

DOI 10.26565/2410-1249-2026-25-04

УДК 159.9.072.5:159.923.2

АДАПТАЦІЯ ТА ПСИХОМЕТРИЧНА ПЕРЕВІРКА УКРАЇНОМОВНОЇ ВЕРСІЇ ОПИТУВАЛЬНИКА ПОСТТРАВМАТИЧНИХ ЗМІН ПСИХОЛОГІЧНОГО БЛАГОПОЛУЧЧЯ PWB-PTCQ

Наталія Барінова*Харківський національний університет імені В. Н. Каразіна**м. Свободи, 4, м. Харків, 61022, Україна**E-mail: barinova.n2310@gmail.com; <https://orcid.org/0000-0001-5103-0611>***Ілля Єрмак***Харківський національний університет імені В. Н. Каразіна**м. Свободи, 4, м. Харків, 61022, Україна**E-mail: yermak.illia00@gmail.com; <https://orcid.org/0009-0004-8270-5203>*

У статті представлено крос-культурну адаптацію та психометричну перевірку україномовної версії Опитувальника посттравматичних змін психологічного благополуччя PWB-PTCQ у вибірці чоловіків-військовослужбовців і ветеранів із досвідом участі в бойових діях. Теоретичну основу інструменту становить теорія організмичного оціночного процесу зростання після несприятливого досвіду С. Джозефа та А. Лінлі, а також євдемонічна модель психологічного благополуччя К. Ріфф. Біполярний формат дозволяє фіксувати як позитивні, так і негативні напрями сприйнятих змін. У дослідженні взяли участь 224 респонденти віком від 19 до 58 років. Процедура адаптації включала прямий і зворотний переклад, експертне узгодження та перевірку семантичної еквівалентності пунктів. Психометричну перевірку здійснено за допомогою конфірматорного факторного аналізу, оцінки внутрішньої узгодженості, вимірювальної інваріантності, кореляційного аналізу, ієрархічної регресії та аналізу чутливості. Перевірку конструктивної валідності здійснено із застосуванням україномовних адаптацій інструментів: оцінено конвергентні зв'язки зі Шкалою оцінки посттравматичного зростання PTGI-UA, номологічні — з показниками Шкали впливу стресових подій IES-R та Шкали реакції на тривалий травматичний стрес CTSR, а інкрементну валідність — за допомогою Шкали задоволеності життям SWLS. Результати підтвердили одновимірну структуру шкали та високий рівень відповідності моделі емпіричним даним ($CFI = .967$; $TLI = .963$; $RMSEA = .044$; $SRMR = .039$). Для оцінювання параметрів одновимірної моделі застосовано робастний метод максимальної правдоподібності MLR, тоді як альтернативні шестифакторна модель із корельованими чинниками, модель другого порядку та біфакторна модель були відхилені через некоректні оцінки параметрів. Опитувальник продемонстрував високу внутрішню узгодженість ($\alpha = .931$; $\omega = .931$), скалярну інваріантність за віком і теоретично очікувані зв'язки з посттравматичним зростанням, задоволеністю життям, посттравматичним та тривалим травматичним стресом. Аналіз чутливості підтвердив стійкість факторної структури та параметрів надійності після вилучення з розрахунків 44 респондентів, які перебували в умовах тривалої загрози на момент опитування. Отримані результати свідчать про належні психометричні характеристики україномовної версії PWB-PTCQ та підтримують її використання для оцінювання суб'єктивно сприйнятих посттравматичних змін у психологічному благополуччі в дослідній вибірці.

Ключові слова: *посттравматичні зміни; психологічне благополуччя; PWB-PTCQ; адаптація опитувальника; психометрична валідація; посттравматичне зростання*

Вступ і сучасний стан досліджуваної проблеми.

Посттравматичні зміни становлять окремий предмет досліджень психологічних наслідків травматичного або іншого несприятливого досвіду. В емпіричних роботах їх переважно оцінюють за ретроспективними самозвітами, як оцінювач результату залежить від того, яку операціоналізовану конструкцію та які аспекти посттравматичного досвіду охоплює інструмент. Це висуває підвищені вимоги до психометричної валідності відповідних методик. У дослідженнях адаптації після несприятливого досвіду психологічне благополуччя розглядають як одну з вагомих характеристик позитивного функціонування особистості (Joseph & Linley, 2005). На відміну від суб'єктивного благополуччя, що переважно охоплює афективний стан і задоволеність життям, психологічне

благополуччя описує євдемонічний вимір функціонування: осмислення досвіду, цілісність самоставлення, життєву спрямованість і здатність діяти в умовах складних обставин (Keyes et al., 2002).

Особливо складним є аналіз вибірок із досвідом інтенсивної, тривалої або повторюваної травматизації. Військовослужбовці й ветерани з бойовим досвідом належать до таких груп, оскільки бойові стресори можуть поєднувати загрозу життю, втрати, кумулятивний вплив небезпеки та подальше функціонування в умовах невизначеності (Kang et al., 2024; Кокун та ін., 2025). Попри високий ризик дезадаптивних наслідків травматичного досвіду, частина військовослужбовців і ветеранів повідомляє про позитивні психологічні зміни, які в літературі описують у межах конструкту посттравматичного

How to cite: Barinova N., Yermak I., (2026). Adaptation and Psychometric Evaluation of the Ukrainian Version of the Psychological Well-Being Post-Traumatic Changes Questionnaire (PWB-PTCQ), *Psychological Counseling and Psychotherapy*, (25), 28-41. <https://doi.org/10.26565/2410-1249-2026-25-04> (in Ukrainian)

Як цитувати: Барінова Н., Єрмак І., (2026). Адаптація та психометрична перевірка україномовної версії опитувальника посттравматичних змін психологічного благополуччя PWB-PTCQ, *Психологічне консультування і психотерапія*, (25), 28-41. <https://doi.org/10.26565/2410-1249-2026-25-04>

© Барінова Н., Єрмак І., 2026; CC BY 4.0 license

зростання (Mark et al., 2018; Tedeschi et al., 2018). В українських дослідженнях проблема психологічного функціонування військовослужбовців розглядається у зв'язку з резильєнтністю, механізмами саморегуляції та особистісною стійкістю (Prykhodko et al., 2023; Милославська та Богдановський, 2023).

Конструкт посттравматичного зростання (ПТЗ) традиційно визначають як позитивні психологічні зміни, що виникають у процесі подолання травматичних або інших складних життєвих обставин (Tedeschi et al., 2018). Його сучасне розуміння формувалося в кількох дослідницьких напрямках. Початкові емпіричні роботи описували позитивні зміни після кризових подій (Joseph et al., 1993), пошук переваг у несприятливих обставинах (Affleck & Tennen, 1996) і зростання, пов'язане зі стресом (Park et al., 1996). Суміжні дослідження розглядали сприйняті переваги після негативних подій (McMillen & Fisher, 1998) та процвітання після життєвих потрясінь (O'Leary & Iskovics, 1995). Надалі ці підходи були узагальнені в ширшій концепції зростання через несприятливий досвід (Linley & Joseph, 2004). Теоретично ПТЗ також пов'язують із реконструкцією базових припущень щодо доброзичливості та осмисленості світу після травми (Janoff-Bulman, 1992).

Попри значний дослідницький потенціал, інтерпретація ПТЗ залишається методологічно дискусійною. Модель «Дволикого Януса» тлумачить деклароване зростання як феномен із різною психологічною природою: частина відповідей може відображати реальні особистісні зміни, частина — захисні когнітивні стратегії тимчасового зниження дистресу (Maercker & Zoellner, 2004). Лонгітудні дослідження фіксують слабку відповідність між суб'єктивно повідомленим зростанням та об'єктивними показниками змін особистості й функціонування (Frazier et al., 2009; Jayawickreme et al., 2021). Це ускладнює інтерпретацію результатів, отриманих за допомогою інструментів раннього покоління, насамперед Опитувальника посттравматичного зростання PTGI (Tedeschi & Calhoun, 1996). Серед основних зауваг до таких інструментів виокремлюють ризик змішування декларованого зростання з копінгом уникнення, вплив соціальної бажаності та обмеження уніполярних шкал у фіксації негативних посттравматичних змін (Ford et al., 2008; Jayawickreme & Blackie, 2014).

У межах дослідження принциповим є розмежування посттравматичного зростання та посттравматичних змін психологічного благополуччя. Зростання описує позитивні зміни, які людина пов'язує з подоланням травматичного досвіду. Посттравматичні зміни психологічного благополуччя

стосуються ретроспективної оцінки того, як після травматичної події змінилося евдемонічне функціонування особистості.

Для оцінки такого типу змін було розроблено Опитувальник посттравматичних змін психологічного благополуччя PWB-PTCQ (Joseph et al., 2012). Методика спирається на теорію організмичного оціночного процесу зростання після несприятливого досвіду та евдемонічну модель психологічного благополуччя К. Ріффа (Joseph & Linley, 2005; Ryff, 1989). Хоча теоретична основа інструменту пов'язана з шістьма доменами благополуччя, у валідаційному дослідженні найкращу емпіричну підтримку отримала інтерпретація PWB-PTCQ як єдиної шкали, побудованої на взаємопов'язаних компонентах психологічного благополуччя (Joseph et al., 2012). Біполярний формат відповідей фіксує позитивний і негативний напрям суб'єктивно сприйнятих змін після травматичного досвіду. В оригінальному дослідженні PWB-PTCQ мав належну внутрішню узгодженість, конструктну та інкрементну валідність, а також низьку пов'язаність із соціально бажаними відповідями (Joseph et al., 2012).

