

УДК 159.9.072.52

DOI 10.32999/ksu2312-3206/2021-3-14

АДАПТАЦІЯ УКРАЇНОМОВНОЇ ВЕРСІЇ ОПИТУВАЛЬНИКА ПРИЙНЯТТЯ ТА ДІЇ (AAQ-II) НА НОРМАТИВНІЙ ТА СУБКЛІНІЧНІЙ ГРУПАХ ДОСЛІДЖУВАНИХ

Широка Анастасія Олександрівна

кандидат психологічних наук,
доцент кафедри психології та психотерапії
Український католицький університет

shyroka@ucu.edu.ua

<https://orcid.org/0000-0002-5265-2794>

Миколайчук Мар'яна Ігорівна

кандидат психологічних наук, доцент,
доцент кафедри психології та психотерапії
Український католицький університет

mykolaychuk@ucu.edu.ua

<https://orcid.org/0000-0002-4759-3611>

Мета. Метою дослідження є визначення основних психометричних показників україномовного варіанту опитувальника AAQ-II, а саме нормативних показників, внутрішньої узгодженості тверджень, факторної структури, тест-ретестової надійності, конвергентної та дискримінантної валідності та чутливості до розрізнення нормативних та субклінічних груп, а також осіб на різних етапах реабілітації та лікування.

Методи. Адаптація проводилася на 6 нормативних (N=817) та 3 субклінічних (N=142) групах досліджуваних, 43 студенти взяли участь у процедурі оцінки тест-ретестової надійності опитувальника протягом 3 тижнів. Для оцінки конвергентної та дискримінантної валідності AAQ-II були використані шкала прийняття, опитувальники CompACT, OQ-45.2, GAD-7, PHQ-9 та TIPI.

Результати. Нормативними показниками AAQ-II можна вважати 19 ± 9 для чоловіків та 24 ± 11 для жінок. Вираженість психологічної негнучкості не залежать від віку досліджуваних. Показник внутрішньої узгодженості тверджень AAQ-II Альфа Кронбаха в межах 0,89-0,95. AAQ-II є однофакторним опитувальником, який складається з 7 тверджень, і на це вказують результати як експлораторного, так і конфірмаційного факторного аналізу (RMSEA=0,093, SRMR = 0,028, GFI= 0,966, NFI=0,974, CFI=0,979, N=817). AAQ-II демонструє прийнятний рівень тест-ретестової надійності ($r=0,85$). Отримано значущий рівень конвергентної валідності опитувальника з психологічною гнучкістю (CompACT) ($r = -0,65$), а також дистресом (OQ-45,2) ($r = 0,58-0,80$), тривогою (GAD-7) ($r = 0,52-0,60$) та депресією (PHQ-9) ($r=0,52-0,60$). Показник AAQ-II пов'язаний з дистресом у житті особи і не має зв'язку із самою по собі його здатністю до прийняття негативного досвіду. Психологічна негнучкість не корелює з особистісними рисами (TIPI), що вказує на дискримінантну валідність опитувальника. Значення AAQ-II дозволяють статистично розрізнити нормативні та субклінічні групи, а також осіб на різних етапах реабілітації та перебігу захворювання.

Висновки. Україномовна версія «Опитувальника прийняття та дії» (AAQ-II) має надійні психометричні показники, отримані результати загалом узгоджуються з даними попередніх досліджень. Опитувальник може бути рекомендований для використання у вітчизняних дослідженнях та психотерапевтичній практиці.

Ключові слова: адаптація опитувальника, доказова психотерапія, психологічна гнучкість, терапія прийняття та зобов'язання, валідність, надійність.

UKRAINIAN ADAPTATION OF THE ACCEPTANCE AND ACTION QUESTIONNAIRE (AAQ-II) IN SUBCLINICAL AND NON-CLINICAL SAMPLES

Shyroka Anastasia Oleksandrivna

Candidate of Psychological Sciences,
Associate Professor at the Department of Psychology and Psychotherapy
Ukrainian Catholic University

shyroka@ucu.edu.ua

<https://orcid.org/0000-0002-5265-2794>



Mykolaychuk Maryana Ihorivna

Candidate of Psychological Sciences, Associate Professor,
Associate Professor at the Department of Psychology and Psychotherapy
Ukrainian Catholic University

mykolaychuk@ucu.edu.ua
<https://orcid.org/0000-0002-4759-3611>

Purpose. The aim of the study is to evaluate the main psychometric properties of the Ukrainian version of the Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II). Normative scores, internal consistency, factor structure, test-retest reliability, convergent and discriminant validity, and sensitivity to distinguish between non-clinical and subclinical samples were explored.

Methods. Data from six non-clinical ($N = 817$) and three subclinical samples ($N = 142$) were collected. A sample of 43 students was used to assess test-retest reliability, over 3 weeks period. Acceptance Scale, CompACT, OQ-45.2, GAD-7, PHQ-9 and TIPI were used to determine convergent and discriminant validity of AAQ-II.

Results. Normative scores of AAQ-II were 19 ± 9 for men and 24 ± 11 for women. There was no significant correlation between psychological inflexibility and age. AAQ-II showed a good internal consistency with Cronbach's α coefficient in 9 samples between 0.89–0.95. Results of exploratory factor analysis and confirmatory factor analysis indicated that AAQ-II is unidimensional questionnaire with 7 items (RMSEA=0.093, SRMR = 0.028, GFI= 0.966, NFI=0.974, CFI=0.979, N=817). AAQ-II demonstrated an acceptable level of test-retest reliability ($r = 0.85$) in three weeks period. AAQ-II had good convergent validity with another measure of psychological flexibility (CompACT) ($r = -0.65$), as well as with the measures of distress (OQ-45.2) ($r = 0.58-0.80$), anxiety (GAD-7) ($r = 0.52-0.60$) and depression (PHQ-9) ($r = 0.52-0.60$). AAQ-II highly correlated with distress and didn't correlate with the ability to accept the negative experiences per se. AAQ-II had good discriminant validity with measure of personal traits (TIPI), as theoretically predicted. The questionnaire was sensitive to distinguish between non-clinical and subclinical samples, and between people on the different stages of the rehabilitation and progress of the disease.

Conclusions. Ukrainian version of Acceptance and Action questionnaire (AAQ-II) demonstrated acceptable and promising psychometric properties. The results in terms of reliability and validity of AAQ-II were consistent with previous studies. The questionnaire is recommended to use in research and psychotherapy practice.

Key words: *questionnaire adapting, evidence-based psychotherapy, psychological flexibility, acceptance and commitment therapy, validity, reliability.*

Вступ

Нестача валідних та надійних україномовних психодіагностичних методик суттєво обмежує можливості вітчизняних психологічних досліджень. У клінічній психології, окрім досліджень, такі опитувальники потрібні і для діагностики, і для визначення ефективності психотерапевтичних інтервенцій.

Опитувальник прийняття та дії (англ. Acceptance and Action Questionnaire, AAQ-II) є одним з таких інструментів. Його використовують у психологічних дослідженнях, а також у клінічній практиці для того, щоб оцінити рівень психологічної гнучкості/негнучкості індивіда (Bond et al, 2011).

Поняття «психологічна гнучкість/негнучкість», а також «прийняття/ уникнення досвіду» є центральними у психотерапії прийняття та зобов'язання (Acceptance and Commitment Therapy, АСТ) (Hayes, Strosahl, & Wilson, 1999). Цей напрям ґрунтується на теорії функціонального контекстуалізму та контекстуальної поведінкової науки (Hayes, 2004). АСТ розглядає трансдіагностичну модель людського страждання, в якій психологічна гнучкість (англ. psychological flexibility) є фундаментом психічного здоров'я та метою психотерапевтичних інтервенцій.

