР)

Перелік симптомів ПТСР (Posttraumatic Stress Disorder Checklist for DSM-5, PCL-5) складається із 20 питань [16,17], але у даному дослідженні була використана скорочена версія із 6 питань, які відповідали критеріям визначення ПТСР за МКХ-11. Тобто респонденти могли набрати за цією шкалою від 6 до 30 балів. Варіанти відповіді, що позначалися 1 чи 2, балами дорівнювали відсутності симптомів, а набір 3 та більше балів позначав клінічну значущість прояву симптому. Загальний бал 18 і більше був пороговим для клінічно значущої тяжкості симптомів ПТСР. Питання стосувалися того, наскільки респондента протягом останніх 30 днів непокоїли описані в питанні стани, наприклад, «Повторювані, тривожні сни про смерть близької людини?». Варіанти відповіді оцінювалися від 1 = «не турбували взагалі» до 5 = «надзвичайно сильно». У ході даного дослідження скорочена версія PCL-5 для МКХ-11 показала значення внутрішньої узгодженості, достатні для використання на практиці для оцінки тяжкості симптомів ПТСР (Cronbach's $\alpha = .74$ and McDonald's $\omega = .74$).

6. Вираженість симптомів тривоги та депресії

Опитувальник оцінки здоров'я пацієнта з чотирьох пунктів (Patient Health Questionnaire, PHQ-4) [18] був використаний для визначення вираженості проявів тривоги та депресії. Інструмент складається з 4 пунктів: 2 для оцінки вираженості проявів тривоги, відповідно до

Опитувальника Генералізованого Тривожного Розладу з 2 пунктів (Generalized Anxiety Disorder scale-2, GAD-2), інші 2 – для оцінки вираженості проявів депресії за Опитувальником Оцінки Здоров'я Пацієнта з 2 пунктів (Patient Health Questionnaire-2, PHQ-2). Учасникам пропонується зазначити «Як часто за останні два тижні вас турбували такі проблеми?», наприклад, «поганий настрій, пригніченість чи відчуття безпорадності». Бали варіювалися від 0 = «не турбували взагалі» до 3 = «майже кожного дня». Загальний бал більше 3 за кожною субшкалою визначає клінічно значущі прояви тривоги чи депресії відповідно. Попередні дослідження показали достатньою внутрішню узгодженість для використання даної шкали українською мовою [19].

7. Рівень стресу, пов'язаного з війною

Для вимірювання рівня стресу, пов'язаного з війною, використовувалася Шкала стресу, пов'язаного з війною (War-related stress scale, WRSS) [20]. Шкала складається з 21 пункту. Інструкція була наступною: «Стосовно війни в Україні, будь ласка, зазначте, якою мірою ви відчуваєте (або не відчуваєте) труднощі чи занепокоєння в таких сферах...». Приклад питання: «Безпека Ваших близьких». Респондент міг обрати відповідь, що варіюється від 1 = «Не маю занепокоєння/складнощів» до 7 = «Виражені занепокоєння/складнощі». Чим вищий загальний бал за шкалою, тим більш виражений рівень стресу переживає респондент.

8. Дієвість копінгу

Шкала дієвості копінгу Шалева плюс (Shalev's Coping Efficacy Scale Plus, SCES+) [21,22] використовувалася для визначення суб'єктивного сприйняття ступеня дієвості копінгу. Шкала містить 6 запитань. Інструкція: «Наступні запитання стосуються того, як ви себе почували та справлялись з повсякденними задачами протягом останнього місяця. Будь ласка, прочитайте відповіді до кожного запитання і позначте ту, що найкраще описує вас протягом останнього місяця». Приклад запитання: «Наскільки ефективно вам вдавалося справлятися з повсякденними завданнями у різних сферах життя (наприклад, вдома, на роботі, у суспільстві/громаді)?». Респондент міг обрати відповідь, що кодувалася балами від 0 до 4, текст відповідей був адаптованим до тексту запитання. Підрахунок балів здійснювався шляхом сумачі оцінок за усі відповіді, більший бал свідчив про вищу дієвість копінгу. Респонденти могли набрати від 0 до 24 балів.

Соціо-демографічні, пов'язані з втратою та обставинами війни характеристики

Серед досліджуваних характеристик були вік респондента, біологічна стать, рівень освіти, рід діяльності, сімейний статус, досвід участі у бойових діях, вимушена зміна місця проживання від початку повномасштабного вторгнення, релігійні уявлення та тип спорідненості з втраченою людиною.

Результати

Соціо-демографічні характеристики вибірки

Загальна кількість респондентів, дані яких були взяті до аналізу, становила 194 людини. Характеристики вибірки наведені у Таблиці 4.