Мета дослідження — адаптація та психометрична перевірка україномовної версії Опитувальника посттравматичних змін психологічного благополуччя PWB-PTCQ у вибірці чоловіків-військовослужбовців і ветеранів, які мали досвід участі в бойових діях.

Методи. Учасники та процедура. Емпіричну базу дослідження склали дані опитування 224 чоловіків — представників Сил оборони України та ветеранів, які повідомили про досвід безпосередньої участі в бойових діях після повномасштабного вторгнення. Такий обсяг вибірки можна вважати прийнятним для проведення конфірматорного факторного аналізу, оскільки забезпечується співвідношення понад 12 респондентів на один пункт опитувальника (Kline, 2016).

Вік учасників становив від 19 до 58 років ($M = 39.64$; $SD = 11.18$). Відповідно до вікової класифікації ВООЗ учасників було розподілено на групу молодого віку (18–44 роки) — 62.9% ($n = 141$) та групу середнього віку (45–59 років) — 37.1% ($n = 83$). За поточним сімейним станом більшість учасників перебували у шлюбі або проживали з партнером/партнеркою (58.5%; $n = 131$), 23.7% ($n = 53$) були неодруженими або не перебували у стосунках, а 17.9% ($n = 40$) були розлученими або проживали окремо. Суб'єктивна оцінка матеріального становища родини становила $M = 3.38$ ($SD = 1.12$; $Min = 1$; $Max = 5$), а середній показник задоволеності партнерськими стосунками серед респондентів становив $M = 4.02$ ($SD = 1.43$; $Min = 1$; $Max = 6$). Детальні соціально-демографічні характеристики вибірки наведено в табл. 1.

Таблиця 1. Соціально-демографічні характеристики вибірки/ Socio-demographic characteristics of the sample

Змінна	Категорія	n	%
Вік	18–44 роки	141	62,9
	45–59 років	83	37,1
Зміна сімейного стану через війну	Відсутня	188	83,9
	Наявна	36	16,1

Змінна	Категорія	n	%
Домінантний травматичний чинник	Пряма загроза життю	154	68,8
	Втрата або зникнення близької людини	70	31,2
Час після події	До 1 місяця	60	26,8
	1–6 місяців	68	30,4
	Понад 6 місяців	52	23,2
	Триває зараз	44	19,6
Важкі захворювання	Відсутні	147	65,6
	У респондента	51	22,8
	У членів родини	26	11,6
Місце перебування	Відносно безпечне місце	83	37,1
	Зона бойових дій / прифронтна зона	141	62,9

Дані збиралися дистанційно за допомогою електронної платформи Google Forms. Посилання на опитувальник поширювалося методом зручної вибірки у підрозділах Сил оборони України, а також у закритих тематичних спільнотах соціальних мереж та месенджерів. Участь у дослідженні була добровільною. Після ознайомлення з метою дослідження, умовами використання даних та гарантіями анонімності й конфіденційності учасники надавали інформовану згоду.

Для опису та врахування потенційних супутніх стресорів до анкети було включено блоки запитань щодо суб'єктивної оцінки матеріального становища родини, поточного сімейного стану, зміни сімейного стану після 24.02.2022 у зв'язку з обставинами війни, задоволеності партнерськими стосунками за останній місяць, наявності важких захворювань у респондента або близького члена родини за останній рік, а також місця перебування на момент опитування.

Травматичний досвід оцінювався за допомогою запитання з множинним вибором, у якому респонденти зазначали події, з якими вони стикалися особисто після 24.02.2022. Для подальшого аналізу відповіді було перекодовано у дві аналітичні категорії за попередньо визначеним ієрархічним правилом. До групи втрати було віднесено респондентів, які повідомили про загибель або зникнення близької людини незалежно від наявності інших травматичних подій. Респондентів, які не належали до цієї групи, але повідомили про обстріли, поранення або інші безпосередні загрози життю, було віднесено до групи прямої загрози життю. За цією змінною 68,8% учасників (n = 154) належали до групи прямої загрози життю, а 31,2% (n = 70) — до групи втрати. У вибірці не було респондентів, травматичний досвід яких обмежувався лише опосередкованим впливом воєнних подій. Для опису часового статусу травматичного досвіду було виокремлено чотири категорії: до 1 місяця після події — 26,8%, 1–6 місяців — 30,4%, понад 6 місяців — 23,2%, триваюча загроза на момент опитування — 19,6%.

Вимірювання посттравматичних змін психологічного благополуччя в умовах триваючої загрози має певні методологічні обмеження, оскільки травматичний вплив у таких випадках не є повністю завершеним. Водночас у сучасній літературі з тривалого травматичного стресу підкреслюється, що класичне розуміння «пост-» як періоду виключно

після завершення травматичної події не завжди є придатним для опису досвіду осіб, які живуть в умовах війни, політичного насильства або хронічної небезпеки (Eagle & Kaminer, 2013; Goral et al., 2021). У таких випадках «посттравматичні» реакції можуть формуватися після початку травматичного впливу й розгортатися паралельно з актуальним дистресом, очікуванням майбутньої загрози та процесами когнітивної переробки досвіду. Емпіричні дослідження осіб, які перебували в умовах терористичної загрози, воєнного насильства або кумулятивної травматизації, також показують можливість одночасного вивчення посттравматичних симптомів і позитивних посттравматичних змін (Laufer & Solomon, 2006; Veronese et al., 2017). Отже, включення учасників, які повідомляли про триваючу загрозу, є методологічно допустимим.

Отримані дані не слід тлумачити як післятравматичні наслідки завершеної події. Коректніше розглядати їх як суб'єктивно сприйняті зміни психологічного благополуччя, що сформувалися після початку травматичного впливу та співіснують із поточними проявами тривалого травматичного стресу. Вплив включення учасників із триваючою загрозою було додатково враховано в аналізі чутливості.

Переклад. Оригінальний текст методики було використано з авторської публікації (Joseph et al., 2012); дозвіл на адаптацію отримано від професора Стівена Джозефа. Процедура адаптації україномовної версії PWB-PTCQ здійснювали відповідно до загальноприйнятих рекомендацій щодо крос-культурної адаптації психодіагностичних інструментів (Beaton et al., 2000; Sousa & Rojjanasirirat, 2011; International Test Commission, 2018). На етапі прямого перекладу було підготовлено дві незалежні україномовні версії пунктів опитувальника. Їх зіставлення передбачало оцінювання семантичної відповідності оригінальним формулюванням, термінологічної узгодженості, стилістичної прийнятності та зрозумілості для україномовних респондентів. За результатами порівняння й узгодження розбіжностей було сформовано синтезований україномовний варіант методики. На наступному етапі синтезовану версію було перекладено англійською мовою в межах процедури зворотного перекладу. Зворотний переклад порівнювали з оригінальною версією PWB-PTCQ для оцінювання семантичної та концептуальної

еквівалентності пунктів. За результатами цього порівняння було уточнено формулювання окремих пунктів з урахуванням їхнього психологічного змісту та придатності для використання в українському мовному й культурному контексті. Після редакційного узгодження було затверджено фінальну україномовну версію PWB-PTCQ для подальшої психометричної перевірки.

Інструментарій. Основною методикою став Опитувальник посттравматичних змін психологічного благополуччя (PWB-PTCQ; Joseph et al., 2012), призначений для вимірювання суб'єктивно сприйнятих змін у сфері психологічного благополуччя після травматичного досвіду. Інструмент складається з 18 пунктів, що базуються на архітектурі психологічного благополуччя К. Ріфф, та використовує 5-бальну шкалу оцінювання (від 1 — «значно менше, ніж до події» до 5 — «значно більше, ніж до події»). Біполярний формат відповідей дає змогу фіксувати позитивні та негативні зміни. Загальний бал розраховувався шляхом сумування відповідей за всіма пунктами. Методика вимірює суб'єктивну оцінку змін у психологічному благополуччі після травматичної події (не поточний рівень благополуччя).

Для перевірки конвергентної валідності була залучена Шкала оцінки посттравматичного зростання (PTGI; Tedeschi & Calhoun, 1996) в сучасній україномовній адаптації (PTGI-UA; Касіяненко, 2025). Ця 21-пунктна методика охоплює п'ять доменів (особистісна сила, нові можливості, покращення стосунків, духовне зростання та цінування життя).

Перевірка часткової інкрементної валідності опитувальника щодо близького критерію, когнітивної оцінки задоволеності життям, здійснювалася за допомогою Шкали задоволеності життям (SWLS; Diener et al., 1985) в україномовній адаптації (Олефір та Боснюк, 2024).

З огляду на те, що частина учасників повідомила про триваючу загрозу, а більшість перебувала в зоні бойових дій або прифронтовій зоні, до комплексу було включено Шкалу реакції на тривалий травматичний стрес — оновлену українську версію (CTSR; Goral et al., 2021; Frankova et al., 2025) та Шкалу впливу стресових подій — переглянута (IES-R; Weiss & Marmar, 1997) в україномовній адаптації (Krupelnyska et al., 2025). Результати за цими шкалами використовувалися для оцінки актуальних проявів травматичного стресу та перевірки номологічно очікуваних зв'язків PWB-PTCQ із показниками травматичної симптоматики.

