

Отримано: 11 листопада 2025 р.

Прорецензовано: 21 листопада 2025 р.

Прийнято до друку: 28 листопада 2025 р.

email: elena.savchenko@kneu.edu.ua

yeva.pronina@kneu.edu

DOI: <http://doi.org/10.25264/2415-7384-2025-19-50-62>Савченко О. В., Проніна Є. В. Українськомовна адаптація методики «Опитувальник відданості організації»: лояльність до організації та закладу освіти. *Наукові записки Національного університету «Острозька академія»* : серія «Психологія». Острог : Вид-во НаУОА, 2025. № 19. С. 50–62.

УДК: 159.9.072.42

Савченко Олена Вячеславівна,*доктор психологічних наук, професор, професор кафедри загальної психології,
Київський національний університет імені Тараса Шевченка
ORCID-ідентифікатор: <https://orcid.org/0000-0002-7069-7419>***Проніна Єва Валентинівна,***магістр психології,
Київський національний економічний університет імені Вадима Гетьмана
ORCID-ідентифікатор: <https://orcid.org/0009-0001-4906-0878>***УКРАЇНСЬКОМОВНА АДАПТАЦІЯ МЕТОДИКИ «ОПИТУВАЛЬНИК ВІДДАНОСТІ
ОРГАНІЗАЦІЇ»: ЛОЯЛЬНІСТЬ ДО ОРГАНІЗАЦІЇ ТА ЗАКЛАДУ ОСВІТИ**

У статті представлено результати адаптації англomовної методики «Опитувальник організаційної відданості» («Organizational Commitment Questionnaire» R. Mowday, R. Steers, & L. Porter) до українського соціокультурного контексту. Актуальність дослідження зумовлена потребою у надійному та валидному психодіагностичному інструменті для оцінювання рівня організаційної відданості працівників в умовах соціально-економічної нестабільності та трансформацій ринку праці. У роботі представлені 2 версії методики, які визначають відданість до організації та закладу освіти. Проведений аналіз продемонстрував доречність виокремлення двох відносно незалежних субшкал, а саме: субшкали «Залученість до роботи організації» ($\alpha=0,899$) та «Професійне задоволення» ($\alpha=0,826$). Скорочена версія опитувальника з 12 тверджень має відносно високі показники відповідності емпіричним даним ($CFI=0,947$; $TLI=0,934$; $RMSEA=0,085$). Друга версія методики також має двофакторну структуру, поєднуючи субшкали: «Залученість в університетське життя» ($\alpha=0,912$), «Задоволеність навчанням» ($\alpha=0,825$). Скорочена двофакторна структура також має найкращі показники прилягання до емпіричних даних ($CFI=0,947$; $TLI=0,935$; $RMSEA=0,083$). Отримані результати свідчать про задовільні психометричні показники адаптованої методики, її надійність і валидність, а також можливість використання опитувальника для наукових досліджень та в організаційному сеттингу.

Ключові слова: відданість організації, відданість закладу освіти, задоволеність, залученість, психометричні показники, крос-культурна адаптація.

Olena Savchenko,*Doctor of Psychological Sciences, Professor, Professor of the Department of General Psychology,
Taras Shevchenko National University of Kyiv
ORCID-ID: <https://orcid.org/0000-0002-7069-7419>***Yeva Pronina,***Master of Psychology,
Kyiv National Economic University named after Vadym Hetman
ORCID-ID: <https://orcid.org/0009-0001-4906-0878>***UKRAINIAN-LANGUAGE ADAPTATION OF THE METHODOLOGY
“ORGANIZATIONAL COMMITMENT QUESTIONNAIRE”:
LOYALTY TO THE ORGANIZATION AND EDUCATIONAL INSTITUTION**

The article presents the results of the adaptation of the English-language methodology “Organizational Commitment Questionnaire” (R. Mowday, R. Steers, L. Porter) to the Ukrainian socio-cultural context. The relevance of the study is due to the need for a reliable and valid psychodiagnostic tool for assessing the level of organizational commitment of employees in conditions of socio-economic instability and labor market transformations. The paper presents 2 versions of the methodology that determine loyalty to the organization and educational institution. The analysis demonstrated the appropriateness of separating two relatively independent subscales, namely: “Involvement in the work of the organization” ($\alpha=0,899$) and “Professional satisfaction” ($\alpha=0,826$) in the first version of the questionnaire, which assesses commitment to the organization itself. The shortened version of the questionnaire, which contains 12 statements, has relatively high indicators of correspondence to empirical data ($CFI=0,947$; $TLI=0,934$; $RMSEA=0,085$), which confirms the appropriateness of separating two additional subscales. The reliability-consistency indicator of the general scale “Organizational commitment” has a high level ($\alpha=0,926$).

The paper also provides data on the validity of the scales. The construct validity test showed high consistency of the indicators of the adapted method with the content of the scales “Professional Engagement”, “Professional Meaning”

and “Positive Emotions” of the “PERMA-Profiler at the Workplace” method (adaptation by D. Lavrynenko). Also, all three scales correlate at a low significant level with the scales “Blind Obedience” and “Destructive Obedience” of the Organizational Obedience Questionnaire (adaptation by O. Savchenko, D. Lavrynenko), which indicates the readiness of employees with high organizational commitment to uncritical subordination or making management decisions without in-depth analysis. The criterion validity test showed that individuals with a high level of commitment do not show a desire to change their place of work, have received encouragement from management over the past year. It was also found that neither the general indicator of organizational commitment, nor involvement, nor satisfaction are related to the length of service in the organization.

The second version of the methodology also has a two-factor structure, combining the subscales: “Involvement in university life” ($\alpha=0,912$), “Satisfaction with learning” ($\alpha=0,825$). The overall scale demonstrates high reliability-consistency ($\alpha=0,927$). The shortened two-factor structure also has the best fit to empirical data ($CFI=0,947$; $TLI=0,935$; $RMSEA=0,083$). The results obtained indicate satisfactory psychometric indicators of the adapted methodology, its reliability and validity, as well as the possibility of using the questionnaire for scientific research and for psychological assessment in an organizational setting.

Keywords: organizational commitment, commitment to the educational institution, satisfaction, involvement, psychometric indicators, cross-cultural adaptation.

Вступ. Організаційна відданість є одним з ключових понять в організаційній психології та управлінні персоналом. Це поняття відображає ступінь психологічної ідентифікації працівника з організацією, його/її внутрішню мотивацію залишатися частиною установи та готовність діяти в інтересах організаційних цілей. У сучасних умовах, коли ринок праці характеризується динамікою, а працівники дедалі частіше змінюють місце роботи, питання формування та підтримки організаційної відданості набуває особливої актуальності.

Аналіз останніх досліджень та публікацій. Зарубіжні дослідники почали активно вивчати це явище ще у другій половині ХХ століття. Одним із найвідоміших є підхід, запропонований Р. Мовдеєм, Р. Стірсом та Л. Портером, які у 1979 році запропонували «Опитувальник відданості організації» (Organizational Commitment Questionnaire) [12]. Дослідники трактували організаційну відданість як силу, з якою індивід ідентифікує себе з організацією і бажає залишатися її членом. За їх концепцією, відданість складається з трьох елементів: 1) ідентифікації з організаційними цілями; 2) готовності прикладати додаткові зусилля задля досягнення цілей організації; 3) бажання залишитися в її складі. Цей підхід став основою багатьох емпіричних досліджень і зумовив подальші теоретичні розробки в цій сфері.