Хейс з колегами наголошують на тому, що якість життя індивіда сильніше пов'язана не зі

змістом його думок, як про це йшлося у класичних роботах когнітивно-поведінкових терапевтів (Clark, 2013), а з його ставленням до них. Як було помічено авторами, чим сильніше ми прагнемо позбутися будь-якого болючого досвіду, намагаємось його контролювати, тим сильніше застрягаємо у боротьбі, що зрештою тимчасово полегшує стан, але в ширшій часовій перспективі не покращує якості життя (Hayes et al., 1996). Тому у психотерапії потрібно допомогти клієнтам не змінювати змісти думок, а натомість: 1) приймати будь-який досвід, а особливо болючий та неприємний; 2) здійснювати активні зусилля в напрямі реалізації власних життєвих цінностей (Bond, Hayes, 2002). Власне, ці два вміння становлять суть поняття *психологічної гнучкості/негнучкості*. Хейс визначає *психологічну гнучкість* як здатність індивіда повністю контактувати з теперішнім моментом, тими думками та переживаннями, які містяться в ньому, без зайвого захисту від них, та залежно від ситуації залишатися наполегливим у досягненні власних цілей та здійсненні цінностей (Hayes et al., 2006). Натомість *психологічну негнучкість* описують як «ригідне домінування психологічних реакцій над вибраними цінностями та їх послідовним здійсненням» (Bond et al. 2011: 678). Як бачимо, *прийняття/*

уникнення досвіду є однією зі складових частин психологічної гнучкості/негнучкості індивіда. «Опитувальник прийняття та дії» AAQ-II саме має на меті оцінити характерний для індивіда показник психологічної негнучкості.

1. Теоретичне обґрунтування проблеми

Опитувальник AAQ-II є доопрацьованою версією опитувальника AAQ-I, яка була створена психотерапевтами та дослідниками АСТ і містила від 9 до 16 тверджень (залежно від версії) (Hayes, 2004). Порівняно з первинною версією AAQ-II був скорочений до 7 тверджень, відбулося спрощення у їх формулюванні. Як результат, удалося збільшити показник внутрішньої узгодженості тверджень (показник Альфа Кронбаха на різних групах досліджуваних в межах 0,78–0,88); тест-ретестової надійності у періоді 3 та 12 місяців (0,81 та 0,79 відповідно), а також досягнути більшої стабільності факторної структури – на різних групах досліджуваних опитувальник демонструє однофакторну структуру, як і передбачалося теоретичним конструктом. Таким чином, вдалося досягнути мети – створити добре теоретично обґрунтовану однофакторну шкалу, яка б вимірювала психологічну гнучкість/негнучкість індивіда (Bond et al., 2011). Зауважимо, що, за даними Бонда, кореляція між AAQ-I та AAQ-II становить 0,97, що вказує на високу подібність результатів, отриманих за обома опитувальниками, проте останній володіє кращими психометричними показниками.

Втім до тверджень AAQ-II є критичні зауваження. Зокрема, вимірюваний опитувальником показник психологічної негнучкості сильніше корелює з твердженнями, розробленими для оцінки дистресу, ніж неприйняття негативного досвіду (Wolgast, 2014). Такі твердження також потрапляють в один фактор з іншими показниками дистресу, і в різні – з показниками прийняття. Ймовірно, підсумовує автор, відповіді досліджуваних на AAQ-II сильніше залежать від інтенсивності негативного досвіду, а не від здатності до прийняття/неприйняття. Рочефорт з колегами описують схожі результати: AAQ-II демонструє субоптимальні показники конвергентної та дискримінантної валідності зі змінними негативного афекту та нейротизму. У факторному аналізі психологічна негнучкість потрапляє в один фактор з негативним афектом та нейротизмом і не потрапляє у фактор зі змінними, які вимірюють риси усвідомленості та уникання досвіду (Rochefort, Baldwin, Chmielewski, 2018). Тиндел з колегами роблять висновок, що коли йдеться про психологічний дистрес, AAQ-II має меншу дискримінантну валідність, ніж інші опитувальники, які оцінюють уникання досвіду (Tyndall et al., 2019). Зокрема, відомо, що AAQ-II корелює з Опитувальником депресії Бека на рівні 0,7–0,71, і це, ймовірно,

вказує на суттєву близькість показників, які вимірюються цими двома опитувальниками (Kashdan et al., 2020). Натепер дискусія щодо дискримінантної валідності AAQ-II триває.

Втім такі зауваження не зменшують інтересу дослідників до AAQ-II. Проводиться його адаптація різними мовами (Kleszcz et al., 2018; Sánchez, Blázquez, 2021; Østergaard et al., 2020; Kuru et al., 2021), створюються різні варіанти AAQ-II для специфічних популяцій, наприклад, хворих на епілепсію, синдром подразненого кишечника, тинітус тощо (Ong, et al., 2019). Також триває вивчення його психометричних характеристик (Edwards, Vowles, 2020; Correa-Fernández, et al., 2020). Опитувальник використовується в дослідженнях для оцінки психологічної негнучкості (Arlt Mutch, Evans, Wyka, 2021; Wooldridge et al., 2021).

У дослідженнях, які використовували AAQ-I або AAQ-II, було з'ясовано, що психологічна негнучкість є інформативним показником психологічного функціонування індивіда. Хейс з колегами (Hayes et al., 2006) в мета-аналітичному огляді зазначає, що показник психологічної негнучкості пояснює від 16 до 28% розсіювання різних змінних психологічного благополуччя, психопатологічних симптомів та якості життя (Hayes et al., 2006). Бонд наводить дані, згідно з якими за показником психологічної негнучкості вдалося спрогнозувати вищий рівень психологічного дистресу за рік, а також більшу кількість пропущених робочих днів, на що вказували відповідні записи (Bond et al., 2011). У багатьох роботах йдеться, що психологічна негнучкість виступає загальним чинником різних психопатологій та зниження якості життя (Lappalainen, et al., 2021; Guerrini Usubini et al., 2021; Novakov, 2020).

Незважаючи на популярність та поширеність AAQ-II у різних країнах, його адаптації українською мовою не було. Це суттєво обмежує можливості як психотерапевтів, так і дослідників. Отже, **метою цього дослідження** стали переклад та визначення нормативних показників, факторної структури, надійності, валідності та чутливості українського варіанту Опитувальника прийняття та дії (AAQ-II).

2. Методологія та методи

Група досліджуваних. Адаптація опитувальника відбувалася на кількох нормативних та субклінічних групах, які брали участь у різних дослідженнях, в яких використовувався AAQ-II (таблиця 1). Опитувальник було застосовано у трьох студентських (N=383) та трьох дорослих групах досліджуваних (N=434). До субклінічної групи увійшли особи, які перебували на різних етапах реабілітації від алко- та наркозалежності, – на початковому етапі (40%), проміжному (25%) та кінцевому (35%) (N=40); жінки з онкозахворюваннями у стійкій ремісії



(30%), тимчасовій ремісії (46%) та активній фазі захворювання, які перебували на денному стаціонарному лікуванні (24%) (N=74), та особи, які отримували психологічну допомогу (N=28). 43 студенти взяли участь у процедурі оцінки тест-ретестової надійності опитувальника у періоді 3 тижнів (таблиця 1).