Статистичний аналіз. Статистична обробка та психометричний аналіз отриманих даних здійснювалися в середовищі статистичного програмування R (v. 4.5.3) із використанням спеціалізованих пакетів tidyverse, psych, lavaan, semTools, bruceR, effectsize, lm.beta, car та GPArotation. Підготовка даних, їх очищення та первинний описовий аналіз проводилися засобами пакетів tidyverse і psych. На початковому етапі для кожного з 18 пунктів опитувальника PWB-PTCQ були розраховані показники центральної тенденції, варіативності та параметри розподілу (асиметрія та

ексцес), що дозволило попередньо оцінити відповідність розподілів припущенням параметричних методів аналізу (West, Finch, & Curran, 1995). Додатково здійснювався аналіз пунктів із визначенням скоригованих пункт-шкальних кореляцій та змін коефіцієнта α Кронбаха у разі вилучення окремих пунктів.

Перевірка структурної валідності здійснювалася шляхом проведення конфірматорного факторного аналізу (CFA) за допомогою пакету lavaan. CFA розглядали як перевірку вимірювальної моделі в межах моделювання структурними рівняннями, що дає змогу оцінити відповідність теоретично заданої структури шкали емпіричним даним (Олефір та Боснюк, 2022). З огляду на п'ятибальний формат відповідей та прийнятні показники розподілу пунктів параметри одновимірної моделі оцінювалися із застосуванням робастного методу максимальної правдоподібності (MLR), який є стійким до відхилень від багатовимірної нормальності та забезпечує робастні стандартні помилки й скориговані статистичні індикатори відповідності моделі (Satorra & Bentler, 1994); робастні ML-підходи та WLSMV/DWLS можуть мати різні переваги залежно від кількості категорій відповіді, розміру вибірки та характеристик розподілу даних (Flora & Curran, 2004; Li, 2016). Теоретичну прив'язку PWB-PTCQ до шести доменів психологічного благополуччя було додатково протестовано за альтернативними структурними рішеннями: шестифакторною моделлю із корельованими факторами, моделлю другого порядку та біфакторною моделлю. Альтернативні моделі оцінювали за глобальними індексами відповідності моделі та наявністю ознак некоректного розв'язку: негативних дисперсій, надмірних стандартизованих навантажень або непомірно визначеної матриці латентних коваріацій (Kline, 2016).

Відповідність моделі емпіричним даним оцінювали за низкою статистичних індикаторів: χ^2 , індексом порівняльної відповідності (CFI) та індексом Такера — Льюїса (TLI) (Bentler, 1990; Tucker & Lewis, 1973), середньоквадратичною помилкою апроксимації (RMSEA) з 90% довірчим інтервалом (Steiger, 1990) та стандартизованим середньоквадратичним залишком (SRMR) (Hu & Bentler, 1999). Значення CFI і TLI $\geq .90$, RMSEA $\leq .08$ та SRMR $\leq .08$ розглядали як ознаки прийнятної відповідності моделі емпіричним даним, тоді як CFI і TLI $\geq .95$ та RMSEA $\leq .06$ — як ознаки високого рівня відповідності моделі (Hu & Bentler, 1999; Kline, 2016). Додатково аналізувалися стандартизовані факторні навантаження пунктів та індекси модифікації моделі. Візуалізація факторної структури здійснювалася за допомогою пакету lavaanPlot. Для додаткової експлораторної перевірки кількості латентних факторів було проведено паралельний аналіз та експлораторний факторний аналіз однофакторного й шестифакторного рішень методом максимальної правдоподібності; паралельний аналіз використовувався як допоміжний критерій визначення кількості факторів (Horn, 1965).

Надійність україномовної версії опитувальника оцінювалася через показники внутрішньої

узгодженості, зокрема коефіцієнт α Кронбаха та ω Макдональда, розраховані засобами пакету *semTools*. Оскільки α Кронбаха ґрунтується на низці обмежувальних припущень, ω Макдональда було використано як додатковий показник внутрішньої узгодженості конгенеричної шкали (McDonald, 1999; Dunn et al., 2014). Для додаткової оцінки внутрішньої конвергентності пунктів у межах латентного фактора визначався показник середньої вилученої дисперсії (AVE) відповідно до критерію Форнелла–Ларкера (Fornell & Larcker, 1981).

Перевірка вимірювальної інваріантності між віковими групами (молодий та середній вік) здійснювалася у триетапній процедурі (конфігуральна, метрична та скалярна інваріантність) відповідно до рекомендацій Chen (2007). Для оцінювання використовували критерії зміни індексів відповідності моделі між послідовними моделями: $\Delta CFI \leq .010$, $\Delta RMSEA \leq .015$ та $\Delta SRMR$ у межах рекомендованих порогових значень (Chen, 2007; Cheung & Rensvold, 2002), що дає змогу оцінити стабільність вимірювання між групами.

Конструктна валідність досліджувалася за допомогою коефіцієнтів кореляції Пірсона, за якими встановлено зв'язки PWB-PTCQ із суміжними та номологічно релевантними психологічними конструктами. Особлива увага була приділена аналізу часткової інкрементної валідності щодо когнітивного компонента суб'єктивного благополуччя, який реалізовувався шляхом побудови ієрархічних регресійних моделей. Це дозволило оцінити, чи

пояснює PWB-PTCQ додаткову частку дисперсії задоволеності життям після статистичного контролю показника посттравматичного зростання за PTGI-UA. Для регресійних моделей оцінювалися стандартизовані β -коефіцієнти, приріст поясненої дисперсії (ΔR^2) та показники мультиколінеарності.

Для аналізу групових відмінностей застосовувалися незалежні *t*-тести та однофакторний дисперсійний аналіз із використанням пакету *bruceR*. Перед проведенням порівнянь середніх значень здійснювалася перевірка гомогенності дисперсій за критерієм Левена (Levene, 1960). У випадках порушення відповідного припущення додатково використовувався робастний дисперсійний аналіз Велча. Розміри ефекту оцінювалися за допомогою показника d Коена для міжгрупових порівнянь та η^2 для дисперсійного аналізу. Групові порівняння за PWB-PTCQ проводилися для вікових груп, зміни сімейного стану через війну, місця перебування, домінуючого травматичного чинника, часу після найбільш значущої події та наявності важких захворювань за останній рік. Аналіз чутливості передбачав повторення ключових психометричних процедур після виключення 44 учасників, які повідомили про триваючу загрозу на момент обстеження.

Результати. До аналізу було включено дані 224 чоловіків-військовослужбовців і ветеранів віком від 19 до 58 років ($M = 39.64$, $SD = 11.18$). Основні соціально-демографічні характеристики вибірки наведено в табл. 2.

Таблиця 2. Описові статистики основних змінних/ Descriptive statistics of the main variables

Показник	M	SD	Min	Max	As	Ex
Вік	39,64	11,18	19	58	-0,11	-1,17
Суб'єктивна оцінка матеріального становища родини	3,38	1,12	1	5	0,01	-1,08
Задоволеність партнерськими стосунками	4,02	1,43	1	6	-0,29	-0,84
IES-R	61,03	22,54	22	99	-0,07	-1,27
PWB-PTCQ	59,97	15,29	29	89	-0,08	-0,97
PTGI-UA	65,80	19,23	13	95	-0,82	0,04
CTSR	13,55	6,17	1	27	0,01	-0,96
SWLS	18,38	6,60	5	32	0,10	-0,94

Примітка. M — середнє значення; SD — стандартне відхилення; Min — мінімальне значення; Max — максимальне значення; As — асиметрія; Ex — ексцес.

Основні описові статистики наведено в табл. 2. Для основних змінних значення асиметрії та ексцесу перебували в межах прийнятних нормативних орієнтирів, що свідчить про достатню наближеність розподілів до нормальних (West et al., 1995).

На рівні окремих пунктів PWB-PTCQ середні значення коливалися від 3.07 (PWBPTCQ_1;

PWBPTCQ_18) до 3.67 (PWBPTCQ_14), стандартні відхилення — від 1.06 до 1.49. Показники асиметрії змінювалися від -0.45 до 0.04, а ексцесу — від -1.50 до -0.23, що свідчить про відсутність виражених стельових або підлогових ефектів та достатню варіативність відповідей (див. табл. 3).