Характеристика	N	%
Стать		
Жіноча	187	96,4
Чоловіча	7	3,6
Вік (в роках), M (SD) 38,24 (11,01); 18-63		
Переміщення через обставини війни		

Ні	119	61,3
Вийшли за кордон	43	22,2
Всередині країни	32	16,5
Втрата сталася після 24.02.2022		
Так	142	73,2
Ні	52	26,8
Спорідненість із втраченою людиною (чим був втрачений)		
Дитина	22	11,3
Дідусь чи бабуся	15	7,7
Друг	25	20,6
Мама чи тато	40	4,5
Брат чи сестра	12	6,2
Партнер	43	22,2
Інше	37	19,1
Рівень освіти		
Середня	8	4,10
Професійна	12	6,20
Незавершена вища	11	5,70
Завершена вища	152	78,40
Інше	11	5,70
Працевлаштованість		
Не може працювати	3	1,50
Не працює, шукає роботу	18	9,30
Не працює, не шукає роботу	19	9,80
Працює	154	79,40
Сімейний статус		
Самотні	34	17,50
Вдівець чи вдова	51	26,30
Розлучені	18	9,30
У стосунках, живуть разом	70	36,10
У стосунках, живуть окремо	21	10,80

Table 4. Соціо-демографічні характеристики вибірки

Психометричні характеристики EUS

I. Описова статистика

Описова статистика для EUS свідчила про загалом високий, однак неоднорідний рівень переживання нереальності втрати у вибірці ($M = 5,258-6.005$; $SD = 2,480-2763$). Найвищі середні значення спостерігалися для пункту 3 (емоційне відчуття нереальності факту втрати попри раціональне усвідомлення; $M = 6,005$, $SD = 2,480$) та пункту 2 (переживання нереальності незворотності втрати; $M = 5,923$, $SD = 2,539$), тоді як найнижче середнє значення зафіксовано для пункту 5 (відчуття тимчасовості відсутності та очікування повернення; $M = 5,258$, $SD = 2,763$).

II. Внутрішня узгодженість

Україномовна EUS продемонструвала дуже високу внутрішню узгодженість: α Кронбаха = 0,941, ω Макдональда = 0,943. Кореляції «пункт-решта шкали» були високими та варіювали в діапазоні 0,740-0,919, що свідчить про узгодженість пунктів між собою та їхній значущий внесок у загальний показник переживання нереальності втрати. Найвищу кореляцію з рештою шкали зафіксовано для пункту 4 (труднощі уявлення остаточної відсутності близької

людини; $r = 0,919$), тоді як найнижчу – для пункту 5 (переживання тимчасовості втрати та очікування повернення; $r = 0,740$). Аналіз надійності у разі вилучення пункту не виявив підстав для скорочення шкали: вилучення будь-якого пункту знижувало внутрішню узгодженість порівняно з повною версією.

Матрицю міжпунктових зв'язків EUS було проаналізовано за допомогою коефіцієнта кореляції ρ Спірмена ($N = 194$; $df = 192$), що є доречним для ординального формату відповідей. Усі парні кореляції були позитивними та статистично значущими (усі $p < 0,001$), що узгоджується з припущенням про спільний латентний зміст пунктів шкали та їхню внутрішню узгодженість

Кореляційні зв'язки між пунктами шкали були високою сили та варіювали в діапазоні $\rho = 0,628-0,845$. Найсильніший зв'язок зафіксовано між пунктом 3 (розходження між когнітивним знанням факту втрати та емоційним переживанням нереальності) і пунктом 4 (труднощі уявлення остаточної відсутності) – $\rho = 0,845$. Пункт 4 загалом мав найвищі кореляції з іншими пунктами (з пунктами 1-3: $\rho = 0,810-0,845$; з пунктом 5: $\rho = 0,739$), що вказує на його центральність у структурі шкали. Також високими були зв'язки між пунктами 1 і 4 ($\rho = 0,810$) та між пунктами 2 і 4 ($\rho = 0,815$). Найнижчі, хоча й усе ще високі, коефіцієнти спостерігалися для пункту 5 (переживання тимчасовості втрати та очікування повернення) у зв'язках із пунктами 1-3 ($\rho = 0,628-0,674$).

III. Факторна структура

EUS показала відповідність однофакторній структурі (усі 5 пунктів EUS є індикаторами одного латентного конструкта переживання нереальності втрати). Для початкової однофакторної CFA-моделі EUS усі факторні навантаження були статистично значущими ($p < 0,001$) та високими ($\lambda_{std} = 0,768-0,957$). Тест χ^2 був значущим, $\chi^2(5) = 20,707$, $p < 0,001$, однак у конфірмаційному факторному аналізі це часто трапляється через високу чутливість критерію до навіть незначних відхилень. За показниками відповідності модель демонструвала високу узгодженість із даними ($CFI = 0,983$; $TLI = 0,966$), а $SRMR = 0,015$ вказував на мінімальну залишкову невідповідність. Водночас $RMSEA = 0,127$ (90% ДІ [0,074; 0,186]) був підвищеним. Найвищі стандартизовані навантаження спостерігалися для пункту 4 ($\lambda_{std} = 0,957$) та 3 ($\lambda_{std} = 0,890$), тоді як пункт 5 ($\lambda_{std} = 0,768$) був відносно слабшим індикатором. Це може відображати відмінність змісту пункту 5, який містить припущення про тимчасовість втрати («Іноді здається, що [-] просто тимчасово пішов(ла) і незабаром знову повернеться»), порівняно з пунктами про її незворотність.

У модифікованій моделі була дозволена коваріація залишків між пунктами 2 («Здається нереальним, що [-] пішов(ла) назавжди») та пунктом 4 («Мені все ще важко уявити, що [-] ніколи більше тут не буде») через їх семантичне перекриття, яке не зводиться лише до загального латентного конструкта. Після внесення цієї модифікації показники відповідності моделі даним суттєво покращилися: $\chi^2(4) = 6,211$, $p = 0,184$, $CFI = 0,998$, $TLI = 0,994$, $SRMR = 0,012$, $RMSEA = 0,053$ (90% ДІ [0,000; 0,130]): χ^2 став статистично незначущим, а $RMSEA$ знизився до прийняттого рівня (з урахуванням широкого ДІ за малих ступенів свободи). Факторні навантаження залишилися високими ($p < 0,001$), зі стандартизованими значеннями від $\lambda_{std} = 0,748$ (EUS-5) до $\lambda_{std} = 0,981$ (EUS-4). Порівняно з початковою моделлю, стандартизоване навантаження пункту 2 зросло (від 0,883 до 0,920).