В інших роботах, зокрема в дослідженнях Н. Аллена та Дж. Мейєра, було запропоновано трьохкомпонентну модель організаційної відданості, яка містить афективну (емоційну), нормативну (зобов'язуючу) та інструментальну (розрахункову) складові [9]. Це дало змогу розглядати не лише мотиваційний аспект відданості, а й глибше зрозуміти психологічні механізми, що стоять за прийняттям рішення залишатися в організації.

Особливу увагу привертає сучасна інтерпретація організаційної відданості як феномена, що може проявлятися навіть за умов відсутності винагороди з боку організації. Справжня відданість полягає у добровільному прагненні залишатися в організації та діяти в її інтересах, навіть коли це не обіцяє негайних винагород або підтримки [8], [10].

Вітчизняні дослідники також приділяють значну увагу вивченню організаційної відданості, розглядаючи її крізь призму культурних, соціальних та психологічних чинників [1], [2], [4]. Зокрема, К. Охотницька у своїй роботі аналізує вплив психологічних чинників на формування організаційної відданості у працівників державної служби зайнятості. Авторка підкреслює, що серед ключових факторів формування відданості є мотивація до стабільної професійної діяльності, психологічна безпека на робочому місці, а також рівень задоволеності професійними досягненнями. Вона також звертає увагу на важливість управлінської підтримки та корпоративної культури, які є «психологічним фоном», що сприяє зміцненню емоційного зв'язку працівника з організацією. Її дослідження вказує на необхідність розвитку програм підтримки працівників та активізації мотиваційних механізмів, що враховують не лише матеріальні, а й соціально-психологічні потреби особистості [5].

А. Поплавська, досліджуючи теоретичні основи лояльності персоналу, розглядає організаційну відданість як її ключовий структурний компонент. Вона стверджує, що лояльність до організації формується в результаті сукупного впливу індивідуальних, групових й організаційних факторів. Особливе значення має ціннісна сумісність працівника з організацією, яка забезпечує стійку ідентифікацію з її цілями. Дослідниця підкреслює, що відданість є не лише результатом задоволеності працею, а й більш глибокого психологічного процесу, пов'язаного з почуттям обов'язку, моральної прихильності та віри в значущість своєї праці [6].

Своєрідну модель організаційної відданості пропонує Д. Самойленко, розглядаючи її як двопроектний феномен. В основі моделі лежить ідея про те, що організаційна відданість формується через дві взаємопов'язані системи – емоційну (афективну) та когнітивну (раціональну). Перша базується на емоційній прив'язаності, задоволеності та психологічному комфорті у стосунках з організацією. Друга – на

усвідомленій оцінці вигід та витрат, пов'язаних із перебуванням в організації. Такий підхід дозволяє поєднати мотиваційні, емоційні й когнітивні аспекти у цілісне бачення механізмів відданості. Дослідник також акцентує увагу на важливості суб'єктивного сприйняття організаційного середовища та політики управління персоналом як чинників, що активізують або посилюють відповідні механізми відданості [7].

Мета і завдання дослідження. Метою статті є проведення українськомовної адаптації методики «Опитувальник організаційної відданості» («Organizational Commitment Questionnaire» R. T. Mowday, R. M. Steers, L. W. Porter) та перевірка її психометричних властивостей. Додатковим завданням ми ставимо спробу адаптувати методику для двох сетингів: організаційного та навчального, оскільки вважаємо, що можна говорити не лише про відданість організації, де працює людина, але і до закладу освіти, де навчається молоддь.

Викладення основного матеріалу. Оригінальна версія опитувальника складається з 15 тверджень, спрямованих на вимірювання загального рівня організаційної відданості, та передбачає оцінювання відповідей за семибальною шкалою Лікерта – від 1 («повністю не згоден») до 7 («повністю згоден»). У процесі лінгвістичної адаптації було здійснено прямий та зворотний переклад тверджень, після чого формулювання були уточнені з урахуванням мовних та культурних особливостей українського контексту. Перевірка якості перекладу здійснювалася трьома експертами, які володіли англійською мовою на рівні B2, були спеціалістами в сфері організаційної психології. Експерти надали високу оцінку перекладу (4,65 за п'ятибальною шкалою). Також проводилося пілотажне дослідження, в якому взяли участь 10 учасників, які оцінювали чіткість та зрозумілість формулювань, вносили свої пропозиції щодо покращення однозначності сприйняття тверджень опитувальника. Більшість рекомендацій і експертів, і респондентів була врахована в остаточній версії перекладу опитувальника.

Для перевірки психометричних характеристик адаптованої методики використовувався комплекс емпіричних і математико-статистичних методів. Надійність-узгодженість шкал оцінювалася за допомогою коефіцієнта α Кронбаха. Дискримінативність тверджень визначалася із застосуванням дельта-критерію Фергюсона, що розраховувався за формула М. Ханкінса, адаптованої до шкали Лікерта. Перевірка внутрішньої структури опитувальника здійснювалася за допомогою експлораторного та конфірмаційного факторного аналізів. Конвергентна валідність адаптованої методики перевірялися шляхом кореляційного аналізу з використанням методик «PERMA-Профайлер на робочому місці» (адаптація Д. Лавриненка) [3] та «Опитувальник організаційної слухняності» (адаптація О. Савченко, Д. Лавриненка). Для аналізу критеріальної валідності використовувався однофакторний дисперсійний аналіз за критерієм Велча, для визначення міжгрупових відмінностей використовувалися апостеріорний тест Геймса–Хауелла t-тест Стьюдента для незалежних вибірок. Статистична обробка даних здійснювалася у програмному середовищі Jamovi (версія 2.6.26).

Основне емпіричне дослідження було проведене на вибірці з 147 працевлаштованих респондентів. Серед учасників 81% становили жінки та 19% – чоловіки. Віковий розподіл вибірки є таким: 40,1% осіб у віці 18–26 років, 21,8% – 27–35 років, 19,7% – 36–44 років, 15% – 45–53 роки та 3,4% – старші за 54 роки. Середній вік респондентів становить 33 роки ($SD = 11,05$). Стаж професійної діяльності учасників дослідження варіювався від менш ніж одного року до понад 20 років: 24,5% мали досвід роботи до одного року, 38,1% – від 1 до 5 років, 18,4% – від 5 до 10 років, 13,6% – від 10 до 20 років і 5,4% – понад 20 років. Середнє значення стажу роботи склало 6,04 роки ($SD = 6,48$).

Результати дослідження. Із урахуванням наданих рекомендацій експертів, був уточнений остаточний варіант перекладу. З метою перевірки семантичної еквівалентності українськомовних тверджень також було залучено одного незалежного фахівця для здійснення зворотного перекладу, який не мав доступу до оригінального варіанту методики. На всіх етапах роботи з перекладом методики були отримані задовільні результати.