Таблиця 3. Описові статистики, пункт-шкальні кореляції та факторні навантаження пунктів PWB-PTCQ/ Descriptive statistics, item-scale correlations, and factor loadings of PWB-PTCQ items

Пункт	M	SD	As	Ex	r_{it}	$\alpha-i$	λ
PWBPTCQ_1	3,07	1,33	-0,05	-1,17	0,656	0,926	0,680
PWBPTCQ_2	3,38	1,07	-0,18	-0,74	0,615	0,927	0,636
PWBPTCQ_3	3,33	1,49	-0,23	-1,43	0,614	0,927	0,642
PWBPTCQ_4	3,30	1,06	-0,23	-0,59	0,682	0,926	0,708
PWBPTCQ_5	3,08	1,23	0,04	-1,17	0,597	0,927	0,617
PWBPTCQ_6	3,66	1,19	-0,41	-0,97	0,645	0,926	0,674

Пункт	M	SD	As	Ex	r_{it}	$\alpha-i$	λ
PWBPTCQ 7	3,11	1,29	-0,04	-1,17	0,679	0,926	0,707
PWBPTCQ 8	3,29	1,13	-0,18	-0,78	0,626	0,927	0,654
PWBPTCQ 9	3,32	1,49	-0,14	-1,50	0,642	0,927	0,666
PWBPTCQ 10	3,39	1,47	-0,26	-1,40	0,653	0,926	0,674
PWBPTCQ 11	3,44	1,07	-0,45	-0,23	0,690	0,926	0,714
PWBPTCQ 12	3,54	1,27	-0,30	-1,05	0,669	0,926	0,699
PWBPTCQ 13	3,13	1,30	-0,11	-1,12	0,575	0,928	0,595
PWBPTCQ 14	3,67	1,18	-0,43	-0,90	0,582	0,928	0,603
PWBPTCQ 15	3,37	1,14	-0,33	-0,59	0,657	0,926	0,680
PWBPTCQ 16	3,43	1,10	-0,36	-0,55	0,643	0,927	0,667
PWBPTCQ 17	3,40	1,35	-0,19	-1,33	0,571	0,928	0,593
PWBPTCQ 18	3,07	1,30	-0,06	-1,16	0,619	0,927	0,643

Примітка. As — асиметрія; Ex — ексцес; r_{it} — скоригована кореляція пункту із сумарним балом; $\alpha-i$ — α Кронбаха у разі вилучення пункту; λ — стандартизоване факторне навантаження.

Перевірку структурної валідності PWB-PTCQ здійснено за допомогою CFA одновимірної моделі з робастним оцінюванням максимальної правдоподібності (MLR). Статистичні індекси засвідчили високий рівень відповідності одновимірної моделі емпіричним даним: $\chi^2(135) = 188.02$, $p = .002$;

CFI = .967; TLI = .963; RMSEA = .044, 90% ДІ [.028, .058]; SRMR = .039; AIC = 11553.95; BIC = 11738.18. Хоча χ^2 -критерій виявився статистично значущим, інші індекси відповідності моделі перебували в рекомендованих межах, що підтримує одновимірну інтерпретацію шкали (Hu & Bentler, 1999; Kline, 2016).

Таблиця 4. Індекси відповідності одновимірної CFA-моделі PWB-PTCQ/ Goodness-of-fit indices of the unidimensional CFA model of PWB-PTCQ

Індекс	Значення
χ^2 (Yuan–Bentler)	188,023
df	135
p	.002
CFI robust	.967
TLI robust	.963
RMSEA robust	.044
90% ДІ RMSEA	[.028; .058]
SRMR	.039
AIC	11553,948
BIC	11738,176

Примітка. Наведено робастні індекси відповідності моделі. ДІ — довірчий інтервал.

Усі стандартизовані факторні навантаження були статистично значущими ($p < .001$) і мали прийнятні значення: від .593 до .714 (табл. 3). Найнижчі навантаження спостерігалися для пунктів PWBPTCQ_17 та PWBPTCQ_13, найвищі — для

PWBPTCQ_11, PWBPTCQ_4 і PWBPTCQ_7. Це підтверджує належний внесок пунктів у загальний латентний фактор. Візуалізацію одновимірної факторної моделі подано на рис. 1

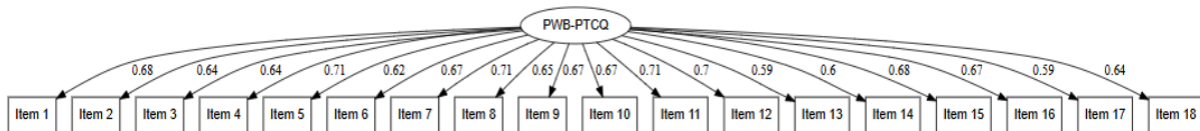


Рисунок 1. Одновимірна факторна модель PWB-PTCQ зі стандартизованими факторними навантаженнями/ Unidimensional factor model of PWB-PTCQ with standardized factor loadings

Додатковий аналіз індексів модифікації показав, що найбільші джерела локальної невідповідності моделі стосувалися потенційно корельованих залишків між пунктами PWBPTCQ_2 та PWBPTCQ_11 (MI = 13.68), PWBPTCQ_5 та PWBPTCQ_12 (MI = 9.24), PWBPTCQ_2 та

PWBPTCQ_4 (MI = 8.74), PWBPTCQ_8 та PWBPTCQ_11 (MI = 8.50). Однак кореляції залишків до моделі не додавали, враховуючи пріоритет теоретичної парсимонії та прийнятний рівень глобальної відповідності моделі емпіричним даним.

Додатково було проведено порівняння прив'язку PWB-PTCQ до шести доменів одновимірної моделі з альтернативними психологічного благополуччя. Результати наведено в структурними рішеннями, які відображали теоретичну таблиці 5.

Таблиця 5. Порівняння альтернативних CFA-моделей PWB-PTCQ/ Comparison of alternative CFA models of PWB-PTCQ

Модель	χ^2	df	p	CFI	TLI	RMSEA	90% ДІ RMSEA	SRMR	AIC	BIC
Однофакторна модель	188,023	135	.002	.967	.963	.044	[.028; .058]	.039	11553,948	11738,176
Шість корельованих факторів	164,537	120	.004	.973	.965	.042	[.024; .057]	.036	11558,394	11793,797
Модель другого порядку	177,150	129	.003	.970	.965	.043	[.026; .057]	.038	11554,685	11759,384
Біфакторна модель	157,419	117	.008	.972	.963	.043	[.026; .058]	.036	11562,199	11807,837

Примітка. Наведено робастні індекси відповідності моделей. ДІ — довірчий інтервал; AIC — інформаційний критерій Акаїке; BIC — баєсівський інформаційний критерій.

Попри те що статистичні індекси відповідності альтернативних моделей формально перебували в прийнятних межах, шестифакторну модель, модель другого порядку та біфакторну модель не було обрано як основні через некоректні оцінки параметрів. У шестифакторній моделі матриця латентних коваріацій не була позитивно визначеною, а низка кореляцій між латентними факторами перевищувала 1.00. У моделі другого порядку було отримано негативну залишкову дисперсію одного з латентних факторів, а біфакторна модель продемонструвала негативні залишкові дисперсії окремих пунктів і нестабільні навантаження групових факторів.

Кореляції між латентними факторами у шестифакторній моделі були надзвичайно високими: від .896 до 1.133; кілька з них перевищували теоретично допустиме значення 1.00. Шість доменів у цій вибірці емпірично не розділяються як самостійні латентні виміри. У моделі другого порядку стандартизовані навантаження деяких факторів на загальний фактор також перевищували 1.00, що додатково вказує на надмірне перекриття доменів і підтримує використання загального сумарного бала.

Паралельний аналіз як додаткова експлораторна перевірка вказав на доцільність однофакторного рішення. Однофакторний EFA продемонстрував факторні навантаження в діапазоні .59–.71, частку поясненої дисперсії .43, TLI = .961, RMSEA = .044 та RMSR = .04. Натомість експлораторне шестифакторне

рішення мало ознаки надмірної факторизації: структура навантажень була теоретично нечіткою, окремі пункти демонстрували майже граничні значення спільності, а показники якості факторних балів для частини факторів були низькими. Сукупність CFA, EFA та паралельного аналізу підтримує парсимонну одновимірну інтерпретацію PWB-PTCQ як загальної шкали.

Аналіз внутрішньої узгодженості продемонстрував високі показники надійності: α Кронбаха = .931 та ω Макдональда = .931 (див. табл. 6). Скориговані кореляції “пункт–загальний бал” перебували в межах від .571 (PWBPTCQ_17) до .690 (PWBPTCQ_11), що свідчить про належну дискримінативність пунктів. Значення α у разі видалення окремих пунктів змінювалися від .926 до .928, тобто усунення жодного пункту не покращувало внутрішньої узгодженості шкали.

Середня вилучена дисперсія становила AVE = .433. Хоча це значення дещо нижче рекомендованого орієнтиру .50 (Fornell & Larcker, 1981), його не слід розглядати як самостійний або вирішальний доказ конвергентної валідності. У поєднанні з високою внутрішньою узгодженістю, статистично значущими факторними навантаженнями та високим рівнем відповідності одновимірної CFA-моделі емпіричним даним цей показник радше свідчить про прийнятну внутрішню конвергентність пунктів у межах латентного фактора (Hair et al., 2019).

Таблиця 6. Надійність та внутрішня конвергентність пунктів PWB-PTCQ/ Reliability and convergent validity of PWB-PTCQ items

Показник	Значення
α Кронбаха	.931
ω Макдональда	.931
AVE	.433

Примітка. AVE — середня вилучена дисперсія.