Переклад AAQ-II українською мовою. Переклад українською мовою було здійснено у 2019 році згідно з процедурами, передбаченими вимогами кроскультурної адаптації методик, окреслених у міжнародних стандартах (Gudmundsson, 2009; Bartram & Hambleton, 2016). До перекладу AAQ-II було залучено фахового перекладача, носія української та англійської мов та двох психологів з попереднім досвідом адаптації методик. До уваги бралися як вихідний англомовний (Bond et al., 2011), так і польський варіант опитувальника (Kleszcz et al., 2018). Таким чином, було виконано кілька незалежних перекладів та погоджено спільний варіант тверджень опитувальника, які передавали зміст у найточнішій формі та враховували вітчизняний культурний контекст. Для того що визначити, чи в україномовному варіанті збережений первинний зміст тверджень, виконувалася процедура зворотного перекладу. Після цього група студентів (N=25) заповнила опитувальник та оцінила зрозумілість кожного з тверджень. Отже, було з'ясовано, що інструкція, а також твердження українського варіанту AAQ-II сформульовані однозначно та зрозуміло. Заповнення тесту зайняло до 5 хвилин, що загалом узгоджується з вихідною англомовною версією опитувальника. Перекладений та оцінений на зрозумілість україномовний варіант AAQ-II був рекомендований для проходження процедури подальшої адаптації.

Методики дослідження:

AAQ-II – опитувальник, що складається із 7 тверджень, які дозволяють оцінити,

наскільки часто особа не приймає небажаний внутрішній досвід (наприклад, *Я боюся своїх переживань*), намагається його змінити (наприклад, *Мене турбує, що я не можу контролювати свої переживання та почуття*) та не може через нього мати життя, яке б краще узгоджувалося з її цінностями (наприклад, *Мій болючий досвід і спогади не дозволяють мені жити дійсно вартісним життям*). Кожне з тверджень потрібно оцінити за шкалою від 1 – ніколи до 7 – завжди. Всі твердження опитувальника є прямими. Вищий показник за шкалою вказує на вищий рівень психологічної негнучкості, а тому і на схильність до уникання досвіду.

Шкала прийняття досвіду сконструйована за аналогією тверджень з дослідження Волгаста, проте в кінцевому варіанті були залишені лише прямі твердження, оскільки це суттєво вплинуло на зростання показника внутрішньої узгодженості тверджень (Wolgast, 2014). Основна суть шкали – змістити акцент з переживань дистресу до прийняття/уникнення негативного досвіду. До шкали увійшло 5 тверджень про вміння приймати свій внутрішній досвід (наприклад, *Коли я пригнічений/-а або занепокоєний/-а, я не намагаюся швидко змінити свій стан, а приймаю його*) та залишатися активним у тих справах, які мають сенс (наприклад, *«Коли мені сумно або тривожно, я зауважую ці переживання, але все одно продовжую робити те, в чому бачу сенс»*). Кожне з тверджень потрібно оцінити за шкалою від 1 – ніколи до 7 – завжди. Вищий показник за шкалою вказує на вищий рівень прийняття. Твердження шкали отримали прийнятний показник внутрішньої узгодженості ($\alpha = 0,75$, N=226).

CompACT (Comprehensive assessment of ACT processes) – ще один опитувальник, що створений для оцінки психологічної гнучкості в процесі АСТ (Francis et al., 2016). Мето-

Таблиця 1

Характеристика груп досліджуваних

Група	N	Стать		Вік	
		Чоловіки N (%)	Жінки N (%)	Діапа-зон	Сер. зн. (ст. відх.)
Нормативна група	817	191 (23%)	626 (77%)	16–68	30 (11)
студенти	196	49 (25%)	147 (75%)	17–29	20 (3)
студенти	144	36 (25%)	108 (75%)	17–28	19 (2)
студенти	43	5 (12%)	38 (88%)	19–32	20 (2)
дорослі	226	37 (16%)	189 (84%)	16–68	27 (11)
дорослі	141	33 (23%)	108 (77%)	17–59	34 (10)
дорослі	67	31 (46%)	36 (54%)	21–61	37 (9)
Субклінічні групи	142	45 (32%)	97 (68%)	17–68	37 (13)
Особи із залежністю	40	40 (100%)	–	18–53	33 (8)
Особи з онкозахворюваннями	74	–	74 (100%)	19–68	45 (11)
Особи, які отримують психологічну допомогу	28	5 (18%)	23 (82%)	17–68	33 (11)

дика містить 23 запитання, які утворюють три шкали: відкритість до досвіду – готовність приймати та переживати будь-який неприємний досвід, не уникаючи його; усвідомлення поведінки – вміння зауважувати власні дії та не перебувати на автопілоті; та ціннісні дії – здійснення ціннісних дій всупереч обставинам та особистісним перешкодам. Кожне твердження оцінюється за шкалою від 0 до 6. Вищий показник вказує на частоту прояву досліджуваної ознаки. Загальний показник за опитувальником називають показником психологічної гнучкості особи. В україномовному варіанті опитувальник був скорочений на 3 твердження, що суттєво підвищило показник внутрішньої узгодженості за шкалою відкритості до досвіду. Шкали україномовного варіанту CompACT володіють прийнятними та добрими показниками узгодженості (Відкритість до досвіду $\alpha=0,77$; Усвідомлення поведінки $\alpha=0,87$, Ціннісні дії $\alpha=0,88$; Загальний показник психологічної гнучкості $\alpha=0,85$; $N=226$).

OQ-45.2 – опитувальник результативності психотерапії. У цьому дослідженні була використана шкала симптомів дистресу. Кожне твердження потрібно оцінити від 0 – рідко до 5 – майже завжди. Чим вищим є показник за шкалою, тим більш вираженими є симптоми дистресу, які переживала особа протягом останнього тижня. Опитувальник адаптований українською мовою та володіє значущими показниками валідності та надійності (Широка, Миколайчук, 2020).

GAD-7 (A Brief Measure for Assessing Generalized Anxiety Disorder) – опитувальник створено на основі діагностичних критеріїв ГТР, наведених у DSM-IV (Spitzer et. al., 2006). Опитувальник складається із 7 тверджень, які у сумі оцінюють вираженість симптомів тривоги протягом останніх двох тижнів. Українською мовою опитувальник був перекладений Українським інститутом когнітивно-поведінкової терапії. Опитувальник має добрий показник внутрішньої узгодженості тверджень ($\alpha = 0,87$, $N=144$).

PHQ-9 (The depression module of the Patient Health Questionnaire) – опитувальник, що створений на основі 9 діагностичних критеріїв депресії (DSM-IV) (Kroenke, Spitzer&Williams, 2001). Показник за PHQ-9 розраховують як суму балів за відповідними твердженнями. Українською мовою такий опитувальник так само перекладений Українським інститутом

когнітивно-поведінкової терапії. Опитувальник володіє добрим показником внутрішньої узгодженості тверджень ($\alpha = 0,85$, $N=144$).

П'ятифакторний опитувальник особистості (TIPI) вимірює п'ять особистісних рис: екстраверсію, дружелюбність, добросовісність, емоційну стабільність та відкритість новому. Україномовний варіант опитувальника адаптований і володіє достатніми показниками валідності та надійності (Klimanska, & Haletska, 2019).

3. Результати та дискусії

Психометричний аналіз опитувальника здійснювався у програмі Statistica 8.0. та RStudio (Lavaan v.0,6-8).