VI. Конвергентна валідність

Показники EUS не продемонстрували статистично значущих асоціацій із зовнішніми критеріями після FDR-корекції: з DAAPGQ-5 ($\rho = 0,106$, $p_{FDR} = 0,194$), з GCQ-12 ($\rho = 0,087$, $p_{FDR} = 0,277$), з TGI-SR-ICD ($\rho = 0,054$, $p_{FDR} = 0,503$) та з WRSS ($\rho = -0,008$, $p_{FDR} = 0,909$). В даній вибірці EUS, попри прийнятну факторну структуру, може відображати відносно автономний аспект переживання втрати, який не збігається з варіативністю уникнення, негативних когніцій, тяжкості тривалого горя чи воєнного стресу в межах заданих порівнянь.

V. Валідність відомих груп

Для перевірки відмінностей між респондентами, які працюють і не працюють, за показниками EUS оцінені припущення нормальності розподілів. Тест нормальності (Shapiro-Wilk) був статистично значущими ($p < 0,001$), що свідчить про відхилення від нормального розподілу. З огляду на це для порівняння двох незалежних груп застосовано непараметричний критерій Манна-Уїтні (U). За результатами аналізу статистично значущих відмінностей між групами не виявлено ($U = 2857,500$, $p = 0,479$). Описові статистики також вказували на близькі центральні тенденції в обох групах: медіани EUS становили 16 проти 19.

Далі була перевірена чутливість шкали до групових відмінностей, порівнявши показники між респондентами, які пережили втрату після початку повномасштабного вторгнення, та тими, хто пережив втрату до початку повномасштабного вторгнення. Розподіли показників не відповідали нормальному. Порівняння респондентів, які пережили втрату після повномасштабного вторгнення ($N = 142$), із тими, хто не мав втрати після повномасштабного вторгнення ($N = 52$), не виявило статистично значущої різниці ($U = 3455,000$, $p = 0,491$, $r_{rb} = 0,064$; $Me = 19$ та $17,5$).

Щодо групових відмінностей за ознакою переміщення внаслідок військових дій (без переміщення; переміщення в межах країни; переміщення за кордон), розподіли показників не відповідали нормальному, тому для порівняння трьох незалежних груп застосовано критерій Краскела-Уолліса з подальшими попарними порівняннями Dwass-Steel-Critchlow-Fligner. За результатами Краскела-Уолліса були виявлені статистично значущі відмінностей між групами ($\chi^2(2) = 8,980$, $p = 0,011$, $\varepsilon^2 = 0,047$), але вони не були вираженими. Пост-хок аналіз показав, що відмінності за EUS зумовлені різницею між групою без переміщення та групою переміщення в межах країни ($W = 3,926$, $p = 0,015$), тоді як інші попарні порівняння були незначущими (без переміщення та за кордон: $p = 0,212$; за кордон та в межах країни: $p = 0,418$). Медіанне значення EUS у групі без переміщення становило 12 ($N = 119$), тоді як у групі переміщення в межах країни – 30 ($N = 32$); для групи переміщення за кордон медіана становила 26 ($N = 43$).

Щодо порівняння показників груп із різним сімейним статусом, розподіли показників не відповідали нормальному, тому для порівняння кількох незалежних груп застосовано критерій Краскела-Уолліса. Статистично значущих відмінностей між групами сімейного статусу виявлено не було ($\chi^2(4) = 0,849$, $p = 0,932$, $\varepsilon^2 = 0,004$). Розміри ефекту були малими, що свідчить про відсутність практично значущих відмінностей показників досвіду переживання нереальності втрати між групами різного сімейного статусу у вибірці. Описові статистики свідчать про незначне коливання мір центральної тенденції між групами.

Психометричні характеристики GCQ-12

I. Описова статистика

Дані описової статистики вказували на виражені, але неоднорідні негативні когніції, пов'язані з горем у вибірці ($M = 2,778$ - $5,490$; $SD = 1,975$ - $2,504$). Найвищі середні значення спостерігалися для пункту 7 (невпевненість у майбутньому; $M = 5,490$, $SD = 1,975$) та пункту 5 (негативна оцінка світу після втрати; $M = 4,593$, $SD = 2,151$).

II. Внутрішня узгодженість

Загальна внутрішня узгодженість GCQ-12 була високою: α Кронбаха = $0,916$, ω Макдональда = $0,918$. Кореляції «пункт-решта шкали» були стабільно високими та варіювали в діапазоні $0,570$ - $0,786$, що вказує на добру дискримінативність пунктів і їхній узгоджений внесок у загальний латентний конструкт. Для всіх пунктів вилучення призводило до зниження надійності порівняно з повною версією шкали: α у разі вилучення перебувала в межах

0,904-0,914, ω у разі вилучення – у межах 0,905-0,915, що є нижчим за першочергові показники. Матрицю міжпунктових зв'язків для GCQ-12 було проаналізовано за допомогою коефіцієнта ρ Спірмена ($N = 194$; $df = 192$), що є методологічно доречним за умов ординального формату відповідей. Усі парні кореляції були позитивними та статистично значущими (усі $p < 0,001$), що загалом свідчить про узгодженість пунктів і наявність спільного латентного змісту.