Попередньо був здійснений по-елементний аналіз 15 пунктів методики, який охоплював обчислення середнього значення, стандартного відхилення, показників надійності й валідності тверджень, а також коефіцієнта дискримінативності (табл. 1). Отримані результати свідчать про те, що значення показника δ Фергюсона майже для всіх пунктів перевищують рекомендований пороговий рівень 0,75 (виключення становить твердження 15), що вказує на добру здатність тверджень шкали диференціювати відповіді респондентів. Найвищі показники розподільної здатності було зафіксовано для пунктів 4, 9, 12, 14, значення δ яких коливаються в межах 0,88–0,89.

Таблиця 1

Показники внутрішньої узгодженості та дискримінативної сили окремих пунктів методики

Твердження	Середнє значення	Стандартне відхилення	Показник надійності твердження	Показник валідності твердження	Рівень дискримінативності
Пункт 1	5.54	1.40	1.39	1.03	0.80
Пункт 2	5.03	1.70	2.42	1.56	0.86
Пункт 3 (R)	5.14	1.80	2.17	1.33	0.85
Пункт 4	3.73	1.80	2.12	1.25	0.88
Пункт 5	4.96	1.68	2.23	1.45	0.85
Пункт 6	5.29	1.68	2.41	1.54	0.83
Пункт 7 (R)	2.76	1.75	1.12	0.36	0.84
Пункт 8	5.03	1.73	2.31	1.90	0.85
Пункт 9 (R)	4.17	1.86	2.17	0.86	0.89
Пункт 10	5.44	1.58	1.73	1.26	0.81
Пункт 11 (R)	5.24	1.69	1.96	1.45	0.84
Пункт 12 (R)	4.19	2.04	2.31	1.03	0.88
Пункт 13	5.14	1.64	1.95	1.37	0.85
Пункт 14	4.28	1.79	2.46	1.69	0.88
Пункт 15 (R)	5.93	1.60	1.60	1.14	0.68

Середні значення більшості пунктів шкали перебувають у діапазоні 3,73–5,93, а стандартні відхилення варіюються в межах 1,40–2,04, що вказує на достатню варіативність відповідей при відсутності ефекту крайніх оцінок. Такий розподіл відповідей є статистично доцільним, оскільки дозволяє ефективно диференціювати досліджуваних за рівнем організаційної відданості. Показник надійності окремих тверджень, який відображає ступінь їх узгодженості із загальним балом шкали з урахуванням значення стандартного відхилення, коливається в межах від 1,12 до 2,46. Найвищі значення цього показника зафіксовано для пунктів 2, 6 та 14, що може свідчити про їхню тісну відповідність латентному конструкту «організаційної відданості». Найнижчий показник виявлено для пункту 7, що може свідчити про його відносно слабкий зв'язок із загальним балом за шкалою.

Оцінка валідності тверджень здійснювалася шляхом співвіднесення значень за окремими пунктами з незалежним критерієм – шкалою професійної залученості методики «PERMA-Профайлер на робочому місці». Показники валідності тверджень коливаються від 0,36 до 1,90, що загалом свідчить про добру відповідність більшості пунктів зовнішньому критерію. Водночас пункт 7 демонструє найнижче значення валідності, що може бути пов'язано з особливостями сприйняття зворотно сформульованого твердження та потенційними труднощами його розуміння респондентами. Загалом результати аналізу свідчать про достатню психометричну якість більшості пунктів адаптованої шкали, однак окремі з них, зокрема пункт 7, потребують додаткової уваги на наступному етапі, де буде здійснюватися аналіз внутрішньої структури методики.

Для оцінки внутрішньої узгодженості елементів шкали було використано коефіцієнт α Кронбаха, значення якого обчислювалися для повної версії шкали, а також при поетапному виключенні кожного з тверджень. Загальне значення α Кронбаха для всієї шкали становить 0,918, що відповідає дуже високому рівню внутрішньої узгодженості ($\alpha > 0,70$). Найвище значення α Кронбаха при виключенні одного елемента (див. табл. 2) спостерігалось для пункту 7 ($\alpha = 0,926$), що підтверджує його слабку зв'язаність з іншими складовими елементами шкали. Аналогічна тенденція простежується і для пункту 12 ($\alpha = 0,922$). Це може вказувати на доцільність подальшого перегляду формулювань зазначених тверджень або прийняття рішень щодо їхньої доцільності в структурі шкали на етапі проведення факторного аналізу.

Із метою перевірки внутрішньої структури методики було застосовано експлораторний факторний аналіз. Цей метод належить до багатовимірної математичної статистики й використовується для вивчення статистично пов'язаних ознак, що дозволяє виявити низку латентних (прихованих) факторів, які не піддаються безпосередньому спостереженню. Використовуючи метод максимальної правдоподібності з проведенням обертання Oblimin і фіксованим одним фактором, було визначено, що фактор має низькі навантаження на твердження 7 та 12, що відображено в табл. 2.

Однофакторна модель пояснює 46,6 % загальної дисперсії, що є недостатньо високим результатом. Якщо видалити твердження 7 та 12, загальний показник дисперсії збільшиться до 51,6 %, проте виникає ідея, що однофакторна модель недостатньо відповідає емпіричним даним, є сенс переглянути моделі з іншою розмірністю. У таблиці 3 представлено результати двофакторної моделі, отриманої за результатами експлораторного факторного аналізу (метод максимальної правдоподібності, обертання Oblimin).

Таблиця 2

Внутрішня структура опитувальника з одним фактором

№ запитання	Факторні навантаження		Показники надійності-узгодженості	
	Фактор 1	Кореляція пункту з рештою	α при видаленні пункту	
1	0,720	0,682	0,915	
2	0,868	0,808	0,910	
3	0,594	0,605	0,916	
4	0,651	0,597	0,917	
5	0,806	0,758	0,912	
6	0,878	0,827	0,909	
7	0,247	0,279	0,926	
8	0,792	0,740	0,912	
9	0,543	0,556	0,918	
10	0,701	0,649	0,915	
11	0,637	0,635	0,915	
12	0,464	0,474	0,922	
13	0,704	0,680	0,914	
14	0,760	0,731	0,912	
15	0,597	0,575	0,917	

З таблиці 3 видно, що перший фактор об'єднує 9 тверджень (1, 2, 3, 4, 5, 6, 9, 13, 14). Змістово ці твердження відображають емоційну привабливість організації, бажання залишатися в ній, поділяти її цінності, докладати додаткові зусилля для досягнення її успіху. Цей компонент можна інтерпретувати як «Залученість до роботи організації». Другий фактор об'єднує 5 тверджень (8, 10, 11, 12, 15), які стосуються оцінки правильності вибору організації, суб'єктивного задоволення від праці та відчуття натхнення або розчарування. Цей компонент був названий «Професійне задоволення».