Нормативні показники AAQ-II розраховувалися за даними груп студентів та дорослих (загалом 6 груп). У оцінці гомогенності дисперсій цих груп рівень значущості критерію Лівена виявився суттєво нижчим за 0,05 ($p=0,00$), що вказувало на відсутність гомогенності, тому порівняльний аналіз показників AAQ-II між шістьма групами відбувався за непараметричним критерієм Краскела-Уолліса. Статистичних відмінностей виявлено не було ($p = 0,02$). Також був проведений кореляційний аналіз віку та показників AAQ-II за Критерієм Спірмена, який виявив дуже слабку кореляцію між цими змінними ($r=-0,17$, $p=0,001$). Отримані результати дозволяють говорити про відносну незалежність психологічної гнучкості від віку.

Для з'ясування того, чи існують статеві відмінності у показниках AAQ-II, був проведений порівняльний аналіз за непараметричним критерієм Мана-Уїтні, оскільки за критерієм Лівена в групах чоловіків та жінок не було виявлено гомогенності дисперсій ($p = 0,04$). З'ясовано таку статистичну відмінність ($p = 0,01$): для жінок характерні вищі бали за AAQ-II порівняно з чоловіками.

Тому ми можемо говорити про існування нормативних показників для чоловіків та жінок, старших за 17 років, окремо, які наведено в таблиці 2.

Серед досліджуваних чоловіків значення 29 і вище отримали 16%, серед жінок значення 36 і вище – 13% осіб.

Внутрішня надійність AAQ-II визначалася за показником внутрішньої узгодженості тверджень Альфа Кронбаха. Результати для 6 нормативних та 3 субклінічних груп досліджуваних наведено у таблиці 3.

Таблиця 2

Нормативні показники україномовного варіанту AAQ-II

AAQ-II	N	Середнє значення	Стандартне відхилення	Вищими за середні можна вважати значення:
Чоловіки	191	19	9	≥ 29
Жінки	626	24	11	≥ 36



Таблиця 3
Внутрішня узгодженість тверджень AAQ-II
(Альфа Кронбаха)

Група	N	α
Нормативна група	817	0,92
Студенти	196	0,92
Студенти	144	0,90
Студенти	43	0,91
Дорослі	226	0,91
Дорослі	141	0,95
Дорослі	67	0,89
Субклінічна група	142	0,91
Особи із залежністю	40	0,90
Особи з онкозахворюваннями	74	0,93
Особи, які отримують психологічну допомогу	28	0,90

Незалежно від групи досліджуваних AAQ-II володіє відмінними показниками внутрішньої надійності.

Факторна структура AAQ-II визначалася за допомогою процедури експлораторного факторного аналізу (ЕФА) методом головних компонент. Перед проведенням процедури перевірялася придатність даних для факторизації за критеріями сферичності Бартлетта та адекватності вибірки Кайзера-Мейєра-Олкіна (КМО) окремо у групах студентів (N=196), дорослих (N=226) та осіб з онкозахворюваннями (N=74). Отримані показники сферичності Бартлетта (р у межах 0,87–0,88) та КМО (в межах 0,000) вказали на доречність проведення процедури факторного аналізу. В процесі виділення факторів ми керувалися теоретичними міркуваннями, критерієм Кайзера (були залишені фактори з власними значеннями (Eigenvalue > 1) та аналізом графіка «кам'янистого осипу» (Cattell & Vogelman, 1977). У трьох випадках твердження AAQ-II утворили єдиний фактор. У групі студентів цей фактор

пояснює 69%, дорослих – 67%, осіб з онкозахворюваннями – 67% розсіювання даних.

Наступним кроком стала перевірка такої емпіричної моделі за допомогою конфірмаційного факторного аналізу (КФА), який проводився на таких групах: дорослі (N=141), студенти (N=144), особи з онкозахворюваннями (N=74). Моделювання відбувалося за допомогою оцінки максимальної вірогідності (Maximum Likelihood Estimation). Перевірялася відповідність лише однофакторної моделі, оскільки всі попередні психометричні дослідження опитувальника вказували саме на таку структуру AAQ-II (Bond et al., 2011), в деяких варіантах з незначними додатковими модифікаціями коваріаційних похибок між твердженнями 1–4 та 2–3 (Karekla & Michaelides, 2017; Yavuz et al., 2016).

В україномовному варіанті AAQ-II показники КФА значно покращилися після врахування у моделі коваріаційних похибок між 1–4 та 6–7 твердженнями. Щодо 1 та 4 тверджень, то вони мають дуже подібні формулювання «Мій болючий досвід ...», «Мої болючі спогади ...», тому в адаптації різними мовами автори зауважують цю подібність (Karekla & Michaelides, 2017). Щодо запитань 6–7, то, ймовірно, в україномовній версії досліджувані їх часто сприймають схожими за змістом. Однофакторна модель україномовної версії AAQ-II, яка отримала найкращі показники відповідності, представлена на рис. 1. У таблиці 5 наведено відповідні показники. Зазначимо, що досить добрими показниками КФА вважаються такі: Chi-Square/df – нижчий 2, RMSEA – 0,06 і нижче, але не більше за 0,1, SRMR – нижчий за 0,08; GFI, NFI та CFI – вищі за 0,95 (Tabachnick, Fidell, & Ullman, 2007).

Спираючись на отримані результати, можна вважати однофакторну модель AAQ-II такою, яка досить добре описує взаємозв'язки між твердженнями опитувальника з незначними модифікаціями, які допомагають вирішити проблему коваріації між окремими твердженнями через лінгвістичну та змістову подібність.

Таблиця 4

Факторні навантаження тверджень опитувальника AAQ-II

Твердження опитувальника	Фактор 1		
	Студенти (N=196)	Дорослі (N=226)	Особи з онкозахворюваннями (N=74)
1. Мій болючий досвід і спогади не дозволяють мені жити дійсно вартісним життям	0,85	0,81	0,81
2. Я боюся своїх переживань	0,79	0,77	-0,77
3. Мене турбує, що я не можу контролювати свої переживання та почуття	0,87	0,80	0,80
4. Мої болючі спогади перешкоджають мені мати повноцінне життя	0,88	0,83	0,83
5. Емоції спричиняють проблеми у моєму житті	0,84	0,81	0,81
6. Виглядає, що більшість людей справляються зі своїм життям краще, ніж я	0,79	0,85	0,85
7. Переживання заважають мені досягати успіху	0,86	0,83	0,83

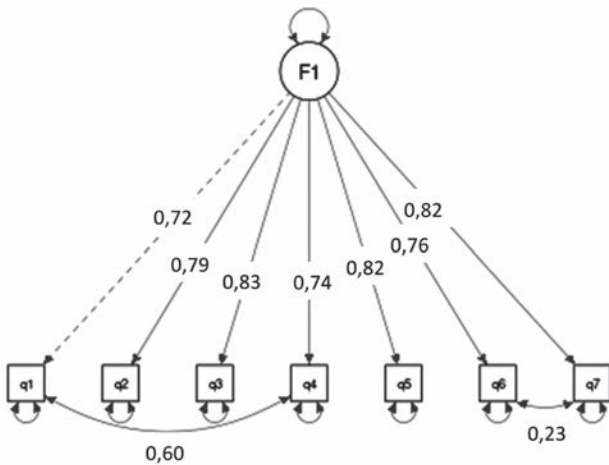


Рис. 1. Однофакторна модель україномовної версії AAQ-II, отримана за допомогою КФА на всіх нормативних даних

Тест-ретестова надійність визначалася за критерієм кореляції Спірмена між результатами першого та другого заміру на одній і тій самій групі студентів через 3 тижні (N=43). У результаті отримано високий показник кореляції ($r=0,85$, $p=0,001$), що вказує на стійкість результатів AAQ-II на досліджуваному проміжку часу.