Сила зв'язків варіювала від низько-помірної до дуже високої ($\rho = 0,243$ - $0,885$). Найсильніший зв'язок зафіксовано між пунктами, що відображають знецінення життя після втрати (пункти 9 і 10 за оригінальною шкалою): $\rho = 0,885$. Подібний патерн спостерігався і в двох інших парах тематично близьких пунктів (4 і 18 за оригінальною шкалою: $\rho = 0,802$; 10 та 12: $\rho = 0,790$).

III. Факторна структура

GCQ-12 утворює загальний індекс негативних когніцій про втрату як сумарний бал за всіма пунктами. Для початкової однофакторної CFA-моделі GCQ-12 усі факторні навантаження були статистично значущими ($p < 0,001$). Водночас їх сила була неоднорідною: стандартизовані навантаження варіювали в межах $\lambda_{std} = 0,569$ - $0,883$.

Важливо зазначити, що в поточному аналізі використовувався не повний перелік пунктів оригінальної шкали, а набір із 12 тверджень. Отже, отримані показники відповідності слід інтерпретувати з урахуванням того, що скорочення інструмента може змінювати коваріаційну структуру та, відповідно, впливати на узгодженість однофакторної моделі з даними. Водночас наявні публікації також повідомляють про недостатні показники відповідності для аналогічної однофакторної специфікації, що узгоджується з поточними результатами.

Показники відповідності моделі даним свідчили про недостатню узгодженість початкової однофакторної специфікації: $\chi^2(54) = 560,604$, $p < 0,001$, CFI = 0,690, TLI = 0,621, SRMR = 0,096, RMSEA = 0,220 (90% ДІ [0,204; 0,237]). Одновимірна модель у запропонованому вигляді недостатньо добре відтворює коваріаційну структуру відповідей. Високі модифікаційні індекси спостерігалися переважно між пунктами, які в інструкції методики формують парні індекси. Це вказує на локальну залежність у межах змістово близьких пар і узгоджується з їх концептуальним групуванням у методиці. Оскільки окреме моделювання цих пар як латентних підшкал у CFA мало сумнівну доцільність через двопунктову природу підшкал, подальші уточнення специфікації розглядалися як кореляції (коваріації) залишків у межах теоретично визначених пар.

У модифікованій однофакторній CFA-моделі GCQ-12 були дозволені коваріації залишків між теоретично пов'язаними парами пунктів. Після внесення цих коваріацій показники відповідності моделі даним суттєво покращилися порівняно з початковою моделлю: $\chi^2(49) = 149,608$, $p < 0,001$, CFI = 0,938, TLI = 0,917, SRMR = 0,052, RMSEA = 0,103 (90% ДІ [0,084; 0,122]); AIC = 8905,027. Отже, модель стала значно ближчою до прийнятної за інкрементальними та залишковими індексами, хоча χ^2 залишився статистично значущим, а RMSEA все ще перебував на підвищеному рівні. Усі факторні навантаження пунктів у модифікованій моделі залишилися статистично значущими ($p < 0,001$), від помірної до високої сили: $\lambda_{std} = 0,531$ - $0,856$.

VI. Конвергентна валідність

GCQ-12 очікувано демонструвала виражений зворотний зв'язок із дієвістю копінгу за SCES+ ($\rho = -0,542$, 95% ДІ [-0,644; -0,423], $p_{FDR} < 0,001$). Тобто, вищі негативні когніції про втрату асоційовані з нижчою суб'єктивною ефективністю подолання. Для PCL-5 зафіксовано помірний позитивний зв'язок показниками за TGI-SR-ICD-11 ($\rho = 0,480$, 95% ДІ [0,364; 0,587], $p_{FDR} < 0,001$) та слабший, але статистично значущий зв'язок із балами за WRSS ($\rho = 0,285$, 95% ДІ [0,146; 0,413], $p_{FDR} < 0,001$).

V. Валідність відомих груп

Відмінностей у показниках за GCQ-12 для респондентами, які працюють і не працюють виявлено не було ($U = 3054,000$, $p = 0,936$). Описові статистики вказували на близькі центральні тенденції в обох групах: медіани GCQ-12 - 47 проти 46,5.

Також перевірялися можливі відмінності за показниками шкали для тих, хто пережив втрату після 24.02.2022, та тими - хто до. Розподіл показників не відповідав нормальному (як і для попереднього порівняння). Було виявлено статистично значущу різницю між показниками, що виявили групи з втратою під час і до повномасштабного вторгнення РФ на територію України: $U = 2967,500$, $p = 0,037$, рангово-бісеріальна кореляція $r_{rb} = 0,196$. У групі з втратою після початку повномасштабного вторгнення спостерігалися вищі значення негативних когніцій про втрату ($M_e = 49$) порівняно з групою без такого досвіду ($M_e = 45$).

Розподіли показників для груп респондентів, що не змінювали місце проживання у зв'язку з війною, переміщувалися в межах країни та переміщувалися закордон не відповідали нормальному (Shapiro-Wilk $p < 0,001$), тому для порівняння трьох незалежних груп застосовано критерій Краскела-Уолліса з подальшими попарними порівняннями Dwass-Steel-Critchlow-Fligner. За результатами Краскела-Уолліса статистично значущих відмінностей між групами не виявлено ($\chi^2(2) = 2,421$, $p = 0,298$, $\epsilon^2 = 0,013$).