Таблиця 3

Внутрішня структура опитувальника з двома факторами

№ запитання	Факторні навантаження		Унікальність
	Фактор 1	Фактор 2	
1	0,675	0,106	0,461
2	0,655	0,320	0,256
3	0,375	0,311	0,641
4	0,969	-0,328	0,261
5	0,719	0,157	0,344
6	0,717	0,260	0,227
7	0,258	0,017	0,928
8	0,448	0,487	0,337
9	0,487	0,112	0,686
10	0,397	0,426	0,485
11	0,034	0,815	0,324
12	0,113	0,470	0,713
13	0,633	0,138	0,490
14	0,627	0,222	0,411
15	0,143	0,613	0,512

У подальшому було прийняте рішення скоротити склад другого фактора до 4 складових, прибравши 12 твердження, оскільки воно має незадовільні показники надійності та високу унікальність. Твердження 7 мало слабкі факторні навантаження за двома факторами, високе значення унікальності, тому було прийняте рішення про його виключення. Сумарна дисперсія, пояснена двофакторною моделлю, становить 52,8 % при охопленні всіх пунктів. Після виключення пунктів 7 і 12 загальна дисперсія зросла до 58,1 %. Це свідчить про те, що без цих пунктів модель краще описує реальні відповіді респондентів, що підтверджує доцільність їх усунення з фінальної версії опитувальника.

Процедура конфірматорного факторного аналізу дозволила нам порівняти чотири моделі (повну однофакторну (15 пунктів), скорочену однофакторну (13 пунктів); повну двофакторну (9 та 6 пунктів) та скорочену двофакторну (9 та 4 пункти) моделі. Результати представлені в табл. 4.

Таблиця 4

Індекси відповідності моделей за конфірмаційним факторним аналізом

Модель	Хі-квадрат	df	p	CFI	TLI	RMSEA	RMSEA lower	RMSEA upper
Однофакторна повна модель	257	90	<0,001	0,868	0,846	0,112	0,0962	0,128
Однофакторна скорочена модель	181	65	<0,001	0,901	0,881	0,110	0,0913	0,129
Двофакторна повна модель	229	89	<0,001	0,889	0,869	0,104	0,0871	0,120
Двофакторна скорочена модель (без 7 та 12)	155	64	<0,001	0,922	0,905	0,0985	0,0789	0,118
Двофакторна модель (без 4, 7 та 12)	109	53	<0,001	0,947	0,934	0,085	0,062	0,110

Примітка: χ^2 – емпіричне значення Хі-квадрата, df – кількість ступенів свободи, p – рівень значущості, CFI – порівняльний індекс відповідності Бентлера, TLI – індекс Такера-Льюїса, RMSEA – середньоквадратична помилка апроксимації, RMSEA lower – нижнє значення довірчого інтервалу RMSEA, RMSEA upper – верхнє значення довірчого інтервалу RMSEA.

Відсутність задовільного прилягання емпіричних даних до теоретичної моделі (CFI>0,95; TLI>0,95; RMSEA<0,08) змусило нас продовжити аналіз. Ми запропонували такі зміни в двофакторній моделі: видалення 4 твердження та перенесення 3 пункту з першого фактора до другого. Такі зміни були запропоновані за підстави змістовного аналізу тверджень. Зміни відобразилися у підвищенні показників відповідності моделі (CFI=0,947; TLI=0,934; RMSEA=0,085). Отже, результати доводять краще прилягання до емпіричних даних двофакторної скороченої до 12 тверджень моделі. До складу першої субшкали увійшли 7 тверджень: 1, 2, 5, 6, 9, 13, 14. До складу другої субшкали – 5 тверджень: 3, 8, 10, 11, 15. Показники надійності-узгодженості за Кронбахом для скороченої версії методики демонструють високу однорідність тверджень в межах субшкал («Залученість до роботи організації»: $\alpha=0,899$; «Професійне задоволення»: $\alpha=0,826$) та за загальним показником ($\alpha=0,926$). Зазначимо, що існує дуже міцний кореляційний зв'язок між двома субшкалами, що дозволяє поєднати їх в один показник ($r=0,807$; $p<0,001$).

Із метою перевірки конструктивної валідності шкал адаптованої методики було проведено оцінку конвергентної валідності шляхом кореляційного аналізу шкал адаптованої методики з двома психодіагностичними методиками, які вимірюють суміжні або дотичні психологічні конструкти. Перша з них – «PERMA-Профайлер на робочому місці», що містить шкали «Професійна залученість», «Професійний сенс» та «Позитивні емоції». Друга – опитувальник «Організаційна слухняність», яка містить шкали «Сліпа слухняність», «Деструктивна слухняність», «Беззаперечна слухняність», «Слухняне порушення» та «Примусова слухняність». Результати кореляційного аналізу за формулою Пірсона представлені в табл. 5.

Таблиця 5

Результати перевірки конвергентної валідності шкал методики

Методика	Показник	Шкала 1 (Залученість до роботи організації)	Шкала 2 (Професійне задоволення)	Відданість організації
PERMA-Профайлер на робочому місці	Професійна залученість	0,608 $p < 0,001$	0,650 $p < 0,001$	0,659 $p < 0,001$
	Професійний сенс	0,587 $p < 0,001$	0,661 $p < 0,001$	0,647 $p < 0,001$
	Позитивні емоції	0,604 $p < 0,001$	0,688 $p < 0,001$	0,668 $p < 0,001$
Організаційна слухняність	Сліпа слухняність	0,252 $p = 0,002$	0,166 $p = 0,044$	0,238 $p = 0,004$
	Деструктивна слухняність	0,238 $p = 0,004$	0,163 $p = 0,048$	0,228 $p = 0,006$
	Беззаперечна слухняність	0,194 $p = 0,019$	0,025 $p = 0,764$	0,150 $p = 0,071$
	Слухняне порушення	0,036 $p = 0,668$	-0,132 $p = 0,111$	-0,018 $p = 0,831$
	Примусова слухняність	-0,004 $p = 0,959$	-0,155 $p = 0,061$	-0,054 $p = 0,512$

Усі три шкали «PERMA-Профайлер на робочому місці» показали високі позитивні кореляції як з загальною шкалою «Відданість організації», так і з субшкалами – «Залученість до роботи в організації»

і «Професійне задоволення». Ці результати підтверджують, що адаптована методика дійсно відображає ті аспекти ставлення до організації, де працює людина, які характеризують загальний стан задоволеності працею, смислову наповненість діяльності та емоційне благополуччя в професійній сфері.

У рамках перевірки зв'язків із методикою «Організаційна слухняність» також було виявлено низку статистично значущих, хоча й низьких за силою кореляцій. Зокрема, «Сліпа слухняність» та «Деструктивна слухняність» демонстрували позитивні зв'язки з усіма трьома показниками адаптованої методики ($r = 0,163-0,269, p < 0,05$), що може вказувати на певну схильність респондентів із високим рівнем організаційної відданості до некритичного підпорядкування або прийняття рішень керівництва без глибокого аналізу. «Беззаперечна слухняність» також показала кореляції з показником залученості до роботи організації ($r = 0,194, p = 0,019$). Взаємозв'язок слабкий, але відображає, певною мірою, втрату критичності працівниками до організаційних рішень у разі високої залученості, привабливості самої організації. Посилення цього зв'язку може стати підставою прояву такого групового феномену як «огруплення мислення» («group thinking»).