Конвергентна валідність визначалася через статистичну залежність показника AAQ-II з концептуально близькими конструктами – прийняттям досвіду, відкритістю до досвіду, усвідомленням поведінки, ціннісними діями, а також дистресом, тривогою та депресією. Кореляційний аналіз проводився за критерієм Спірмена, оскільки більшість шкал не мали розподілу узгодженого з нормальним.

За результатами AAQ-II показник психологічної негнучкості значно сильніше корелює зі шкалами CompACT, ніж сама по собі здатність приймати негативний досвід. При цьому AAQ-II корелює одразу з трьома ключовими

Таблиця 5

Результати конфірмаційного факторного аналізу однофакторної структури AAQ-II

Досліджувані групи	N	χ^2/df	RMSEA	SRMR	GFI	NFI	CFI	p
Студенти	144	2*	0,084*	0,037*	0,953*	0,971*	0,985*	<0,01
Дорослі	141	2,3	0,097*	0,026*	0,949*	0,972*	0,983*	<0,01
Особи з онкозахворюваннями	74	1,7*	0,132	0,045*	0,892	0,919	0,963*	<0,01
Нормативна група	817	4,9	0,093*	0,028*	0,966*	0,974*	0,979*	<0,01

Примітки: RMSEA=root mean square error of approximation; SRMR = standardized root-mean-square residual; GFI = goodness-of-fit index. NFI=normed fit index. CFI=comparative fit index. χ^2 =chi-square. df=degrees of freedom

* – значущі коефіцієнти, які підтверджують відповідність теоретичної моделі емпіричним даним

Таблиця 6

Конвергентна валідність AAQ-II

	Шкала	Група досліджуваних	AAQ-II, психологічна негнучкість	Прийняття
	Прийняття	Дорослі (N=226)	-0,02	
CompACT	Відкритість до досвіду	Дорослі (N=226)	-0,59*	0,16
	Усвідомлення поведінки	Дорослі (N=226)	-0,57*	0,11
	Ціннісні дії	Дорослі (N=226)	-0,37*	0,32*
	Психологічна гнучкість	Дорослі (N=226)	-0,65*	0,27*
OQ-45.2	Дистрес	Дорослі (N=67)	0,74*	-0,36*
		Дорослі (N=141)	0,80*	
		Студенти (N=144)	0,67*	
		Узалежнені (N=40)	0,58*	
GAD-7	Тривога	Дорослі (N=67)	0,52*	
		Студенти (N=144)	0,60*	
PHQ-9	Депресія	Дорослі (N=67)	0,52*	
		Студенти (N=144)	0,60*	

* $p \leq 0,001$



компонентами теорії АСТ: відкритістю до досвіду, усвідомленням поведінки та ціннісними діями. AAQ-II та CompACT можна розглядати як подібні, втім взаємодоповнюючі інструменти оцінки психологічної гнучкості.

Також бачимо, що конструкт психологічної негнучкості, закладений в AAQ-II, справді тісно корелює з конструктами дистресу, тривоги та депресії, проте на кількох різних групах досліджуваних нам вдалося отримати значущі, але не критично високі показники кореляції, що швидше вказує на близькість, втім не тотожність таких конструктів. Це загалом узгоджується з нашими теоретичними знаннями про психологічну негнучкість, як чинник, який здатен посилювати психологічний дистрес, депресію та тривогу.

Дискримінантна валідність визначалася через відсутність залежності AAQ-II з особистісними рисами, оскільки психологічна гнучкість та особистісні риси є відмінними теоретичними конструктами (N=141). Значущих кореляційних зв'язків ($p \leq 0,001$) між AAQ-II та шкалами нейротизму, екстраверсії, відкритості, згідливості та сумлінності виявлено не було. Тобто за допомогою AAQ-II вдається отримати показники, відмінні від особистісних рис.

Чутливість опитувальника. Спираючись на теорію АСТ, психологічна гнучкість – це здатність, яка частіше зустрічається серед психологічно благополучних осіб. Тому від інструменту, який оцінює психологічну негнучкість, очікується, що він буде здатним відрізнити нормативні та субклінічні групи, а також осіб на різних етапах реабілітації та перебігу

захворювання. Саме ці дані можуть вказувати на *чутливість AAQ-II* до замірів психологічної гнучкості в різних популяціях.

Порівняльний аналіз за непараметричними критеріями Краскела-Уолліса та Мана-Уїтні показав, що досліджуваним з нормативної групи характерні статистично нижчі показники AAQ-II порівняно з алко- та наркозалежними особами на реабілітації ($p=0,00$); особами з онкозахворюваннями ($p=0,01$) та особами, які на цей час отримують психологічну допомогу ($p=0,00$) (рис. 2). Алко- та наркозалежним особам на початковому етапі реабілітації характерні статистично вищі показники психологічної негнучкості порівняно з особами на кінцевому етапі ($p=0,03$). Жінкам в активній фазі онкології та тимчасовій ремісії також характерні вищі показники AAQ-II, ніж жінкам у стійкій ремісії (0,03).

Загалом, за показниками AAQ-II вдалося отримати відмінні результати на нормативних та субклінічних групах, що дозволяє говорити про чутливість опитувальника, а також його придатність для використання у порівняльних дослідженнях на різних популяціях та етапах лікування.

Висновки

Дані, отримані на 6 нормативних та 3 субклінічних групах, вказують на значущі показники надійності та валідності такого інструменту для оцінки *психологічної негнучкості* та *уникання досвіду*, як їх розуміють у психотерапії прийняття та зобов'язання (ACT) та інших психотерапевтичних підходах третьої хвилі когнітивно-поведінкової психотерапії.

Отримані нормативні показники AAQ-II (19 ± 9 для чоловіків та 24 ± 11 для жінок) у вітчизняній групі є дещо вищими, ніж показники, які наводяться для досліджуваних в інших країнах, особливо для жінок. Зокрема, в оригінальній версії автори пишуть, що значення 24–28 і вище статистично часто зустрічаються у разі високих показників опитувальника депресії Бека, опитувальника загального здоров'я (GHQ-12) та Загального індексу тяжкості симптомів SCL-90-R, які вказують на проблеми з психічним здоров'ям (Bond et al., 2011). У грецькому та турецькому варіантах AAQ-II автори наводять нормативні значення (22 ± 11) та (19 ± 8) відповідно, при цьому не відзначають статистичної відмінності між чоловіками та жінками (Karekla, Michaelides, 2017). Втім

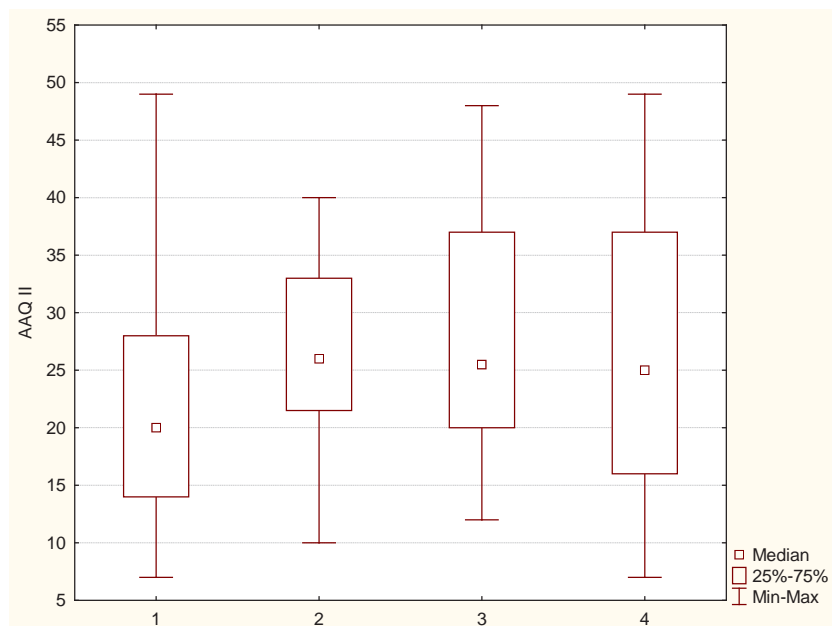


Рис. 2. Показники AAQ-II у нормативній та субклінічних групах:
 1 – нормативна група; 2 – особи із залежністю;
 3 – особи, які отримують психологічну допомогу;
 4 – особи з онкозахворюваннями