Також не було виявлено відмінностей у показниках за шкалою для груп із різним сімейним статусом ($\chi^2(4) = 6,392$, $p = 0,172$, $\epsilon^2 = 0,033$). Коливання мір центральної тенденції між групами було незначним.

Психометричні характеристики DAAPGQ-5

I. Описова статистика

У вибірці відзначено помірно виражене, але неоднорідне уникнення (депресивне уникнення: $M = 3,773$ - $4,320$; $SD = 2,483$ - $2,678$; тривожне уникнення: $M = 3,825$ - $4,057$; $SD = 2,617$ - $2,722$).

II. Внутрішня узгодженість

У даному дослідженні DAAPGQ-5 скорочена підшкала депресивного уникнення продемонструвала високу внутрішню узгодженість: α Кронбаха = 0,829, ω Макдональда = 0,835. Кореляції «пункт-решта шкали» були стабільно високими. Аналіз надійності у разі вилучення пункту не виявив підстав для скорочення підшкали. Скорочена підшкала тривожного уникнення продемонструвала прийнятну, але нижчу внутрішню узгодженість: $\alpha = 0,698$, $\omega = 0,698$. Вилучення будь-якого пункту різко послаблює надійність, що є очікуваним для дуже коротких підшкал, і фактично зводить підшкалу до одного елемента.

Усі внутрішні кореляції між питаннями були позитивними та статистично значущими ($p \leq 0,003$), що свідчить про узгодженість пунктів у межах скороченої версії інструмента.

Найсильніші асоціації були зафіксовані між пунктами 2-4: $\rho = 0,567$ - $0,709$ (усі $p < 0,001$), із максимальною силою зв'язку між пунктами 2 і 3 ($\rho = 0,709$). Такий патерн є очікуваним, оскільки питання із найбільшою силою зв'язку відображають спільний зміст - зниження залученості до діяльності після втрати. Також, найбільша кореляція між пунктами 2 і 3 узгоджується з їхньою семантичною близькістю: обидва пункти описують уникання колишніх джерел задоволення, відрізнячись лише приписуваною причиною.

III. Факторна структура

DAAPGQ-5 передбачала двофакторну структуру: інтенсивність депресивного уникнення

оцінювалася сумою балів за відповіді на питання 2,3,4, тоді як інтенсивність тривожного уникання за сумою балів за пунктами 6 та 7. Крім того, сумарний бал за всіма пунктами становив індекс загального уникнення, де вищі значення відповідають більш інтенсивному уникненню.

Для двофакторної CFA-моделі DAAPGQ-5 усі факторні навантаження були статистично значущими ($p < 0,001$) та переважно високими. У підшкалі депресивного уникнення стандартизовані навантаження варіювали від $\lambda_{std} = 0,714$ (пункт 4) до $\lambda_{std} = 0,874$ (пункт 3), що свідчить про сильний зв'язок пунктів із відповідним латентним фактором. У підшкалі тривожного уникнення обидва пункти демонстрували високі навантаження ($\lambda_{std} = 0,711$ та $\lambda_{std} = 0,755$), що узгоджується з їх спільним змістом.

Показники відповідності моделі даним свідчили про добру узгодженість двофакторної моделі: $\chi^2(4) = 7,680$, $p = 0,104$, CFI = 0,988, TLI = 0,971, SRMR = 0,032, RMSEA = 0,069 (90% ДІ [0,000; 0,142]); AIC = 4321,639. Зокрема, χ^2 був статистично незначущим, SRMR вказував на мінімальну залишкову невідповідність, а RMSEA перебував на прийнятному рівні з урахуванням широкого довірчого інтервалу за малих ступенів свободи. Модифікаційні індекси для коваріацій залишків і перехресних навантажень були переважно невеликими, що підтримало адекватність початкової двофакторної структури.

VI. Конвергентна валідність

Загальний показник уникнення за DAAPGQ-5 мав найсильніший зв'язок із індексом депресивного уникнення ($\rho = 0,633$, 95% ДІ [0,511; 0,735], $p_{FDR} < 0,001$), а також демонстрував помірні позитивні кореляції з негативними когніціями про горе за GCQ-12 ($\rho = 0,493$, 95% ДІ [0,369; 0,601], $p_{FDR} < 0,001$) та з показниками PHQ-4 ($\rho = 0,473$, 95% ДІ [0,346; 0,582], $p_{FDR} < 0,001$). Загальний індекс уникнення за DAAPGQ-5 був позитивно пов'язаний із індексом тривожного уникнення ($\rho = 0,461$, 95% ДІ [0,318; 0,579], $p_{FDR} < 0,001$). Оскільки загальний індекс уникнення частково включає показники підшкал, виявлені кореляції відображають очікувану структурну взаємопов'язаність компонентів методики.

V. Валідність відомих груп

Статистично значущих відмінностей у показниках між групами респондентів із різним статусом працевлаштованості не виявлено ($U = 2808,500$, $p = 0,391$). Критерій Манна-Уїтні був використаний, так як попередньо було виявлено відхилення розподілу від нормального ($p < 0,001$). Виявлені центральні тенденції в обох групах: медіани становили 14 для тих, хто працює ($N = 40$), проти 16 для тих, хто не працює ($N = 154$).

Порівняння показників респондентів, які пережили втрату після повномасштабного вторгнення ($N = 142$), із тими, хто пережив втрату до повномасштабного вторгнення ($N = 52$) не виявило статистично значущих відмінностей ($U = 3348,000$, $p = 0,321$, $rrb = 0,093$; $Me = 16$ та 13,5).