Отже, отримані результати підтверджують наявність конвергентної валідності адаптованої методики. Високі кореляції зі шкалами професійного благополуччя свідчать про відповідність очікуваному психологічному змісту шкал, а помірні зв'язки з показниками слухняності дають підстави вважати, що конструкт «організаційна відданість» частково охоплює аспекти нормативної поведінки в організаційному середовищі.

Для перевірки критеріальної валідності було використано однофакторний дисперсійний аналіз за критерієм Велча та апостеріорний тест Геймс-Хауелла. Як зовнішній критерій було обрано відповідь на запитання анкети щодо наміру залишитися працювати в організації (варіанти: «Важко визначитися», «Ні», «Так»). За результатами дисперсійного аналізу (див. табл. 6) встановлено статистично значущі відмінності між групами за всіма трьома шкалами: «Залученість до роботи організації» ($F=5,91, p=0,006$), «Професійне задоволення» ($F=10,55, p<0,001$), «Відданість організації» ($F=7,95, p=0,001$).

Таблиця 6

Результати апостеріорного тесту Геймс-Хауелла за показником готовності залишатися та працювати в організації

Шкала	Групи	Різниця середніх	p-значення
Залученість до роботи організації	Важко визначитися – Ні	7.97	0.149
	Важко визначитися – Так	0.06	1.000
	Ні – Так	-7.91	0.003
Професійне задоволення	Важко визначитися – Ні	3.63	0.145
	Важко визначитися – Так	-1.36	0.685
	Ні – Так	-4.98	<0.001
Відданість організації	Важко визначитися – Ні	11.60	0.128
	Важко визначитися – Так	-1.30	0.965
	Ні – Так	-12.90	<0.001

Отримані за тестом Геймс-Хауелла результати свідчать про наявність значущих відмінностей у рівнях відданості організації, залученості до роботи та професійного задоволення залежно від готовності респондентів змінити місце роботи. Значущі розбіжності виявлено між групами, які надали відповіді «Ні» («готові змінити місце роботи») та «Так» («не готові покинути організацію»), що підтверджує критеріальну валідність шкал методики.

Для додаткової перевірки критеріальної валідності було використано t-критерій Стьюдента для незалежних вибірок для порівняння двох груп, які утворилися за відповідями на запитання анкети «Чи отримували ви матеріальні заохочення від організації за останній рік?» (варіанти відповіді: «Ні» та «Так»). За результатами порівняння виявлено статистично значущі відмінності між групами за загальним показником відданості організації ($t = -2,77, df = 136, p = 0,006$). Звернемо увагу, що критерій Левена був значущим ($p < 0,05$), що свідчить про порушення припущення про рівність дисперсій. Отже, встановлено, що матеріальне заохочення суттєво пов'язане з рівнем відданості організації. Респонденти, які отримували заохочення, демонструють вищу відданість.

Наступним зовнішнім критерієм виступив стаж роботи респондентів в організації. За всіма шкалами були отримані незначущі результати за критерієм Велча, що говорить про те, що відсутній зв'язок між стажем роботи в організації та рівнем відданості («Залученість до роботи організації» ($F=0,973; p=0,434$), «Професійне задоволення» ($F=0,140; p=0,966$), «Відданість організації» ($F=0,660; p=0,623$)). Це може бути пов'язано з тим, що відданість формується не під впливом тривалості перебування в організації, а через інші механізми, під впливом інших чинників: мотивації, стилю керівництва, умов праці, статусу та ролі в організації тощо.

Останнім етапом адаптації методики є розробка орієнтовних тестових норм. Для цього необхідно було перевірити, чи відповідають отримані емпіричні дані нормальному розподілу, визначити описові статистики. У таблиці 7 представлені статистики за трьома шкалами.

Таблиця 7

Описові статистики за шкалами методики

Показники описової статистики	Показники україномовного варіанту методики		
	Залученість до роботи організації	Професійне задоволення	Відданість організації
Коефіцієнт асиметрії (A)	-0,511	-0,792	-0,628
Стандартна помилка асиметрії (mA)	0,200	0,200	0,200
Коефіцієнт ексцесу (E)	-0,110	0,173	0,143
Стандартна помилка ексцесу (mE)	0,397	0,397	0,397
Мінімальне значення	9,0	5,0	14,0
Максимальне значення	49,0	35,0	84,0
Середнє значення	34,4	26,8	61,2
Стандартна похибка	0,767	0,533	1,24
Стандартне відхилення	9,30	6,46	15,0
Медіана	35,0	28,0	62,0
Міжквартильний діапазон (IQR)	12,5	9,5	23,0
Квантілі (25%)	29,5	22,5	51,0
Квантілі (50%)	35,0	28,0	62,0
Квантілі (75%)	42,0	32,0	74,0

Підхід до аналізу нормальності через показники асиметрії та ексцесу стверджує, що значення асиметрії та ексцесу не мають перевищувати потроєну стандартну помилку [11]. За таким підходом дві шкали мають нормальний розподіл, але шкала «Професійного задоволення» не відповідає критеріям нормальності. Шкала «Професійного задоволення» має від'ємне значення асиметрії ($A = -0,792$), що говорить про правосторонній ухил у розподілі даних, тобто переважають більш високі значення. Оцінка нормальності за критерієм Шапіро-Вілка показала, що за жодною зі шкал не виконується умова нормального розподілу ($p < 0,05$).

У зв'язку з цим ми застосували процедуру розподілу на квантілі, що дозволяє сформулювати попередні тестові норми без дотримання вимог нормального розподілу (табл. 8).

Таблиця 8

Тестові норми за шкалами «Опитувальника організаційної відданості»

Шкали			Рівень індивідуального результату
Залученість до роботи організації	Професійне задоволення	Відданість організації	
≤ 29	≤ 22	≤ 51	Низький
30-41	23-31	52-73	Середній
≥ 42	≥ 32	≥ 74	Високий

Тестові норми дозволяють визначити рівень індивідуального результату, надати відповідну інтерпретацію при оцінюванні.

За шкалою «Залученість до роботи організації»:

Високі значення свідчать про те, що людина активно залучена в процеси організації, проявляє ініціативу, відчуває внутрішню мотивацію брати участь у досягненні спільних результатів. Такі особи ідентифікують себе з командою та організаційними цілями, охоче беруть відповідальність за хід і результат роботи.

Середні значення за цією шкалою характерні для працівників, які виконують свої обов'язки сумлінно, виявляють помірний рівень зацікавленості у справах організації, однак можуть не прагнути до додаткової участі або не сприймати роботу як особисто значущу. Вони схильні підтримувати ініціативи, але рідко виступають їх ініціаторами.

Низькі значення можуть свідчити про відсутність мотивації до участі в організаційних процесах, мінімальну ініціативність та дистанціювання від загальних цілей. Такі працівники, як правило, сприймають свою роль формально, не відчувають себе частиною колективу та не прагнуть до активної взаємодії.

За шкалою «Професійне задоволення»:

Високі значення вказують на те, що працівник отримує задоволення від своєї професійної діяльності, вважає її значущою, цікавою та такою, що відповідає його очікуванням. Він сприймає роботу як джерело самореалізації, особистого розвитку та позитивного емоційного стану.

Середні значення свідчать про стабільний, але не виражений рівень задоволеності. Людина загалом позитивно сприймає свою роботу, проте в її оцінці можуть бути моменти амбівалентності – наприклад, задоволення змістом діяльності, але незадоволення умовами або стосунками в колективі.