в іспанському варіанті, який проходив апробацію у Еквадорі, були отримані схожі результати на наші – $20,8 \pm 10,0$ чоловіків та $23,0 \pm 10,4$ для жінок (Paladines-Costa et. al., 2021), автори також вказують на статеві відмінності. Зауважимо, що показник психологічної негнучкості може бути пов'язаним з рівнем дистресу, який, своєю чергою, корелює з показниками національного добробуту, тому може відрізнятися серед представників різних країн (Amble, et. al., 2014). Таким чином, ми не можемо говорити про критеріальну еквівалентність адаптованої, оригінальної та інших версій AAQ-II.

В україномовному варіанті AAQ-II, так само як і в згаданих вище варіантах, відсутня кореляція AAQ-II з віком, тобто психологічна негнучкість однаково часто зустрічається в осіб різного віку.

Показники внутрішньої надійності україномовного варіанту AAQ-II є відмінними (в межах $0,89-0,95$). Автори оригінальної версії повідомляють про дещо нижчі показники (в межах $0,78-0,88$) (Bond et. al., 2011). Отримані показники Альфа Кронбаха, з одного боку, вказують на внутрішню надійність опитувальника, але з іншого – на можливе дублювання окремих тверджень чи дещо звужене представлення конструкту психологічної негнучкості.

AAQ-II є однофакторним опитувальником, і це вдалося підтвердити в експлораторному факторному аналізі. А конфірмаційний аналіз показав, що твердження AAQ-II досить добре вписуються в однофакторну модель з незначними модифікаціями, які допомагають вирішити проблему коваріації окремих тверджень через лінгвістичну та, можливо, змістову подібність. Про схожі результати повідомляють і інші дослідники (Bond et. al., 2011; Kleszcz et.al, 2018; Sánchez, Blázquez, 2021; Kuru et.al, 2021).

Опитувальник також демонструє подібність результатів у часі, зокрема у періоді трьох тижнів, що загалом узгоджується з тим, що нам відомо про теоретичний конструкт психологічної негнучкості як відносно стабіль-

ної здатності особи. З інших досліджень також відомо, що тест-ретестова надійність AAQ-II залишається високою у періоді 3 та 12 місяців ($r = 0,81$ та $0,79$ відповідно) (Bond et. al., 2011).

Конвергентну валідність україномовного варіанту AAQ-II підтверджує його кореляція з окремими шкалами та загальним показником CompACT, який так само вимірює конструкт психологічної гнучкості (r в межах $0,37-0,65$). Інші автори також вказують на значимий зв'язок між AAQ-II та CompACT (r у межах $0,41-0,79$) (Francis, Dawson & Golijani-Moghaddam, 2016). Окрім цього, AAQ-II має зв'язок з показниками дистресу, тривоги та депресії (в межах $0,52-0,80$). На нашу думку, психологічна негнучкість – це феномен, залежний від рівня дистресу: чим інтенсивніші переживання має особа, тим важче їй приймати цей досвід та не уникати його, і навпаки. І як бачимо з результатів цього та інших досліджень (Rochefort, Baldwin, Chmielewski, 2018; Tyndall et. al., 2019), показник психологічної негнучкості AAQ-II справді дуже чутливий до рівня дистресу, який переживає особа. Щодо дискримінантної валідності попередні дослідження показали відсутність зв'язку AAQ-II із соціальною бажаністю (Bond et. al., 2011), в цьому дослідженні також було показано відсутність зв'язку AAQ-II з особистісними рисами, як і прогнозувалося теоретично.

Також за допомогою AAQ-II вдається відрізнити нормативні та субклінічні групи, а також осіб на різних етапах реабілітації та перебігу захворювання (останні отримують за цим опитувальником статистично вищі значення). І це вказує на чутливість AAQ-II, а також доцільність його використання у порівняльних дослідженнях.

Отримані результати дозволяють рекомендувати опитувальник для оцінки ефективності психотерапії прийняття та зобов'язання (ACT) та дотичних напрямів когнітивно-поведінкової терапії третьої хвилі, а також для визначення показника психологічної негнучкості і в інших вітчизняних психологічних дослідженнях.

ЛІТЕРАТУРА

1. Широка А., Миколайчук М. Адаптація україномовної версії опитувальника результативності психотерапії OQ-45.2: валідність та надійність. *Науковий вісник Херсонського державного університету. Серія Психологічні науки*. 2020. № 3. С. 201–213.
2. Amble I., Gude T., Stubdal S., Oktedalen T., Skjorten A.M., Andersen B.J., ... & Wampold B.E. Psychometric properties of the Outcome Questionnaire-45.2: The Norwegian version in an international context. *Psychotherapy Research*. 2014. Vol. 24(4), 504–513.
3. Arlt Mutch V.K., Evans S., & Wyka K. The role of acceptance in mood improvement during Mindfulness-Based Stress Reduction. *Journal of Clinical Psychology*. 2021. Vol. 77(1), 7–19.
4. Bartram D., & Hambleton R.K. The ITC guidelines: International standards and guidelines relating to tests and testing. / In F.T.L. Leong, D. Bartram, F.M. Cheung, K.F. Geisinger, & D. Iliescu (Eds.). *The ITC international handbook of testing and assessment*. 2016. Oxford University Press. P. 35–46.
5. Bond F.W., & Hayes S.C. ACT at work. *Handbook of brief cognitive behaviour therapy*. 2002. 117–140.
6. Bond F.W., Hayes S.C., Baer R.A., Carpenter K.M., Guenole N., Orcutt H.K., ... & Zettle R.D. Preliminary psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire-II: A revised measure of psychological inflexibility and experiential avoidance. *Behavior therapy*. 2011. Vol. 42(4), 676–688.