За результатами підрахунку критерія Краскела-Уолліса виявлено, що статистично значущих відмінностей у показниках між групами респондентів, які не змінювали місце проживання у зв'язку з війною, які змінювали його в межах країни та тих, хто виїхав за кордон, не виявлено ($\chi^2(2) = 0,431$, $p = 0,806$, $\varepsilon^2 = 0,002$).

Щодо відмінностей за сімейним статусом, за результатами аналізу статистично значущих відмінностей між групами сімейного статусу не виявлено ($\chi^2(4) = 6,342$, $p = 0,175$, $\varepsilon^2 = 0,033$), GCQ-12 ($\chi^2(4) = 6,392$, $p = 0,172$, $\varepsilon^2 = 0,033$). Виявлено незначне коливання мір центральної тенденції між групами.

Обговорення

Метою цього дослідження було оцінити психометричні характеристики україномовних версій інструментів EUS, GCQ-12 та DAAPGQ-5 на вибірці осіб, які переживають втрату близької людини в умовах триваючої війни в Україні. Отримані результати підтвердили прийнятну або високу внутрішню узгодженість усіх інструментів, частково підтримали їхню факторну структуру, у порівнянні з оригінальними версіями, та виявили диференційовані патерни валідності.

Отримані показники внутрішньої узгодженості україномовної версії EUS є співставними з показниками оригінальної англійської версії [23], де α Кронбаха були в межах 0,85-0,92. Подібно до первинних досліджень, шкала продемонструвала однофакторну структуру з високими факторними навантаженнями, що підтверджує структурну відповідність конструктора. Водночас в оригінальній роботі показники конвергентної валідності EUS демонстрували помірні зв'язки з симптомами РТГ. У вибірці даного дослідження такі зв'язки не досягли статистичної значущості після FDR-корекції. Це може відображати контекстуальну специфіку воєнної ситуації: в умовах масової травматизації відчуття нереальності втрати може бути поширеним феноменом навіть поза межами клінічно значущих показників за іншими шкалами. Можна припустити потенційно вищу нормативну варіативність феномену відчуття нереальності втрати в воєнному контексті.

Україномовна версія GCQ-12 продемонструвала високу внутрішню узгодженість, ($\alpha = 0,916$), що співзвучно з результатами дослідження психометричних характеристик оригінальної повної версії GCQ [12] та її скорочених адаптацій різними мовами, де α також стабільно перевищували 0,85 [24,25]. Результати даного дослідження щодо факторної структури GCQ-12 також були співзвучні вищезазначеним іноземним роботам: однофакторна модель не продемонструвала оптимальної відповідності без окремого врахування залежності між змістово близькими пунктами. У попередніх роботах з адаптацій скороченої та повної шкали також виявлені дані про багатовимірну структуру інструмента. Таким чином отримані в ході даного дослідження результати не суперечать вже відомим структурним особливостям. У межах скороченої версії пункти, що відображають оцінку дезадаптивних когніцій однієї змістової групи можуть утворювати відносно автономні, хоча й пов'язані «підконструкти». Використання загального індексу дезадаптивних когніцій, пов'язаних з горем, можливе, але потребує уваги до інтерпретацій – з урахуванням внутрішньої гетерогенності.

На відміну від EUS, GCQ-12 показала очікувані зв'язки з показниками дієвості копінгу, симптомів РТГ та стресом, пов'язаним з війною. У попередніх дослідженнях GCQ також демонструвала зв'язки з показниками шкал, що вимірювали інтенсивність проявів горя, а також із показниками шкал, що вимірювали симптоми ПТСР, тривоги та депресії. З одного боку, результати даного дослідження підтверджують постулат когнітивно-біхевіоральної теорії горювання щодо центральної ролі дезадаптивних когніцій про горе у розвитку та підтримці патологічного горювання [8,9]. Цікавим є спостереження про те, що показники за GCQ-12 не виявили зв'язків із показниками за РНQ-4, тоді як прояви депресії також можуть включати негативні уявлення про себе, світ та майбутнє. Цікавою знахідкою є те, що респонденти, які пережили втрату після початку повномасштабного вторгнення, мали вищі показники негативних когніцій. Такий результат з одного боку може свідчити про специфіку воєнного контексту (це підтверджує і зв'язок показників GCQ-12 із показниками за WRSS), з іншого, про очікуване зниження інтенсивності проявів горя з часом [26,27]. В будь-якому разі усі респонденти, дані від яких включені до аналізу, пережили втрату після 2014 року, коли в Україні по суті вже йшла війна? але вона не була повномасштабною.

Україномовна версія DAAPGQ-5 підтвердила двофакторну структуру, аналогічну оригінальній моделі, з добрими показниками відповідності [13]. У тому ж оригінальному дослідженні α Кронбаха для підшкали депресивного уникнення становила 0,90, тоді як для тривожного уникнення - 0,74, подібний патерн спостерігався і в даному дослідженні ($\alpha = 0,829$ для депресивного уникнення та $\alpha = 0,698$ для тривожного уникнення). У дослідженні оригінальної версії DAAPGQ демонстрував позитивні зв'язки з тяжкістю тривалого горя, депресивною

симптоматикою та проявами ПТСР. У даному дослідженні частково відтворені ці результати - уникнення було пов'язане з негативними когніціями про горе рівнем тривожної та депресивної симптоматики. Подібні психометричні характеристики мала також версія повної шкали німецькою мовою [28]. DAAPGQ-5 не продемонстрував чутливості до більшості соціально-демографічних відмінностей, що може вказувати на його відносну стабільність щодо цих характеристик вибірки.