Низькі значення характеризують людей, які не знаходять задоволення у своїй професійній ролі, можуть відчувати втрату сенсу, розчарування, фрустрацію. Такі особи часто сприймають роботу як обтяжливу або рутинну, що не відповідає їхнім внутрішнім потребам чи очікуванням.

За шкалою «Загальна відданість організації»:

Високі значення свідчать про глибоку ідентифікацію з організацією, довгострокову прихильність до неї, позитивне ставлення до її місії та цілей. Працівник із таким рівнем відданості схильний залишатися в організації навіть у складні, кризові етапи, розглядаючи її як важливу частину свого життя.

Середні значення можуть вказувати на помірну лояльність: особа виконує свої обов'язки, не демонструє відкритого спротиву чи байдужості, проте не завжди відчуває глибокий зв'язок із організацією. Такий працівник схильний оцінювати доцільність подальшого перебування в організації раціонально – з позиції вигоди або стабільності.

Низькі значення означають відсутність прихильності до організації, байдужість до її перспектив і мінімальне відчуття відповідальності за її успіхи/невдачі. Людина з таким профілем може бути орієнтована на індивідуальні інтереси або перебувати в організації виключно з прагматичних причин.

Отримавши задовільні результати щодо адаптації методики для працівників організацій ми припустили, що можна спробувати адаптувати твердження під оцінювання відданості до закладу освіти, де навчаються студенти. Ми не змогли знайти подібні методики в просторі інструментарію психологічного оцінювання, тому припустили, що це може мати практичну цінність для оцінки закладів освіти, порівняння їх. Нами були переформульовані твердження та проведено емпіричне дослідження, в якому взяли участь 109 студентів університетів м. Києва (див. Додаток 2). За показником статі вибірка є нерівномірною: 86,2 % (n = 94) респондентів становлять студенти жіночої статі та 13,8 % (n = 15) – чоловічої. За віком більшість опитаних належать до групи 17–20 років – 77,1 %, ще 18,3 % становлять студенти віком 21–24 роки.

Аналіз другого варіанту методики ми обмежили перевіркою внутрішньої структури та показників надійності-узгодженості. У таблиці 9 наведені результати однофакторного та двофакторного аналізів (процедура експлораторного аналізу). Використовувався метод максимальної правдоподібності з обертанням Oblimin.

Таблиця 9

Внутрішня структура другої версії опитувальника з різною кількістю факторів

№ запитання	Факторні навантаження	Унікальність	Факторні навантаження		Унікальність
			Фактор 1	Фактор 2	
1	0,614	0,622	0,7993	-0,21041	0,522
2	0,823	0,323	0,8394	0,00849	0,287
3	0,734	0,461	0,5526	0,25541	0,457
4	0,740	0,453	0,8131	-0,06647	0,400
5	0,773	0,402	0,6575	0,16957	0,403
6	0,844	0,288	0,7700	0,12096	0,279
7	0,699	0,511	0,3340	0,48997	0,449
8	0,860	0,261	0,5878	0,37161	0,250
9	0,628	0,605	0,2623	0,49359	0,530
10	0,691	0,523	0,7338	-0,03323	0,490
11	0,629	0,605	0,3180	0,41561	0,565
12	0,557	0,690	-0,0376	0,79232	0,407
% сумарної дисперсії		52,1		58,0	

Як бачимо, що розподіл тверджень за питанням трохи відрізняється від розподілу, отриманого за першою версією. Процедура конфірмаційного аналізу дозволить остаточно з'ясувати, яка модель краще підходить під отримані емпіричні дані. У таблиці 10 наведені результати перевірки трьох моделей. Перша модель – однофакторна, друга модель має розподіл на два фактори, що відповідає першій версії методики, розрахованої для оцінки організації, третя модель – двофакторна, у якій розподіл відповідає результатам експлораторного аналізу.

Таблиця 10

Індекси відповідності моделей другої версії опитувальника за конфірмаційним факторним аналізом

Модель	Хі-квадрат	df	p	CFI	TLI	RMSEA	RMSEA lower	RMSEA upper
Однофакторна модель	111	54	<0,001	0,925	0,909	0,098	0,072	0,124
Двофакторна модель (7 та 5 тверджень)	111	53	<0,001	0,924	0,905	0,100	0,074	0,126
Двофакторна модель (8 та 4 твердження)	96	53	<0,001	0,943	0,930	0,086	0,058	0,113
Остаточна двофакторна модель	93	53	<0,001	0,947	0,935	0,083	0,054	0,111

Примітка: χ^2 – емпіричне значення Хі-квадрата, df – кількість ступенів свободи, p – рівень значущості, CFI – порівняльний індекс відповідності Бентлера, TLI – індекс Такера-Льюїса, RMSEA – середньоквадратична помилка апроксимації, RMSEA lower – нижнє значення довірчого інтервалу RMSEA, RMSEA upper – верхнє значення довірчого інтервалу RMSEA.

Хоча третя модель має найкращі показники прилягання, які наближуються до рекомендованих орієнтирів (CFI=0,943; TLI=0,930; RMSEA=0,086), ми все таки вирішили за рахунок перенесення третього твердження отримати таку структуру, яка буде порівняною з першою версією методики. Показники прилягання навіть трохи покращилися (CFI=0,947; TLI=0,935; RMSEA=0,083). Показники надійності-узгодженості за Кронбахом для цієї версії методики демонструють високу однорідність тверджень в межах субшкал («Залученість в університетське життя»: $\alpha=0,912$; «Задоволеність навчанням»: $\alpha=0,825$) та за загальним показником «Відданість закладу освіти» ($\alpha=0,927$). Підтверджується міцний кореляційний зв'язок між двома субшкалами ($r=0,753$; $p<0,001$). У таблиці 11 наведені описові статистики за шкалами опитувальника (друга версія).

Таблиця 11

Описові статистики за шкалами другої версії методики

Показники описової статистики	Показники україномовного варіанту методики		
	Залученість у життя університету	Задоволеність навчанням	Відданість закладу освіти
Коефіцієнт асиметрії (A)	-0,619	-0,696	-0,568
Стандартна помилка асиметрії (mA)	0,231	0,231	0,231
Коефіцієнт ексцесу (E)	-0,201	-0,058	-0,218
Стандартна помилка ексцесу (mE)	0,459	0,459	0,459
Мінімальне значення	9,0	8,0	18,0
Максимальне значення	48,0	35,0	82,0
Середнє значення	32,4	26,3	58,7
Стандартна похибка	0,943	0,593	1,44
Стандартне відхилення	9,85	6,19	15,1
Медіана	33,0	27,0	60,0
Міжквартильний діапазон (IQR)	13,0	9,0	20,0
Квантил (25%)	27,0	22,0	50,0
Квантил (50%)	33,0	27,0	60,0
Квантил (75%)	40,0	31,0	70,0

Хоча отриманий розподіл даних за всіма показниками майже відповідає нормальному розподілу, ми все таки вирішили сформувані орієнтовні тестові норми за значеннями квантилів. У таблиці 12 наведені попередні тестові норми, які в подальшому (при збільшенні обсягу вибірки) можуть бути переглянуті.