7. Cattell R.B., & Vogelmann S. A comprehensive trial of the scree and KG criteria for determining the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*. 1977, 12(3), 289–325.
8. Clark D.A. Cognitive restructuring. *The Wiley handbook of cognitive behavioral therapy*. 2013. 1–22.
9. Correa-Fernández V., McNeel M.M., Sandoval J.R., Tavakoli N., Kahambwe J.K., & Kim H. Acceptance and Action Questionnaire II: Measurement invariance and associations with distress tolerance among an ethnically diverse university sample. *Journal of Contextual Behavioral Science*. 2020. Vol. 17, 1–9.
10. Edwards K.A., & Vowles K.E. Acceptance and Action Questionnaire–II: Confirmatory factor analysis and measurement invariance between Non-Hispanic White and Hispanic/Latinx undergraduates. *Journal of Contextual Behavioral Science*. 2020. Vol. 17, 32–38.
11. Francis A.W., Dawson D.L., & Golijani-Moghaddam N. The development and validation of the Comprehensive assessment of Acceptance and Commitment Therapy processes (CompACT). *Journal of Contextual Behavioral Science*. 2016. Vol. 5(3), 134–145.
12. Gudmundsson E. Guidelines for translating and adapting psychological instruments. *Nordic Psychology*. 2009. 61:2. 29–45.
13. Guerrini Usubini A., Varallo G., Granese V., Cattivelli R., Consoli S., Bastoni I., ... & Molinari E. The Impact of Psychological Flexibility on Psychological Well-Being in Adults With Obesity. *Frontiers in Psychology*. 2021. Vol. 12, 777.
14. Hayes S.C. Acceptance and commitment therapy, relational frame theory, and the third wave of behavioral and cognitive therapies. *Behavior therapy*. 2004. Vol. 35(4), 639–665.
15. Hayes S.C., Luoma J.B., Bond F.W., Masuda A., & Lillis J. Acceptance and commitment therapy: Model, processes and outcomes. *Behaviour research and therapy*. 2006. Vol. 44(1), 1–25.
16. Hayes S.C., Strosahl K.D., & Wilson K.G. Acceptance and commitment therapy: An experiential approach to behavior change. Guilford Press. 1999.
17. Hayes S. C., Wilson K.G., Gifford E.V., Follette V.M., & Strosahl K. Experiential avoidance and behavioral disorders: A functional dimensional approach to diagnosis and treatment. *Journal of consulting and clinical psychology*. 1996. Vol. 64(6), 1152.
18. Hyes S., Luoma B., & Bond F. Acceptance and Commitment Therapy: Model, Process and out comes. *Behavior research and therapy*. 2006. Vol. 44, 1–25.
19. Karekla M., & Michaelides M.P. Validation and invariance testing of the Greek adaptation of the Acceptance and Action Questionnaire-II across clinical vs. nonclinical samples and sexes. *Journal of Contextual Behavioral Science*. 2017. Vol. 6(1), 119–124.
20. Kashdan T.B., Disabato D.J., Goodman F.R., Doorley J.D., & McKnight, P.E. Understanding psychological flexibility: A multimethod exploration of pursuing valued goals despite the presence of distress. *Psychological Assessment*. 2020. Vol. 32(9), 829.
21. Kleszcz B., Dudek J.E., Białaszek W., Ostaszewski P., & Bond F.W. Właściwości psychometryczne polskiej wersji kwestionariusza akceptacji i działania (AAQ-II). *Studia Psychologiczne*. 2018. 56(1), 1–20.
22. Klimanska M., & Haletska I. Українська адаптація короткого п'ятифакторного опитувальника особистості TIPI (TIPI-UKR). *Psychological Journal*. 2019. 5(9), 57–76.
23. Kuru T., Karadere M.E., Burhan H.S., & Safak Y. Reliability and Validity Study of the Turkish Version of the Acceptance and Action Questionnaire for University Students. *Psychiatry and Behavioral Sciences*. 2021. 11(1), 18–24.
24. Lappalainen P., Keinonen K., Pakkala I., Lappalainen R., & Nikander R. The role of thought suppression and psychological inflexibility in older family caregivers' psychological symptoms and quality of life. *Journal of Contextual Behavioral Science*. 2021. 20, 129–136.
25. Novakov I. Emotional state, fatigue, functional status and quality of life in breast cancer: exploring the moderating role of psychological inflexibility. *Psychology, Health & Medicine*. 2020. 1–10.
26. Ong C.W., Lee E.B., Levin M.E., & Twohig M.P. A review of AAQ variants and other context-specific measures of psychological flexibility. *Journal of Contextual Behavioral Science*. 2019. 12, 329–346.
27. Østergaard T., Lundgren T., Zettle R.D., Landrø N.I., & Haaland V.Ø. Norwegian Acceptance and Action Questionnaire (NAAQ): A psychometric evaluation. *Journal of Contextual Behavioral Science*. 2020. 15, 103–109.
28. Paladines-Costa B., López-Guerra V., Ruisoto P., Vaca-Gallegos S., & Cacho R. Psychometric Properties and Factor Structure of the Spanish Version of the Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II) in Ecuador. *International Journal of Environmental Research and Public Health*. 2021. 18(6), 29–44.
29. Rochefort C., Baldwin A.S., & Chmielewski M. Experiential avoidance: An examination of the construct validity of the AAQ-II and MEAQ. *Behavior Therapy*. 2018. 49(3), 435–449.
30. Sánchez M.G.M., & Blázquez F.P. Psychometric study of the AAQ-II scale of experiential avoidance in population of Mexico. *International journal of psychology and psychological therapy*. 2021. 21(1), 81–91.
31. Spitzer R.L., Kroenke K., Williams J.B., & Löwe B. A brief measure for assessing generalized anxiety disorder: the GAD-7. *Archives of internal medicine*. 2006. 166(10), 1092–1097.
32. Tabachnick B.G., Fidell L.S., & Ullman J.B. Using multivariate statistics. 2007. Vol. 5, pp. 481–498. Boston, MA : Pearson.
33. Tyndall I., Waldeck D., Pancani L., Whelan R., Roche B., & Dawson D.L. The Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II) as a measure of experiential avoidance: Concerns over discriminant validity. *Journal of Contextual Behavioral Science*. 2019. 12, 278–284.
34. Wolgast M. What does the Acceptance and Action Questionnaire (AAQ-II) really measure? *Behavior therapy*. 2014. 45(6), 831–839.

35. Wooldridge J.S., Herbert M.S., Dochat C., & Afari N. Understanding relationships between posttraumatic stress disorder symptoms, binge-eating symptoms, and obesity-related quality of life: the role of experiential avoidance. *Eating Disorders*. 2021. 1–16.
36. Yavuz F., Ulusoy S., Iskin M., Esen F.B., Burhan H.S., Karadere M.E., & Yavuz N. Turkish version of Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II): A reliability and validity analysis in clinical and non-clinical samples. *Klinik Psikofarmakoloji Bülteni – Bulletin of Clinical Psychopharmacology*. Vol. 2016, 26(4), 397–408.