Загалом отримані результати дозволяють припустити, що відчуття нереальності втрати, негативні когніції про горе, тривожне та депресивне уникнення з одного боку вкладаються в когнітивно-поведінкову модель патологічного горя, але, разом з тим, і можуть існувати з різним ступенем автономності в умовах життя людини в обставинах триваючої війни. Цікавим вектором для подальших досліджень може стати дослідження взаємозв'язків цих трьох процесів у людини, яка переживає втрату в умовах воєнного часу, який характеризується зокрема множинністю втрат, соціальною "нормалізацією" травматичних подій та триваючим перебуванням в умовах небезпеки.

Обмеження та перспективи подальших досліджень

Пропоноване дослідження мало крос-секційний дизайн, тобто оцінка тест-ретест надійності, часової стабільності показників не проводилася. Разом з тим когнітивні та поведінкові механізми горювання є динамічними. Лонгітюдні дослідження необхідні для перевірки сталості факторних структур та міжконструктивних зв'язків з часом. Респонденти проходили самоопитування, тож використання клінічних інтерв'ю або багатометодного підходу надалі очікувано дозволить отримати більш чисту картину валідності. Респонденти з високими показниками інтенсивності проявів горя за TGI-SR-ICD-11 не проходили клінічної діагностики щодо РТГ. Тому дискримінантна валідність шкал між клінічними та неклінічними групами потребує додаткової перевірки. Особливо це важливо для оцінки діагностичної чутливості та специфічності інструментів.

Висновки

Україномовні версії EUS, GCQ-12 та DAAPGQ-5 показали достатні психометричні характеристики для використання у клінічній та науковій практиці для комплексної оцінки механізмів горювання.

Фінансування

Дослідження виконано в рамках науково-дослідної роботи «Інноваційні технології ефективного психолого-психіатричного супроводу осіб, які пережили різні типи втрат під час війни», що виконується на кафедрі медичної психології, психосоматичної медицини та психотерапії Національного медичного університету імені О.О. Богомольця; державний реєстраційний номер: 0124U000697

Посилання

1. Office of the United Nations High Commissioner for Human Rights. (2026, February). Four years since the full-scale invasion of Ukraine: Key facts and findings. <https://ukraine.ohchr.org/uk/Four-years-since-the-full%E2%80%91scale-invasion-of-Ukraine-key-facts-and-findings-February-2026>
2. Leshchuk, I., & But, T. (2024). Topical issues in the study of grief after the loss of a loved one. *Psychosomatic Medicine and General Practice*, 9(4). <https://doi.org/10.26766/pmgp.v9i4.565>
3. Pinchuk, I., Leventhal, B. L., Ladyk-Bryzghalova, A., Lien, L., Yachnik, Y., Casanova Dias, M.,