Таблиця 12

Тестові норми за шкалами «Опитувальника відданості закладу освіти»

Шкали			Рівень індивідуального результату
Залученість у життя університету	Задоволеність навчанням	Відданість закладу освіти	
≤ 27	≤ 22	≤ 50	Низький
28-39	23-30	51-69	Середній
≥ 40	≥ 31	≥ 70	Високий

Висновки. Здійснено українськомовний переклад та адаптацію англomовної методики «Опитувальник організаційної відданості» («Organizational Commitment Questionnaire» R. Mowday, R. Steers, L. Porter). Сформовані дві версії опитувальника, які оцінюють відданість організації та закладу освіти. За результатами експлораторного та конфірмаційного факторного аналізів обґрунтовано доречність використання двофакторної моделі опитувальника. «Опитувальник організаційної відданості» поєднує дві субшкали «Залученість до роботи організації» ($\alpha=0,899$) та «Професійне задоволення» ($\alpha=0,826$). Показник надійності-узгодженості за загальним показником відданості організації дорівнює 0,926. Остаточна скорочена версія опитувальника з 12 тверджень має відносно високі показники відповідності емпіричним даним порівняно з іншими моделями (CFI=0,947; TLI=0,934; RMSEA=0,085). У роботі підтверджена конструктивна та критеріальна валідність шкал. Опитувальник виявляє чутливість щодо бажання перейти на нове місце роботи, отримання заохочення, однак отримані за шкалами значення не пов'язані зі стажем роботи працівників у цій організації.

Друга версія методики, яка отримала назву «Опитувальник відданості закладу освіти» також має двофакторну структуру, яка демонструє непогані показники прилягання до емпіричних даних, отриманих на вибірці студентів (CFI=0,947; TLI=0,935; RMSEA=0,083). Отримано високі показники надійності-узгодженості за критерієм Кронбахом, а саме: «Залученість в університетське життя» ($\alpha=0,912$), «Задоволеність навчанням» ($\alpha=0,825$) та «Відданість закладу освіти» ($\alpha=0,927$). Сформовані попередні тестові норми для двох версій методик.

У подальшому планується перевірка стабільності отриманої факторної структури на вибірках більшого обсягу, розширення дослідження за рахунок представників різних професійних груп, а також проведення стандартизації методики з урахуванням статевий, вікових і професійних особливостей респондентів.

Література:

1. Бочарова Н.А., Федотова І.В. Основні типи лояльності персоналу підприємства. *Економіка транспортного комплексу*: зб. наук. пр. / Харків. нац. автомоб.-дор. ун-т; [редкол.: Шинкаренко В. Г. [голов. ред.] та ін.]. Харків: ХНАДУ, 2013. Вип. 22. С. 40–51. URL: <https://dspace.khadi.kharkov.ua/handle/123456789/755>
2. Карамушка Л.М., Андреева І.А. Психологія відданості персоналу організації (на матеріалі діяльності банківських структур) : монографія. Київ - Львів : Галицький друкар, 2012. 212 с.
3. Лавриненко Д. Короткий багатовимірний опитувальник професійного прощівання «PERMA-профайлер на робочому місці»: адаптація методики та її психометричні показники. *Наукові інновації та передові технології*. 2024. № 9(37). С. 1163-1175. [https://doi.org/10.52058/2786-5274-2024-9\(37\)-1163-1175](https://doi.org/10.52058/2786-5274-2024-9(37)-1163-1175)
4. Нестеренко Н.В. Теоретико-методологічні засади корпоративної культури та організаційної відданості в управлінській діяльності: загальнопсихологічний контекст. *Науковий вісник Ужгородського національного університету. Серія: Психологія*. 2022. № 2. С. 104–109. URL: <https://doi.org/10.32782/psy-visnyk/2022.2.21>
5. Охотницька К.Ю. Вплив психологічних чинників на формування відданості організації у персоналу державної служби зайнятості. *Правничий вісник Університету "КРОК"*. 2014. Вип. 19. С. 150-154. URL: http://nbuv.gov.ua/UJRN/Pvuk_2014_19_25
6. Поплавська А.П. Теоретичний аналіз проблеми лояльності персоналу до організації. *Проблеми сучасної психології*. 2012. № 2. С. 64-71. URL: http://nbuv.gov.ua/UJRN/pspz_2012_2_147
7. Самойленко Д.О. Двопроцесна модель відданості організації. *Актуальні проблеми психології*. 2012. Т. 1, Вип. 35. С. 82–87. URL: http://nbuv.gov.ua/UJRN/appsuh_2012_1_35_20
8. A Chronicle of the Concept of Organizational Commitment. *Organizational Commitment: The Case of Unrewarded Behavior*. World Scientific Publishing Company Pte Limited, 2019. P. 1–7. https://doi.org/10.1142/9789813232167_0001
9. Allen N. J., Meyer J. P. The measurement and antecedents of affective, continuance and normative commitment to the organization. *Journal of Occupational Psychology*. 1990. Vol. 63, №. 1. P. 1–18. URL: <https://doi.org/10.1111/j.2044-8325.1990.tb00506.x>
10. Loyalty: The Forgotten Brick in the Organizational Commitment Construct. *Organizational Commitment: The Case of Unrewarded Behavior*. World Scientific Publishing Company Pte Limited, 2019. P. 9–11. https://doi.org/10.1142/9789813232167_0002
11. Mishra P., Pandey C.M., Singh U., Gupta A., Sahu C., Keshri A. Descriptive statistics and normality tests for statistical data. *Ann Card Anaesth*, 2019. Vol. 22(1). P. 67-72. doi: 10.4103/aca.
12. Mowday R. T., Steers R. M., Porter L. W. The measurement of organizational commitment. *Journal of Vocational Behavior*. 1979. Vol. 14, №. 2. P. 224–247. [https://doi.org/10.1016/0001-8791\(79\)90072-1](https://doi.org/10.1016/0001-8791(79)90072-1)

References:

1. Bocharova, N.A., & Fedotova, I.V. (2013) Osnovni typy loialnosti personalu pidpriemstva [Main types of loyalty of enterprise personnel]. *Ekonomika transportnoho kompleksu*: zb. nauk. pr. / Kharkiv. nats. avtomob.-dor. un-t; [redkol.: Shynkarenko V. H. [holov. red.] ta in.]. Kharkiv: KhNADU, 22, 40-51. URL: <https://dspace.khadi.kharkov.ua/handle/123456789/755>