Аналіз вимірювальної інваріантності показав, що конфігуральна, метрична та скалярна моделі мали прийнятний рівень відповідності емпіричним даним (табл. 7). Зміни індексів відповідності моделі між послідовними рівнями інваріантності не перевищували рекомендованих порогових значень:

для метричної моделі $\Delta CFI = +.001$, $\Delta RMSEA = -.002$, $\Delta SRMR = +.014$; для скалярної моделі $\Delta CFI = .000$, $\Delta RMSEA = -.002$, $\Delta SRMR = +.001$. Отже, скалярну інваріантність PWB-PTCQ між молодшою та середньою віковими групами було підтримано.

Таблиця 7. Вимірjувальна iнварiантнiсть PWB-PTCQ за вiковими групами/ Measurement invariance of PWB-PTCQ across age groups

Модель	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	Δ CFI	Δ RMSEA	Δ SRMR
Конфiгуральна	351,269	270	.951	.944	.054	.050	—	—	—
Метрична	367,365	287	.952	.948	.052	.064	+.001	-.002	+.014
Скалярна	384,178	304	.952	.951	.050	.065	.000	-.002	+.001

Примiтка. Δ CFI, Δ RMSEA та Δ SRMR вiдображають змiну вiдповiдних iндексiв порiвняно з попередньою моделлю.

Аналіз конструктивної валідності засвідчив очікуваний патерн асоціацій PWB-PTCQ із суміжними психологічними показниками (табл. 8). PWB-PTCQ мав позитивні кореляції з PTGI-UA ($r = .258$, $p < .001$) та SWLS ($r = .473$, $p < .001$), а також негативні — з IES-R ($r = -.443$, $p < .001$) і CTSR ($r = -.392$, $p < .001$). SWLS також негативно корелювала з IES-R ($r = -.499$, $p < .001$) і CTSR ($r = -.451$, $p < .001$). Асоціації PTGI-UA із SWLS, IES-R та CTSR не досягали статистичної значущості.

Отриманий зв'язок між PWB-PTCQ та PTGI-UA слід інтерпретувати як статистично значущий, але помірний. Це свідчить про спорідненість, але не тотожність конструктів посттравматичного зростання та суб'єктивно сприйнятих посттравматичних змін психологічного благополуччя. Негативні зв'язки PWB-PTCQ із IES-R та CTSR доцільно розглядати як номологічно очікувані асоціації з показниками актуального травматичного стресу.

Таблиця 8. Кореляції між PWB-PTCQ та показниками конструктивної валідності/ Correlations between PWB-PTCQ and construct validity measures

Змінна	PWB-PTCQ	PTGI-UA	SWLS	IES-R	CTSR
PWB-PTCQ	—	.258***	.473***	-.443***	-.392***
PTGI-UA	.258***	—	.103	-.081	.029
SWLS	.473***	.103	—	-.499***	-.451***
IES-R	-.443***	-.081	-.499***	—	.672***
CTSR	-.392***	.029	-.451***	.672***	—

Примiтка. Наведено коефiцiєнти кореляцiї Пiрсона. *** $p < .001$.

Для перевiрки часткової iнкрементної валiдностi україномовної версiї PWB-PTCQ щодо когнiтивного компонента суб'єктивного благополуччя було побудовано iєрархiчну регресiйну модель iз задоволенiстю життjм як залежною змiнною. На першому кроцi до моделi вводився показник PTGI-UA, який сам по собi не продемонстрував статистично значущого внеску: $R^2 = .011$, скориговане $R^2 = .006$, $F(1, 222) = 2.382$, $p = .124$. На другому кроцi додавання показника PWB-PTCQ суттєво пiдвищувало пояснену дисперсiю критерiальної змiнної: $R^2 = .224$, скориговане $R^2 = .217$, $\Delta R^2 = .213$, $F(2, 221) = 31.90$, $p < .001$. Порiвняння вкладених моделей пiдтвердило статистично значуще покращення моделi пiсля включення PWB-PTCQ, $F(1, 221) = 60.784$, $p < .001$. У фiнальнiй моделi показник PWB-PTCQ мав статистично значущий унiкальний внесок у пояснення задоволеностi життjм ($B = 0.206$, $SE = 0.026$, $\beta = .478$, $t = 7.80$, $p < .001$), тодi як внесок PTGI-UA за наявностi другого предиктора не досягав статистичної значущостi ($B = -0.007$, $SE = 0.021$, $\beta = -.020$, $t = -0.33$, $p = .740$). Отриманi результати надають попередню пiдтримку частковiй iнкрементнiй валiдностi PWB-PTCQ щодо задоволеностi життjм як близького когнiтивного показника суб'єктивного благополуччя.

Аналіз групових відмінностей показав, що респонденти без змін сімейного стану у зв'язку з війною мали вищі показники PWB-PTCQ ($M = 60.92$, $SD = 15.20$), ніж особи, які повідомили про такі зміни ($M = 55.03$, $SD = 15.20$), $t(222) = 2.13$, $p = .034$, d Коена

$= 0.39$, 95% ДІ [0.03, 0.75]. Це відповідає малому або наближеному до середнього розміру ефекту.

Статистично значущих відмінностей між групами молодого та середнього віку не виявлено: $M = 60.33$ проти 59.36 відповідно; $t(156.17) = 0.44$, $p = .657$, d Коена $= 0.06$, 95% ДІ [-0.21, 0.33]. Також не виявлено значущих відмінностей за домінуючим травматичним чинником: прямою загрозою життю ($M = 60.94$) та втратою або зникненням близької людини ($M = 57.86$), $t(126.29) = 1.37$, $p = .174$, d Коена $= 0.20$, 95% ДІ [-0.08, 0.48].

Однофакторний дисперсійний аналіз не виявив статистично значущих відмінностей залежно від часу після події: $F(3, 220) = 1.02$, $p = .385$, $\eta^2 = .010$. Не виявлено також відмінностей залежно від наявності важких захворювань за останній рік: $F(2, 221) = 0.55$, $p = .578$, $\eta^2 = .005$. Оскільки для цієї змінної було зафіксовано порушення гомогенності дисперсій (критерій Левена: $F = 3.09$, $p = .047$), додатково проведено Welch ANOVA, яка також не виявила значущих ефектів: $F(2, 56.38) = 0.52$, $p = .597$. Для змінної часу після події припущення гомогенності дисперсій виконувалося: $F(3, 220) = 0.06$, $p = .980$.

Було перевірено відмінності за місцем перебування. Показники PWB-PTCQ не відрізнялися між респондентами, які знаходилися у відносно безпечному місці в Україні ($M = 60.34$, $SD = 14.88$), та учасниками із зони бойових дій або прифронтової зони ($M = 59.76$, $SD = 15.58$), $t(178.53) = 0.28$, $p = .783$, d Коена $= 0.04$. Отже, місце перебування на момент

опитування не було пов'язане зі статистично значущими відмінностями за PWB-PTCQ.

Для перевірки стійкості результатів було проведено аналіз чутливості після виключення учасників, які повідомили про триваючу загрозу на момент обстеження ($n = 180$). Повторна CFA підтвердила прийнятний рівень відповідності одновимірної моделі емпіричним даним, а показники

внутрішньої узгодженості залишилися високими. Кореляційний патерн також залишився теоретично узгодженим: PWB-PTCQ позитивно корелював із PTGI-UA та SWLS і негативно — з IES-R та CTSR. Ієрархічна регресія у скороченій вибірці підтвердила додатковий внесок PWB-PTCQ у пояснення задоволеності життям після контролю PTGI-UA. Узагальнені результати наведено в табл. 9.

Таблиця 9. Результати психометричної перевірки із вилученням групи триваючого стресу/ Results of the psychometric evaluation excluding the ongoing stress group

Показник	Повна вибірка ($N = 224$)	Без групи “Триває зараз” ($n = 180$)
CFI	.967	.962
TLI	.963	.957
RMSEA	.044	.047
SRMR	.039	.043
α Кронбаха	.931	.930
ω Макдональда	.931	.931
AVE	.433	.431
PWB-PTCQ — PTGI-UA	.258***	.222**
PWB-PTCQ — SWLS	.473***	.511***
PWB-PTCQ — IES-R	-.443***	-.487***
PWB-PTCQ — CTSR	-.392***	-.446***
Додаткова пояснена дисперсія SWLS після введення PWB-PTCQ, ΔR^2	.213***	.244***

Примітка. ΔR^2 — приріст поясненої дисперсії SWLS після введення PWB-PTCQ у модель із PTGI-UA. ** $p < .01$; *** $p < .001$.

Таким чином, основні психометричні висновки залишалися стійкими після вилучення учасників із триваючою загрозою.

Обговорення. Отримані результати підтверджують належні психометричні характеристики україномовної версії PWB-PTCQ у вибірці чоловіків-військовослужбовців і ветеранів із бойовим досвідом. Сукупність даних підтримує використання методики для оцінювання суб'єктивно сприйнятих посттравматичних змін психологічного благополуччя, однак інтерпретація результатів має враховувати поперечний дизайн, ретроспективний характер самооцінки змін та специфіку досліджуваної вибірки.

Результати CFA підтримали одновимірну структуру PWB-PTCQ, що узгоджується з оригінальним розумінням методики як єдиної шкали, побудованої на шести взаємопов'язаних доменах психологічного благополуччя (Joseph et al., 2012). Одновимірна модель мала високий рівень відповідності емпіричним даним: $\chi^2(135) = 188.02$, $p = .002$; CFI = .967; TLI = .963; RMSEA = .044, 90% ДІ [.028, .058]; SRMR = .039. Усі стандартизовані факторні навантаження були статистично значущими й прийнятними за величиною — від .593 до .714, що

підтверджує внесок пунктів у загальний латентний фактор (Hu & Bentler, 1999; Kline, 2016).