REFERENCES

1. Shyroka, A., Mykolaichuk, M. (2020). Adaptatsiia ukrainomovnoi versii opytuvalnyka rezultatyvnosti psykhoterapii OQ-45.2: validnist ta nadiinist. [Adaptation of the Ukrainian version of the psychotherapy effectiveness questionnaire OQ-45.2: validity and reliability]. *Naukovyi visnyk Khersonskoho derzhavnoho universytetu. Seriya Psykholohichni nauky – Scientific Bulletin of Kherson State University. Psychological Sciences Series*. 3. 201–213 [in Ukrainian].
2. Amble, I., Gude, T., Stubdal, S., Oktedalen, T., Skjorten, A.M., Andersen, B.J., ... & Wampold, B.E. (2014). Psychometric properties of the Outcome Questionnaire-45.2: The Norwegian version in an international context. *Psychotherapy Research*, 24(4), 504–513.
3. Arlt Mutch, V.K., Evans, S., & Wyka, K. (2021). The role of acceptance in mood improvement during Mindfulness-Based Stress Reduction. *Journal of Clinical Psychology*, 77(1), 7–19.
4. Bartram, D., & Hambleton, R.K. (2016). The ITC guidelines: International standards and guidelines relating to tests and testing. In F.T.L. Leong, D. Bartram, F.M. Cheung, K.F. Geisinger, & D. Iliescu (Eds.). *The ITC international handbook of testing and assessment*. Oxford University Press. 35–46.
5. Bond, F.W., & Hayes, S.C. (2002). ACT at work. *Handbook of brief cognitive behaviour therapy*, 117–140.
6. Bond, F.W., Hayes, S.C., Baer, R.A., Carpenter, K.M., Guenole, N., Orcutt, H.K., ... & Zettle, R.D. (2011). Preliminary psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire–II: A revised measure of psychological inflexibility and experiential avoidance. *Behavior therapy*, 42(4), 676–688.
7. Cattell, R.B., & Vogelmann, S. (1977). A comprehensive trial of the scree and KG criteria for determining the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 12(3), 289–325.
8. Clark, D.A. (2013). Cognitive restructuring. *The Wiley handbook of cognitive behavioral therapy*, 1–22.
9. Correa-Fernández, V., McNeel, M.M., Sandoval, J.R., Tavakoli, N., Kahambwe, J.K., & Kim, H. (2020). Acceptance and Action Questionnaire II: Measurement invariance and associations with distress tolerance among an ethnically diverse university sample. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 17, 1–9.
10. Edwards, K.A., & Vowles, K.E. (2020). Acceptance and Action Questionnaire–II: Confirmatory factor analysis and measurement invariance between Non-Hispanic White and Hispanic / Latinx undergraduates. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 17, 32–38.
11. Francis, A.W., Dawson, D.L., & Golijani-Moghaddam, N. (2016). The development and validation of the Comprehensive assessment of Acceptance and Commitment Therapy processes (CompACT). *Journal of Contextual Behavioral Science*, 5(3), 134–145.
12. Gudmundsson, E. (2009). Guidelines for translating and adapting psychological instruments. *Nordic Psychology*. 61:2. 29–45.
13. Guerrini Usubini, A., Varallo, G., Granese, V., Cattivelli, R., Consoli, S., Bastoni, I., ... & Molinari, E. (2021). The Impact of Psychological Flexibility on Psychological Well-Being in Adults With Obesity. *Frontiers in Psychology*, 12, 777.
14. Hayes, S.C. (2004). Acceptance and commitment therapy, relational frame theory, and the third wave of behavioral and cognitive therapies. *Behavior therapy*, 35(4), 639–665.
15. Hayes, S.C., Luoma, J.B., Bond, F.W., Masuda, A., & Lillis, J. (2006). Acceptance and commitment therapy: Model, processes and outcomes. *Behaviour research and therapy*, 44(1), 1–25.
16. Hayes, S.C., Strosahl, K.D., & Wilson, K. G. (1999) *Acceptance and commitment therapy: An experiential approach to behavior change*. Guilford Press.
17. Hayes, S.C., Wilson, K.G., Gifford, E.V., Follette, V.M., & Strosahl, K. (1996). Experiential avoidance and behavioral disorders: A functional dimensional approach to diagnosis and treatment. *Journal of consulting and clinical psychology*, 64(6), 1152.
18. Hyes, S., Luoma, B., & Bond, F. (2006). Acceptance and Commitment Therapy: Model, Process and outcomes. *Behavior research and therapy*, 44, 1–25.
19. Karekla, M., & Michaelides, M.P. (2017). Validation and invariance testing of the Greek adaptation of the Acceptance and Action Questionnaire-II across clinical vs. nonclinical samples and sexes. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 6(1), 119–124.
20. Kashdan, T.B., Disabato, D.J., Goodman, F.R., Doorley, J.D., & McKnight, P.E. (2020). Understanding psychological flexibility: A multimethod exploration of pursuing valued goals despite the presence of distress. *Psychological Assessment*, 32(9), 829.
21. Kleszcz, B., Dudek, J.E., Białaszek, W., Ostaszewski, P., & Bond, F.W. (2018). Właściwości psychometryczne polskiej wersji kwestionariusza akceptacji i działania (AAQ-II). *Studia Psychologiczne*, 56(1), 1–20.
22. Klimanska, M., & Haletska, I. (2019). Ukrainka adaptatsiia korotkoho piatyfaktornoho opytuvalnyka osobystosti TIPI (TIPI-UKR). [Ukrainian adaptation of a short five-factor personality questionnaire]. *Psychological journal*, 5(9), 57–76. [in Ukrainian].
23. Kuru, T., Karadere, M.E., Burhan, H.S., & Safak, Y. (2021). Reliability and Validity Study of the Turkish Version of the Acceptance and Action Questionnaire for University Students. *Psychiatry and Behavioral Sciences*, 11(1), 18–24.



24. Lappalainen, P., Keinonen, K., Pakkala, I., Lappalainen, R., & Nikander, R. (2021). The role of thought suppression and psychological inflexibility in older family caregivers' psychological symptoms and quality of life. *Journal of Contextual Behavioral Science*, *20*, 129–136.
25. Novakov, I. (2020). Emotional state, fatigue, functional status and quality of life in breast cancer: exploring the moderating role of psychological inflexibility. *Psychology, Health & Medicine*, 1–10.
26. Ong, C.W., Lee, E.B., Levin, M.E., & Twohig, M.P. (2019). A review of AAQ variants and other context-specific measures of psychological flexibility. *Journal of Contextual Behavioral Science*, *12*, 329–346.
27. Østergaard, T., Lundgren, T., Zettle, R.D., Landrø, N.I., & Haaland, V.Ø. (2020). Norwegian Acceptance and Action Questionnaire (NAAQ): A psychometric evaluation. *Journal of Contextual Behavioral Science*, *15*, 103–109.
28. Paladines-Costa, B., López-Guerra, V., Ruisoto, P., Vaca-Gallegos, S., & Cacho, R. (2021). Psychometric Properties and Factor Structure of the Spanish Version of the Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II) in Ecuador. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, *18*(6), 29–44.
29. Rochefort, C., Baldwin, A.S., & Chmielewski, M. (2018). Experiential avoidance: An examination of the construct validity of the AAQ-II and MEAQ. *Behavior Therapy*, *49*(3), 435–449.
30. Sánchez, M.G.M., & Blázquez, F.P. (2021). Psychometric study of the AAQ-II scale of experiential avoidance in population of Mexico. *International journal of psychology and psychological therapy*, *21*(1), 81–91.
31. Spitzer, R.L., Kroenke, K., Williams, J.B., & Löwe, B. (2006). A brief measure for assessing generalized anxiety disorder: the GAD-7. *Archives of internal medicine*, *166*(10), 1092–1097.
32. Tabachnick, B.G., Fidell, L.S., & Ullman, J.B. (2007). *Using multivariate statistics*. Vol. 5, pp. 481–498. Boston, MA: Pearson.
33. Tyndall, I., Waldeck, D., Pancani, L., Whelan, R., Roche, B., & Dawson, D.L. (2019). The Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II) as a measure of experiential avoidance: Concerns over discriminant validity. *Journal of Contextual Behavioral Science*, *12*, 278–284.
34. Wolgast, M. (2014). What does the Acceptance and Action Questionnaire (AAQ-II) really measure? *Behavior therapy*, *45*(6), 831–839.
35. Wooldridge, J.S., Herbert, M.S., Dochat, C., & Afari, N. (2021). Understanding relationships between posttraumatic stress disorder symptoms, binge-eating symptoms, and obesity-related quality of life: the role of experiential avoidance. *Eating Disorders*, 1–16.
36. Yavuz, F., Ulusoy, S., Iskin, M., Esen, F.B., Burhan, H.S., Karadere, M.E., & Yavuz, N. (2016). Turkish version of Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II): A reliability and validity analysis in clinical and non-clinical samples. *Klinik Psikofarmakoloji Bülteni – Bulletin of Clinical Psychopharmacology*, *26*(4), 397–408.

Стаття надійшла до редакції 15.06.2021.

The article was received 15 June 2021.