- Virchenko, V., Szatmari, P., Protsenko, O., Chaimowitz, G. A., Chisholm, D., Kolokolova, V., Guerrero, A. P. S., Chumak, S., Myshakivska, O., Robertson, P. G., Hanson, M. D., Yee Liu, H., De Picker, L. J., & Kupchik, M. (2024). The Lancet Psychiatry Commission on mental health in Ukraine. *The Lancet Psychiatry*, 11(11), 910-933. [https://doi.org/10.1016/s2215-0366\(24\)00241-4](https://doi.org/10.1016/s2215-0366(24)00241-4)
4. Nechitailo, I., & Brusakova, O. (2024). Impact of occupation and war losses on mental health and the subjective well-being of civilians: on the example of residents of Kharkiv and Kharkiv region under the conditions of full-scale invasion of Russia in Ukraine. *European Socio-Legal & Humanitarian Studies*, 2, 119-135. <https://doi.org/10.61345/2734-8873.2024.2.11>
 5. Redican, E., Hyland, P., Shevlin, M., Dmytro Martsenkovskiy, Thanos Karatzias, & Menachem Ben-Ezra. (2024). Prevalence and correlates of ICD-11 prolonged grief disorder among adults living in Ukraine during the war with Russia. *Acta Psychiatrica Scandinavica*. <https://doi.org/10.1111/acps.13678>
 6. Lenferink, L. I. M., Eisma, M. C., Smid, G. E., de Keijser, J., & Boelen, P. A. (2021). Valid measurement of DSM-5 persistent complex bereavement disorder and DSM-5-TR and ICD-11 prolonged grief disorder: The traumatic grief inventory-self report plus (TGI-SR+). *Comprehensive Psychiatry*, 112(112), 152281. <https://doi.org/10.1016/j.comppsy.2021.152281>
 7. Eisma, M. C., Rosner, R., & Comtesse, H. (2020). ICD-11 Prolonged Grief Disorder Criteria: Turning Challenges Into Opportunities With Multiverse Analyses. *Frontiers in Psychiatry*, 11. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2020.00752>
 8. Boelen, P. A., & Klugkist, I. (2011). Cognitive behavioral variables mediate the associations of neuroticism and attachment insecurity with Prolonged Grief Disorder severity. *Anxiety, Stress & Coping*, 24(3), 291-307. <https://doi.org/10.1080/10615806.2010.527335>
 9. Keser, E., & Boelen, P. A. (2025). Testing the cognitive-behavioral model of prolonged grief disorder (PGD): distinct and shared pathways to PTSD and depression. *BMC Psychology*, 13(1). <https://doi.org/10.1186/s40359-025-03078-0>
 10. Boelen, P. A., & Lenferink, L. I. M. (2019). Symptoms of prolonged grief, posttraumatic stress, and depression in recently bereaved people: symptom profiles, predictive value, and cognitive behavioural correlates. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 55(6), 765-777. <https://doi.org/10.1007/s00127-019-01776-w>
 11. Boelen, P. A. (2017). "It feels as if she might return one day": A sense of unrealness as a predictor of bereavement-related emotional distress / "Tengo la sensación de que ella puede volver algún día": la sensación de irrealidad como un predictor del sufrimiento emocional relacionado con la pérdida. *Estudios de Psicología*, 38(3), 734-751. <https://doi.org/10.1080/02109395.2017.1340140>
 12. Boelen, P. A., & Lensvelt-Mulders, G. J. L. M. (2005). Psychometric Properties of the Grief Cognitions Questionnaire (GCQ). *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 27(4), 291-303. <https://doi.org/10.1007/s10862-005-2409-5>
 13. Boelen, P. A., & Van den Bout, J. (2010). Anxious and Depressive Avoidance and Symptoms of Prolonged Grief, Depression, and Post-Traumatic Stress Disorder. *Psychologica Belgica*, 50(1-2), 49. <https://doi.org/10.5334/pb-50-1-2-49>
 14. Frankova I., [in prep], 2026
 15. Boelen, P. A., & Smid, G. E. (2017). The Traumatic Grief Inventory Self-Report Version (TGI-SR): Introduction and Preliminary Psychometric Evaluation. *Journal of Loss and Trauma*, 22(3), 196-212. <https://doi.org/10.1080/15325024.2017.1284488>
 16. Blevins, C. A., Weathers, F. W., Davis, M. T., Witte, T. K., & Domino, J. L. (2015). The Posttraumatic Stress Disorder Checklist for DSM-5 (PCL-5): Development and Initial Psychometric Evaluation. *Journal of Traumatic Stress*, 28(6), 489-498. <https://doi.org/10.1002/jts.22059>
 17. Wortmann, J. H., Jordan, A. H., Weathers, F. W., Resick, P. A., Dondanville, K. A., Hall-Clark, B., Foa, E. B., Young-McCaughan, S., Yarvis, J. S., Hembree, E. A., Mintz, J., Peterson, A. L., & Litz, B. T. (2016). Psychometric analysis of the PTSD Checklist-5 (PCL-5) among treatment-seeking military service members. *Psychological Assessment*, 28(11), 1392-1403.

- <https://doi.org/10.1037/pas0000260>
18. Kroenke, K., Spitzer, R. L., Williams, J. B. W., & Lowe, B. (2009). An Ultra-Brief Screening Scale for Anxiety and Depression: The PHQ-4. *Psychosomatics*, 50(6), 613–621. <https://doi.org/10.1176/appi.psy.50.6.613>
 19. Pavlova, I., Graf-Vlachy, L., Petrytsa, P., Wang, S., & Zhang, S. X. (2022). Early evidence on the mental health of Ukrainian civilian and professional combatants during the Russian invasion. *European Psychiatry*, 65(1). <https://doi.org/10.1192/j.eurpsy.2022.2335>
 20. Lenka Vargová, Bibiána Jozefiaková, Lačný, M., & Matúš Adamkovič. (2024). War-related stress scale. *BMC Psychology*, 12(1). <https://doi.org/10.1186/s40359-024-01687-9>
 21. Shalev AY. [in prep]. 2026.
 22. Leshchuk I. et al [in press]. 2026.
 23. Boelen, P. A. (2010). A Sense of “unrealness” about the death of a loved-one: An exploratory study of its role in emotional complications among bereaved individuals. *Applied Cognitive Psychology*, 24(2), 238–251. <https://doi.org/10.1002/acp.1557>
 24. Doering, B. K., Boelen, P. A., Eisma, M. C., & Barke, A. (2021). Validation of a German Version of the Grief Cognitions Questionnaire and Establishment of a Short Form. *Frontiers in Psychology*, 11. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.620987>
 25. Basim, A., & Noor, O. (2020). The Jordanian Version of the Grief Cognition Questionnaire: Factor Analysis, Validity and Reliability. 2, 386–398. <https://doi.org/10.34883/pi.2020.11.2.015>
 26. Zordan, R. D., Bell, M. L., Price, M., Remedios, C., Lobb, E., Hall, C., & Hudson, P. (2019). Long-term prevalence and predictors of prolonged grief disorder amongst bereaved cancer caregivers: A cohort study. *Palliative and Supportive Care*, 17(5), 507–514. <https://doi.org/10.1017/s1478951518001013>
 27. Wen, F., Chou, W., Shen, W., & Tang, S. T. (2020). Distinctiveness of prolonged-grief-disorder- and depressive-symptom trajectories in the first 2 years of bereavement for family caregivers of terminally ill cancer patients. *Psycho-Oncology*, 29(10), 1524–1532. <https://doi.org/10.1002/pon.5441>
 28. Treml, J., Nagl, M., Braehler, E., Boelen, P. A., & Kersting, A. (2021). Psychometric properties of the German version of the Depressive and Anxious Avoidance in Prolonged Grief Questionnaire (DAAPGQ). *PLOS ONE*, 16(8), e0254959. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0254959>