Альтернативні шестифакторну, ієрархічну та біфакторну моделі не було обрано як основні, попри те що їхні глобальні індекси відповідності формально перебували в прийнятних межах, оскільки ці моделі містили некоректні оцінки параметрів: надмірно високі кореляції між латентними факторами, несприятливо визначену матрицю латентних коваріацій або негативні залишкові дисперсії. Паралельний аналіз та EFA також підтримали однофакторне рішення (Horn, 1965). Отже, використання загального сумарного бала PWB-PTCQ є найбільш обґрунтованим способом інтерпретації результатів у цій вибірці.

Внутрішня узгодженість шкали була високою: α Кронбаха = .931 та ω Макдональда = .931, що підтверджує надійність україномовної версії PWB-PTCQ (Nunnally & Bernstein, 1994; McDonald, 1999; Dunn et al., 2014). Значення AVE становило .433 і було нижчим за класичний орієнтир .50, однак у поєднанні з високою надійністю, прийнятними факторними навантаженнями та високим рівнем відповідності CFA-моделі емпіричним даним цей результат не суперечить припущенню про достатню внутрішню

конвергентність пунктів у межах загального латентного фактора (Fornell & Larcker, 1981; Malhotra & Dash, 2011).

Аналіз вимірювальної інваріантності підтримав скалярну інваріантність PWB-PTCQ між молодшою та середньою віковими групами. Зміни індексів відповідності моделі не перевищували рекомендованих порогових значень: для метричної моделі $\Delta CFI = +.001$, $\Delta RMSEA = -.002$, $\Delta SRMR = +.014$; для скалярної моделі $\Delta CFI = .000$, $\Delta RMSEA = -.002$, $\Delta SRMR = +.001$. Це свідчить про коректність порівняння середніх показників між віковими групами в межах досліджуваної вибірки (Chen, 2007; Cheung & Rensvold, 2002).

Патерн кореляцій підтвердив конструктну валідність україномовної версії PWB-PTCQ. Шкала позитивно корелювала із задоволеністю життям ($r = .473$, $p < .001$) та посттравматичним зростанням за PTGI-UA ($r = .258$, $p < .001$), а також негативно — з посттравматичним стресом за IES-R ($r = -.443$, $p < .001$) і тривалим травматичним стресом за CTSR ($r = -.392$, $p < .001$). Помірно-низький зв'язок із PTGI-UA вказує на спорідненість, але не тотожність посттравматичного зростання та суб'єктивно сприйнятих змін психологічного благополуччя. Водночас ці асоціації не слід інтерпретувати як причинно-наслідкові через поперечний дизайн дослідження.

Ієрархічна регресія надала попередню підтримку частковій інкрементній валідності PWB-PTCQ. На першому кроці PTGI-UA не мав статистично значущого внеску в пояснення задоволеності життям: $R^2 = .011$, $F(1, 222) = 2.382$, $p = .124$. Додавання PWB-PTCQ суттєво підвищувало пояснену дисперсію SWLS: $R^2 = .224$, скориговане $R^2 = .217$, $\Delta R^2 = .213$, $F(2, 221) = 31.90$, $p < .001$. У фінальній моделі PWB-PTCQ мав значущий унікальний внесок ($\beta = .478$, $t = 7.80$, $p < .001$), тоді як внесок PTGI-UA не досягав статистичної значущості. Це може свідчити, що PWB-PTCQ відображає аспект суб'єктивно сприйнятих посттравматичних змін, який частково відрізняється від вимірювання посттравматичного зростання за PTGI-UA. Водночас цей висновок потребує обережної інтерпретації, оскільки задоволеність життям концептуально пов'язана з ширшим полем благополуччя, а всі змінні оцінювалися за допомогою самозвітних методик.

Аналіз чутливості підтвердив, що включення респондентів із триваючим травматичним впливом не визначало основні психометричні ефекти. Після виключення учасників, які повідомили про триваючу загрозу, одновимірна CFA-модель зберігала прийнятний рівень відповідності емпіричним даним: $CFI = .962$, $TLI = .957$, $RMSEA = .047$, $SRMR = .043$. Показники внутрішньої узгодженості залишалися високими: $\alpha = .930$, $\omega = .931$. Кореляційний патерн також залишився теоретично узгодженим, а PWB-PTCQ зберігав додатковий внесок у пояснення задоволеності життям після контролю PTGI-UA ($\Delta R^2 = .244$, $p < .001$). Водночас інтерпретація відповідей осіб із незавершеним травматичним

впливом має враховувати специфіку тривалого травматичного стресу.

Єдина статистично значуща групова відмінність стосувалася зміни сімейного стану внаслідок війни: респонденти без таких змін мали вищі показники PWB-PTCQ ($M = 60.92$, $SD = 15.20$), ніж особи, які повідомили про зміну сімейного стану ($M = 55.03$, $SD = 15.20$), $t(222) = 2.13$, $p = .034$, $d = 0.39$. Це може вказувати на зв'язок сімейної стабільності з більш позитивно сприйнятими змінами психологічного благополуччя в умовах війни. Відсутність значущих відмінностей за віком, домінантним травматичним чинником, часом після події, місцем перебування та наявністю важких захворювань свідчить, що такі зміни можуть більшою мірою залежати від індивідуальних психологічних і соціальних ресурсів, ніж від формальних демографічних або подієвих характеристик травматичного досвіду. Водночас це припущення потребує подальшої емпіричної перевірки.

Показники PWB-PTCQ слід розглядати саме як ретроспективно сприйняті зміни психологічного благополуччя. Методика не дає підстав для висновків про фактичне зростання або об'єктивну зміну психологічного благополуччя без лонгітюдних даних. Це особливо важливо в контексті вибірки військовослужбовців і ветеранів, частина яких перебувала в умовах триваючої загрози.

Дослідження має кілька обмежень. Вибірка включала лише чоловіків-військовослужбовців і ветеранів, що обмежує узагальнення результатів на жінок, цивільне населення та клінічні групи. Поперечний дизайн не дозволяє оцінити причинно-наслідкові зв'язки, часову стабільність показників або відповідність ретроспективно повідомлених змін фактичній динаміці психологічного благополуччя. Частина учасників перебувала в умовах триваючої загрози, тому отримані дані не можна інтерпретувати як наслідки завершеної травматичної події. Крім того, використання самозвітних методик може супроводжуватися впливом соціальної бажаності та спільної методичної дисперсії. У цьому дослідженні соціальну бажаність повторно не оцінювали, оскільки автори PWB-PTCQ не виявили кореляцій із Шкалою соціальної бажаності SDS-17 у власній валідаційній роботі.

Подальші дослідження мають перевірити стабільність структури PWB-PTCQ у гендерно змішаних, цивільних і клінічних вибірках, оцінити тест-ретестову надійність україномовної версії та зіставити ретроспективно сприйняті зміни з лонгітюдними показниками фактичних змін психологічного благополуччя.

Висновки. У дослідженні здійснено крос-культурну адаптацію та психометричну перевірку україномовної версії PWB-PTCQ у вибірці 224 чоловіків-військовослужбовців і ветеранів із досвідом участі в бойових діях. Отримані результати підтверджують придатність методики для оцінювання суб'єктивно сприйнятих посттравматичних змін психологічного благополуччя після травматичного

досвіду або після початку тривалого травматичного впливу.

Конфірматорний факторний аналіз підтвердив одновимірну структуру шкали; одновимірна модель мала високий рівень відповідності емпіричним даним: CFI = .967, TLI = .963, RMSEA = .044, SRMR = .039. Порівняння альтернативних моделей, паралельний аналіз та EFA також підтримали використання загального сумарного бала PWB-PTCQ як основного показника суб'єктивно сприйнятих змін психологічного благополуччя.

Україномовна версія PWB-PTCQ продемонструвала високу внутрішню узгодженість ($\alpha = .931$; $\omega = .931$), прийнятну внутрішню конвергентність пунктів (AVE = .433) та підтримку скалярної інваріантності між групами молодшого та середнього віку. Конструктна валідність підтверджена очікуваними зв'язками з релевантними психологічними показниками: PWB-PTCQ позитивно корелював із задоволеністю життям ($r = .473$, $p < .001$) і посттравматичним зростанням за PTGI-UA ($r = .258$, $p < .001$), а також негативно — з посттравматичним стресом за IES-R ($r = -.443$, $p < .001$) і тривалим травматичним стресом за CTSR ($r = -.392$, $p < .001$). Показник PWB-PTCQ пояснював додаткову частку дисперсії задоволеності життям після контролю PTGI-UA ($\Delta R^2 = .213$, $p < .001$).

Отже, україномовна версія PWB-PTCQ може використовуватися в наукових дослідженнях чоловіків-військовослужбовців і ветеранів як інструмент оцінювання суб'єктивно сприйнятих посттравматичних змін психологічного благополуччя. Подальші дослідження мають перевірити властивості методики в гендерно змішаних, цивільних і клінічних вибірках, а також у повздовжніх дизайнах.