2. Karamushka, L.M., & Andrieieva, I.A. (2012) *Psyhkholohiia viddanosti personalu orhanizatsii (na materialii diialnosti bankivskykh struktur)* [Psychology of loyalty to the organization's personnel (based on the activities of banking structures)]: monohrafiia. Kyiv-Lviv : Halytskyi drukar. 212 p.
3. Lavrynenko, D. (2024) *Korotky bahatovymirnyi opyтуvalnyk profesiinoho protsvitannia «PERMA -profailer na robochomu misti»: adaptatsiia metodyky ta yii psyhkometrychni pokaznyky* [A brief multidimensional measure of professional flourishing «The workplace PERMA-profiler»: ukrainian language adaptation of the methodology and its psychometric parameters]. *Naukovi innovatsii ta peredovi tekhnologii*, 9(37), 1163-1175. [https://doi.org/10.52058/2786-5274-2024-9\(37\)-1163-1175](https://doi.org/10.52058/2786-5274-2024-9(37)-1163-1175)
4. Nesterenko, N.V. (2022) *Teoretyko-metodolohichni zasady korporatyvnoi kultury ta orhanizatsiinoi viddanosti v upravlinskii diialnosti: zahalnopsyhkholohichni kontekst* [Theoretical and methodological foundations of corporate culture and organizational commitment in management activities: general psychological context]. *Naukovyi visnyk Uzhorodskoho natsionalnoho universytetu. Seriia: Psyhkholohiia*, 2, 104–109. URL: <https://doi.org/10.32782/psy-visnyk/2022.2.21>
5. Okhotnytska, K.Yu. (2014) *Vplyv psyhkholohichnykh chynnykiv na formuvannia viddanosti orhanizatsii u personalu derzhavnoi sluzhby zainiatosti* [The influence of psychological factors on the formation of organizational commitment among state employment service personnel]. *Pravnychi visnyk Universytetu "KROK"*, 19, 150-154. URL: http://nbuv.gov.ua/UJRN/Pvuk_2014_19_25
6. Poplavska, A.P. (2012) *Teoretychnyi analiz problemy loialnosti personalu do orhanizatsii* [Theoretical analysis of the problem of staff loyalty to the organization]. *Problemy suchasnoi psyhkholohii*, 2, 64-71. URL: http://nbuv.gov.ua/UJRN/pspz_2012_2_147
7. Samoilenko, D.O. (2012) *Dvoprotsesna model viddatnosti orhanizatsii* [Two-process model of organizational commitment.]. *Aktualni problemy psyhkholohii*, 1 (35), 82–87. URL: http://nbuv.gov.ua/UJRN/appsuh_2012_1_35_20
8. A Chronicle of the Concept of Organizational Commitment (2019). *Organizational Commitment: The Case of Unrewarded Behavior*. World Scientific Publishing Company Pte Limited, 1–7. https://doi.org/10.1142/9789813232167_0001
9. Allen, N. J., & Meyer, J. P. (1990) The measurement and antecedents of affective, continuance and normative commitment to the organization. *Journal of Occupational Psychology*, 63 (1), 1–18. URL: <https://doi.org/10.1111/j.2044-8325.1990.tb00506.x>
10. Loyalty: The Forgotten Brick in the Organizational Commitment Construct (2019). *Organizational Commitment: The Case of Unrewarded Behavior*. World Scientific Publishing Company Pte Limited, 9–11. https://doi.org/10.1142/9789813232167_0002
11. Mishra P., Pandey C.M., Singh U., Gupta A., Sahu C., Keshri A. Descriptive statistics and normality tests for statistical data. *Ann Card Anaesth*, 2019. Vol. 22(1). P. 67-72. doi: 10.4103/aca.
12. Mowday R. T., Steers R. M., & Porter L. W. (1979) The measurement of organizational commitment. *Journal of Vocational Behavior*, 14 (2), 224–247. [https://doi.org/10.1016/0001-8791\(79\)90072-1](https://doi.org/10.1016/0001-8791(79)90072-1)

Додаток 1

**Українськомовний варіант методики
«Опитувальник організаційної відданості»**

1. Я готовий(-а) докласти більше зусиль, ніж зазвичай, щоб посприяти успіху своєї організації.
 2. Я розповідаю про свою організацію знайомим як про чудове місце роботи.
 3. Я майже не відчуваю відданості цій організації.
 4. Я вважаю, що мої цінності дуже схожі з цінностями організації.
 5. Я з гордістю можу розповідати іншим, що я є частиною цієї організації.
 6. Ця організація дійсно надихає мене підвищувати свою майстерність/ демонструвати найкращі результати в роботі.
 7. За першої нагоди я можу з легкістю покинути цю організацію.
 8. Я надзвичайно радий(-а), що обрав(-ла) саме цю організацію для роботи серед всіх інших на той момент пропозицій.
 9. Мало користі можна отримати, працюючи в цій організації.
 10. Я справді переймаюсь за долю цієї організації.
 11. Для мене ця організація є найкращим варіантом для праці з усіх можливих.
 12. Рішення працювати в цій організації було явною помилкою з мого боку.
- Кожне твердження оцінюється за 7-бальною шкалою Лікерта, де:
- 1 – повністю не згоден; 2 – не згоден; 3 – скоріше не згоден; 4 – важко відповісти / ні те, ні інше; 5 – скоріше згоден; 6 – згоден; 7 – повністю згоден.

Ключ:**Залученість до роботи організації** (пункти: 1, 2, 4, 5, 7 (R), 10, 11)**Професійне задоволення** (пункти: 3 (R), 6, 8, 9 (R), 12 (R))**Відданість організації** – сума всіх балів за пунктами.

Примітка: Для пунктів із негативним формулюванням (зворотних, R) необхідно здійснити реверсне перекодування:

1 → 7, 2 → 6, 3 → 5, 4 → 4, 5 → 3, 6 → 2, 7 → 1.

Додаток 2

**Українськомовний варіант методики
«Опитувальник відданості закладу освіти»**

1. Я готовий(-а) докласти більше зусиль, ніж зазвичай, щоб посприяти успіху свого навчального закладу.

2. Я розповідаю про свій університет знайомим як про чудове місце для навчання.

3. Я майже не відчуваю відданості своєму університету.

4. Я вважаю, що мої цінності дуже схожі з цінностями навчального закладу.

5. Я з гордістю можу розповідати іншим, що я є частиною цієї студентської спільноти.

6. Цей університет дійсно надихає мене підвищувати свою майстерність/ демонструвати найкращі результати в навчанні.

7. За першої нагоди я можу з легкістю покинути цей університет.

8. Я надзвичайно радий(-а), що обрав(-ла) саме цей університет для навчання серед всіх інших на той момент пропозицій.

9. Мало користі можна отримати, навчаючись в цьому університеті.

10. Я справді переймаюсь за долю свого навчального закладу.

11. Для мене цей університет є найкращим варіантом для навчання з усіх можливих.

12. Рішення навчатись в цьому університеті було явною помилкою з мого боку.

Кожне твердження оцінюється за 7-бальною шкалою Лікерта, де:

1 – повністю не згоден; 2 – не згоден; 3 – скоріше не згоден; 4 – важко відповісти / ні те, ні інше; 5 – скоріше згоден; 6 – згоден; 7 – повністю згоден.

Ключ:

Залученість у життя університету (пункти: 1, 2, 4, 5, 6, 8, 10)

Задоволеність навчанням (пункти: 3 (R), 7 (R), 9 (R), 11, 12 (R))

Відданість закладу освіти – сума всіх балів за пунктами.

Примітка: Для пунктів із негативним формулюванням (зворотних, R) необхідно здійснити реверсне перекодування:

1 → 7, 2 → 6, 3 → 5, 4 → 4, 5 → 3, 6 → 2, 7 → 1.