Список використаних джерел/References

- Affleck, G., & Tennen, H. (1996). Construing benefits from adversity: Adaptational significance and dispositional underpinnings. *Journal of Personality*, 64(4), 899–922. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.1996.tb00948.x>
- Beaton, D. E., Bombardier, C., Guillemin, F., & Ferraz, M. B. (2000). Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine*, 25(24), 3186–3191. <https://doi.org/10.1097/00007632-200012150-00014>
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238–246. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233–255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71–75. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901_13
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsden, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399–412. <https://doi.org/10.1111/bjop.12046>
- Eagle, G., & Kaminer, D. (2013). Continuous traumatic stress: Expanding the lexicon of traumatic stress. *Peace and Conflict: Journal of Peace Psychology*, 19(2), 85–99. <https://doi.org/10.1037/a0032485>
- Flora, D. B., & Curran, P. J. (2004). An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data. *Psychological Methods*, 9(4), 466–491. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.9.4.466>
- Ford, J. D., Tennen, H., & Albert, D. (2008). A contrarian view of growth following adversity. In S. Joseph & P. A. Linley (Eds.), *Trauma, recovery, and growth: Positive psychological perspectives on posttraumatic stress* (pp. 295–324). John Wiley & Sons. <https://doi.org/10.1002/9781118269718.ch15>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39–50. <https://doi.org/10.1177/002224378101800104>
- Frankova, I., Senyk, O., Avramchuk, O., Leshchuk, I., Rudys, A., Kurapov, A., & Goral, A. (2025). Psychometric properties of the revised Ukrainian version of the Continuous Traumatic Stress Response scale (CTSR) in the context of the Russo-Ukrainian war. *European Journal of Psychotraumatology*, 16(1), 2463186. <https://doi.org/10.1080/2008066.2025.2463186>
- Frazier, P., Tennen, H., Gavian, M., Park, C., Tomich, P., & Tashiro, T. (2009). Does self-reported posttraumatic growth reflect genuine positive change? *Psychological Science*, 20(7), 912–919. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9280.2009.02381.x>
- Goral, A., Feder-Bubis, P., Lahad, M., Galea, S., O'Rourke, N., & Aharonson-Daniel, L. (2021). Development and validation of the Continuous Traumatic Stress Response scale (CTSR) among adults exposed to ongoing security threats. *PLOS ONE*, 16(5), e0251724. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0251724>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate data analysis* (8th ed.). Cengage Learning. <https://www.cengage.uk/c/multivariate-data-analysis-8e-hair-babin-anderson-black/9781473756540/>
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179–185. <https://doi.org/10.1007/BF02289447>
- Hu, L.-t., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- International Test Commission. (2018). ITC guidelines for translating and adapting tests (second edition). *International Journal of Testing*, 18(2), 101–134. <https://doi.org/10.1080/15305058.2017.1398166>
- Janoff-Bulman, R. (1992). *Shattered assumptions: Towards a new psychology of trauma*. Free Press. https://openlibrary.org/books/OL1554396M/Shattered_assumptions
- Jayawickreme, E., & Blackie, L. E. R. (2014). Post-traumatic growth as positive personality change: Evidence, controversies and future directions. *European Journal of Personality*, 28(4), 312–331. <https://doi.org/10.1002/per.1963>
- Jayawickreme, E., Infurna, F. J., Alajak, K., Blackie, L. E. R., Chopik, W. J., Chung, J. M., Dorfman, A., Fleeson, W., Forgeard, M. J. C., Frazier, P., Furr, R. M., Grossmann, I., Heller, A. S., Laceulle, O. M., Lucas, R. E., Luhmann, M., Luong, G., Meijer, L., McLean, K. C., . . . Zonneveld, R. (2021). Post-traumatic growth as positive personality

- change: Challenges, opportunities, and recommendations. *Journal of Personality*, 89(1), 145–165. <https://doi.org/10.1111/jopy.12591>
- Joseph, S., & Linley, P. A. (2005). Positive adjustment to threatening events: An organismic valuing theory of growth through adversity. *Review of General Psychology*, 9(3), 262–280. <https://doi.org/10.1037/1089-2680.9.3.262>
- Joseph, S., Maltby, J., Wood, A. M., Stockton, H., Hunt, N., & Regel, S. (2012). The Psychological Well-Being—Post-Traumatic Changes Questionnaire (PWB-PTCQ): Reliability and validity. *Psychological Trauma: Theory, Research, Practice, and Policy*, 4(4), 420–428. <https://doi.org/10.1037/a0024740>
- Joseph, S., Williams, R., & Yule, W. (1993). Changes in outlook following disaster: The preliminary development of a measure to assess positive and negative responses. *Journal of Traumatic Stress*, 6(2), 271–279. <https://doi.org/10.1002/jts.2490060209>
- Kang, H., Fischer, I. C., Dickinson, S., Na, P. J., Tsai, J., Tedeschi, R. G., & Pietrzak, R. H. (2024). Posttraumatic growth in U.S. military veterans: Results from the National Health and Resilience in Veterans Study. *Psychiatric Quarterly*, 95(1), 17–32. <https://doi.org/10.1007/s11126-023-10061-8>
- Keyes, C. L. M., Shmotkin, D., & Ryff, C. D. (2002). Optimizing well-being: The empirical encounter of two traditions. *Journal of Personality and Social Psychology*, 82(6), 1007–1022. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.82.6.1007>
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). The Guilford Press. <https://books.google.com/books?id=Q61ECgAAQBAJ>
- Krupelnyska, L., Yatsenko, N., Keller, V., & Morozova-Larina, O. (2025). The Impact of Events Scale-Revised (IES-R): Validation of the Ukrainian version. *Comprehensive Psychiatry*, 139, 152593. <https://doi.org/10.1016/j.comppsy.2025.152593>
- Laufer, A., & Solomon, Z. (2006). Posttraumatic symptoms and posttraumatic growth among Israeli youth exposed to terror incidents. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 25(4), 429–447. <https://doi.org/10.1521/jscp.2006.25.4.429>
- Levene, H. (1960). Robust tests for equality of variances. In I. Olkin, H. Hotelling, A. T. Craig, R. C. Bose, S. N. Roy, & J. G. Ghurye (Eds.), *Contributions to probability and statistics: Essays in honor of Harold Hotelling* (pp. 278–292). Stanford University Press. https://archive.org/details/contributionstop0000unse_d2c5
- Li, C.-H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48(3), 936–949. <https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>
- Linley, P. A., & Joseph, S. (2004). Positive change following trauma and adversity: A review. *Journal of Traumatic Stress*, 17(1), 11–21. <https://doi.org/10.1023/B:JOTS.0000014671.27856.7e>
- Maercker, A., & Zoellner, T. (2004). The Janus face of self-perceived growth: Toward a two-component model of posttraumatic growth. *Psychological Inquiry*, 15(1), 41–48. https://doi.org/10.1207/s15327965pli1501_02
- Malhotra, N. K., & Dash, S. (2011). *Marketing research: An applied orientation* (6th ed.). Pearson. <https://opac.duls.du.ac.in/cgi-bin/koha/opac-detail.pl?biblionumber=608997>
- Mark, K. M., Stevelink, S. A. M., Choi, J., & Fear, N. T. (2018). Post-traumatic growth in the military: A systematic review. *Occupational and Environmental Medicine*, 75(12), 904–915. <https://doi.org/10.1136/oemed-2018-105166>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum Associates. <https://doi.org/10.4324/9781410601087>
- McMillen, J. C., & Fisher, R. H. (1998). The Perceived Benefit Scales: Measuring perceived positive life changes after negative events. *Social Work Research*, 22(3), 173–187. <https://doi.org/10.1093/swr/22.3.173>
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). McGraw-Hill. https://books.google.com/books/about/Psychometric_Theory.html?id=r0fuAAAAMAAJ
- O’Leary, V. E., & Ickovics, J. R. (1995). Resilience and thriving in response to challenge: An opportunity for a paradigm shift in women’s health. *Women’s Health: Research on Gender, Behavior, and Policy*, 1(2), 121–142. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/9373376/>
- Park, C. L., Cohen, L. H., & Murch, R. L. (1996). Assessment and prediction of stress-related growth. *Journal of Personality*, 64(1), 71–105. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.1996.tb00815.x>
- Prykhodko, I., Matsehora, Y., Kolesnichenko, O., Baida, M., & Vasylykovskyi, O. (2023). The psychological recovery program of Ukrainian military personnel after completing combat missions in the Russian-Ukrainian War. *Československá Psychologie*, 67(6), 455–473. <https://doi.org/10.51561/csppsych.67.6.455>
- Ryff, C. D. (1989). Happiness is everything, or is it? Explorations on the meaning of psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57(6), 1069–1081. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.57.6.1069>
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (1994). Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. In A. von Eye & C. C. Clogg (Eds.), *Latent variables analysis: Applications for developmental research* (pp. 399–419). Sage. <https://archive.org/details/latentvariables0000unse>
- Sousa, V. D., & Rojjanasrirat, W. (2011). Translation, adaptation and validation of instruments or scales for use in cross-cultural health care research: A clear and user-friendly guideline. *Journal of Evaluation in Clinical Practice*, 17(2), 268–274. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2753.2010.01434.x>
- Steiger, J. H. (1990). Structural model evaluation and modification: An interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25(2), 173–180. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2502_4
- Tedeschi, R. G., & Calhoun, L. G. (1996). The Posttraumatic Growth Inventory: Measuring the positive legacy of trauma. *Journal of Traumatic Stress*, 9(3), 455–471. <https://doi.org/10.1007/BF02103658>
- Tedeschi, R. G., Shakespeare-Finch, J., Taku, K., & Calhoun, L. G. (2018). *Posttraumatic growth: Theory, research, and applications*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315527451>
- Tucker, L. R., & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38(1), 1–10. <https://doi.org/10.1007/BF02291170>
- Veronese, G., Pepe, A., Massaiu, I., De Mol, A.-S., & Robbins, I. (2017). Posttraumatic growth is related to subjective well-being of aid workers exposed to cumulative trauma in Palestine. *Transcultural Psychiatry*, 54(3), 332–356. <https://doi.org/10.1177/1363461517706288>
- Weiss, D. S., & Marmar, C. R. (1997). The Impact of Event Scale—Revised. In J. P. Wilson & T. M. Keane (Eds.), *Assessing psychological trauma and PTSD* (pp. 399–411). Guilford Press. https://openlibrary.org/books/OL991780M/Assessing_psychological_trauma_and_PTSD
- West, S. G., Finch, J. F., & Curran, P. J. (1995). Structural equation models with nonnormal variables: Problems and remedies. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp. 56–75). Sage. <https://curran.web.unc.edu/wp->

content/uploads/sites/6785/2015/03/WestFinchCurran1995.pdf

Касіяненко, Д. М. (2025). Україномовна версія шкали оцінки посттравматичного зростання (PTGI-UA): адаптація та психометрична валідація. *Вісник Харківського національного університету імені В. Н. Каразіна. Серія «Психологія»*, 79, 99–112. <https://doi.org/10.26565/2225-7756-2025-79-13>

Кокун, О. М., Лозінська, Н. С., Пішко, І. О., & Олійник, В. О. (2025). *Діагностика психологічних змін у військовослужбовців в умовах війни: методичний посібник*. ТОВ «7БЦ». <https://lib.iitta.gov.ua/id/eprint/744685/>

Милославська, О. В., & Богдановський, С. О. (2023). Особливості саморегуляції у військовослужбовців із

різним рівнем резильєнтності. *Наука і освіта*, (1), 51–57. <https://doi.org/10.24195/2414-4665-2023-1-8>

Олефір, В. О., & Боснюк, В. Ф. (2022). Моделювання структурними рівняннями у психологічних дослідженнях. У В. П. Садкового & О. В. Тімченка (Ред.), *Актуальні дослідження в сучасній вітчизняній екстремальній та кризовій психології: монографія* (Т. 2, с. 385–404). ФОП Панов Л. М. <http://repositsc.nuczu.edu.ua/handle/123456789/16508>

Олефір, В. О., & Боснюк, В. Ф. (2024). Адаптація українськомовної версії Шкали задоволеності життям Е. Дінера. *Наука і освіта*, (2), 64–72. <https://doi.org/10.24195/2414-4665-2024-2-9>

Додаток А

Україномовна версія Опитувальника посттравматичних змін психологічного благополуччя (PWB-PTCQ)

Інструкція. Подумайте про те, як Ви ставитеся до себе в теперішній час. Нижче наведено 18 тверджень. Будь ласка, прочитайте кожне твердження й оцініть, як Ви змінилися внаслідок пережитого травматичного досвіду. У кожному рядку позначте одну цифру.

Шкала оцінювання: 1 = тепер значно менше; 2 = тепер трохи менше; 3 = так само, як і раніше; 4 = тепер трохи більше; 5 = тепер значно більше.

Таблиця А.1. Пункти українськомовної версії PWB-PTCQ та бланк відповідей/ Items of the Ukrainian version of PWB-PTCQ and response sheet

№	Твердження	1	2	3	4	5
1	Я подобаюся собі.					
2	Я впевнений(а) у своїх поглядах.					
3	Я відчуваю, що маю мету в житті.					
4	У мене міцні та близькі стосунки з людьми.					
5	Я відчуваю, що контролюю своє життя.					
6	Я відкритий(а) до нового досвіду, який є для мене викликом.					
7	Я приймаю себе таким(ою), яким(ою) я є, зі своїми сильними сторонами та обмеженнями.					
8	Я не переймаюся тим, що про мене думають інші.					
9	Моє життя має сенс.					
10	Я співчутлива людина, готова допомагати іншим.					
11	Я добре справляюся зі своїми життєвими обов'язками.					
12	Я завжди прагну більше дізнаватися про себе.					
13	Я поважаю себе.					
14	Я знаю, що для мене важливо, і готовий(а) відстоювати свою позицію, навіть якщо інші з нею не згодні.					
15	Я відчуваю, що моє життя є цінним і що я відіграю важливу роль у важливих для мене справах.					
16	Я вдячний(а), що в моєму житті є люди, які піклуються про мене.					
17	Я здатний(а) впоратися з тим, що трапляється в житті.					
18	Я з надією дивлюся в майбутнє та очікую нових можливостей.					

Підрахунок балів. Загальний бал PWB-PTCQ розраховується як сума відповідей за 18 пунктами та може становити від 18 до 90. Значення 54 відповідає теоретичній нейтральній точці шкали; вищі показники відображають більш виражені суб'єктивно сприйняті позитивні

посттравматичні зміни психологічного благополуччя. Інтерпретується лише загальний бал, оскільки психометрична перевірка підтримала одновимірну структуру методики. Нормативні значення для українськомовної версії на цьому етапі не встановлювалися.

ADAPTATION AND PSYCHOMETRIC EVALUATION OF THE UKRAINIAN VERSION OF THE PSYCHOLOGICAL WELL-BEING POST-TRAUMATIC CHANGES QUESTIONNAIRE (PWB-PTCQ)

Nataliia Barinova

V. N. Karazin Kharkiv National University,
4 Svobody Sq., Kharkiv, 61022, Ukraine

Illia Yermak

V. N. Karazin Kharkiv National University,

The article presents the cross-cultural adaptation and psychometric evaluation of the Ukrainian version of the Psychological Well-Being Post-Traumatic Changes Questionnaire (PWB-PTCQ) in a sample of male military personnel and veterans with combat experience. The theoretical foundation of the instrument is based on S. Joseph and A. Linley's organismic valuing theory of growth through adversity, as well as C. Ryff's eudaimonic model of psychological well-being. The bipolar format allows for capturing both positive and negative directions of perceived changes. The study involved 224 respondents aged 19 to 58 years. The adaptation procedure included forward and back translation, expert reconciliation, and assessment of the semantic equivalence of the items. Psychometric evaluation was conducted using confirmatory factor analysis, internal consistency assessment, measurement invariance testing, correlation analysis, hierarchical regression, and sensitivity analysis. Construct validity was tested using Ukrainian adaptations of the instruments: convergent associations were evaluated with the Post-Traumatic Growth Inventory PTGI-UA, nomological associations with the Impact of Event Scale-Revised IES-R and the Continuous Traumatic Stress Response scale CTSR, and incremental validity using the Satisfaction with Life Scale SWLS. The results confirmed the unidimensional structure of the scale and a high level of model fit to the empirical data (CFI = .967; TLI = .963; RMSEA = .044; SRMR = .039). The robust maximum likelihood (MLR) estimation method was used to estimate the parameters of the unidimensional model, whereas alternative models (the six-factor correlated model, the second-order model, and the bifactor model) were rejected due to improper parameter estimates. The questionnaire demonstrated high internal consistency ($\alpha = .931$; $\omega = .931$), scalar invariance across age groups, and theoretically expected associations with post-traumatic growth, life satisfaction, post-traumatic stress, and continuous traumatic stress. Sensitivity analysis confirmed the stability of the factor structure and reliability parameters after excluding 44 respondents who reported an ongoing threat at the time of the survey. The obtained results indicate adequate psychometric properties of the Ukrainian version of the PWB-PTCQ and support its use for assessing subjectively perceived post-traumatic changes in psychological well-being in the studied sample.

Keywords: *post-traumatic changes; psychological well-being; PWB-PTCQ; questionnaire adaptation; psychometric validation; post-traumatic growth*

Декларація про використання штучного інтелекту. В роботі над цією статтею було використано інструменти штучного інтелекту для перевірки правопису та вдосконалення стилю тексту. Задум, зміст та наукові результати є авторськими. Текст був перевірений та відредагований автором.

Declaration on the use of artificial intelligence. In the work on this article, artificial intelligence tools were used to check spelling and improve the style of the text. The idea, content and scientific results are the author's. The text was checked and edited by the author.

Конфлікт інтересів: автори заявляють про відсутність професійного або інституційного конфлікту інтересів.

Conflict of Interest: The authors declare that there is no professional or institutional conflict of interest.

Стаття надійшла до редакції 03.01.2026 (The article was received by the editors 03.01.2026)

Стаття рекомендована до друку 11.04.2026 (The article is recommended for printing 11.04.2026)

Опублікована 28.05.2026 (Published 28.05.2026)