

sphere, in situations affecting the material status of the subject, and in professional activities. The article presents the author's view on the problem of the psychological competence of an individual, which is regarded as its integral integral characteristic, is realized in situations that are problematic in nature, by certain actions to organize life. It is empirically confirmed that actions on organization of life, which by their nature are aimed at problem health situations, have the opposite effect, increasing the risk of occurrence of repeated problems, while actions aimed at regulating their own emotional state, allow to avoid the problems of the valeological sphere. It is shown that the whole complex of actions on organization of life for each problem situation can be considered an integral expression of the psychological construct specific for each problem situation - the activity of actions for organizing life. It is established that the synthesis of diverse strategies, both problem-oriented and emotionally-oriented, makes it possible for a future specialist psychologist to overcome family and material-social problem situations.

Key words: personality, psychological competence of a person, problem situations, internal potential, actions on organization of life, self-regulation.

Барінова Ліна Яківна – кандидат психологічних наук, доцент, старший викладач кафедри диференціальної та спеціальної психології Одеського національного університету імені І.І.Мечникова.

УДК 159.923

Бірон Б.В.

ОПИТУВАЛЬНИК ВНУТРІШНЬОЇ МОТИВАЦІЇ. КОНФІРМАТОРНИЙ ФАКТОРНИЙ АНАЛІЗ УКРАЇНСЬКОЇ ВЕРСІЇ

Статтю присвячено психометричному аналізу наявної версії пост-експериментального опитувальника внутрішньої мотивації, що була опублікована українською мовою у 2006 році. Подальший перегляд здійснено за допомогою конфірматорного факторного аналізу. Досліджено вибірку студентів ВНЗ ($n = 450$), які репрезентують різні регіони України. Показано, що вихідна 4-факторна модель, що складалась з 14 пунктів, характеризується низькою відповідністю емпіричним даним ($\chi^2/df = 3,49$; $RMSEA = 0,07$; $SRMR = 0,07$; $NFI = 0,83$; $NNFI = 0,84$; $CFI = 0,87$) та недостатньою внутрішньою узгодженістю субшкал ($\omega_A < 0,55$). Запропоновано переглянуту версію, з якої виключені зворотні пункти: вона добре відповідала емпіричним даним ($\chi^2/df = 2,44$; $RMSEA = 0,05$; $SRMR = 0,05$; $NFI = 0,93$; $NNFI = 0,96$; $CFI = 0,96$).

Ключові слова: опитувальник внутрішньої мотивації, конфірматорний факторний аналіз, психометрична адаптація, україномовна версія.

Постановка проблеми. Сучасний етап розвитку теорії психологічного вимірювання відзначається активним застосуванням спеціальних статистичних методів для створення та адаптації психодіагностичного інструментарію. Потреби практики психологічних досліджень постійно зростають, що веде до підвищення вимог, які висуваються до використання до тестових методик. Переважна більшість з них являють собою опитувальники або суб'єктивні самозвіти, що передбачає використання факторного аналізу для створення шкал та субшкал. Одним з таких методів, що широко використовується у світовій психометрії є конфірматорний факторний аналіз, який все частіше застосовується в практиці психометричної адаптації опитувальників. Аналіз джерел у наукометричній базі «Google scholar» показує істотне зростання використання терміну з англійської мови «confirmatory factor analysis» в останні десятиліття. Серед матеріалів, опублікованих у 2000 р. – 2050 публікацій містять це словосполучення, у 2010 р. – 14700 публікацій, у 2016 р. – 24300 публікацій. Тоді як українською мовою за весь період в базі «Google scholar» нараховуються лише 37 публікацій, які містять словосполучення «конфірматорний факторний аналіз».

Цей вид факторного аналізу запропонований К.Г. Йорескогом [17] у 1969 р. Конфірматорний факторний аналіз – це статистична процедура, для якій при побудові конфірматорної моделі, на відміну від експлораторної моделі, вводяться додаткові обмеження на значення елементів факторної структури. Це дозволяє довести або спростувати гіпотезу про вигляд факторної структури досліджуваного об'єкта на вибірковому емпіричному матеріалі. Методика конфірматорного факторного аналізу полягає в тому, що висувається гіпотеза про вигляд факторної структури, тобто про те, який фактор має навантаження і від яких змінних. Рішенням конфірматорного факторного аналізу є така факторна структура, що найбільш повно узгоджується зі спостереженнями при тому, що загальний вид її є строго визначеним [6]. Якщо результати конфірматорного аналізу будуть адекватними вибірці дослідження, то можна із упевненістю стверджувати те, що в обраному наборі тверджень знаходять свій прояв визначені конструкти.

В сучасній науковій літературі [1, 3, 4, 5] зазначається, що в Україні дуже гостро стоїть проблема створення вітчизняних україномовних версій опитувальників, які б відповідали суворим критеріям сучасних статистичних методів. Отже, актуальним завданням є застосування конфірматорного факторного аналізу для удосконалення широко застосованих у практиці психодіагностичних методик, однією з яких є пост-експериментальний опитувальник внутрішньої мотивації [2].

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Важливість використання цього тесту викликана широкою популярністю самодетермінаційної теорії Р.Раяна, Е.Дісі, яка в останні десятиліття набула статус мета-теорії, яка породжує численні концепції, що пояснюють мотивацію людини та її психологічне благополуччя. Згідно з цією теорією існують різні форми

мотивації, які представляють якісно різні способи регулювання поведінки. Теорія пропонує, що ці форми регулювання лежать уздовж континууму, починаючи від абсолютно невизначеного до повністю самостійного регулювання. Позначені шість різних форм регулювання: амотивація, зовнішнє регулювання, інтроєкція, ідентифікація, інтеграція та внутрішня регуляція [14]. У самодетермінаційній теорії постулюється існування у людини трьох базових потреб – в автономії, компетентності і зв'язності з іншими людьми. Згідно з авторами теорії, саме ці три вроджених базових психологічних потреби є важливою умовою, яка визначає внутрішню мотивацію, а також психологічне благополуччя і здоровий розвиток особистості [12; 24].

Пост-експериментальний опитувальник внутрішньої мотивації (Post-experimental Intrinsic Motivation Inventory - ІМІ) був розроблений Р. Раяном [23] для оцінки суб'єктивного досвіду досліджуваних, пов'язаного з участю в експерименті [13]. Метою використання опитувальника в дослідженнях внутрішньої мотивації була оцінка її рівня в певній діяльності, заданій експериментатором. Опитувальник передбачав оцінку рівня внутрішньої мотивації в певній діяльності після її виконання за 7 субшкалами: інтерес/задоволення, відчуття компетентності, прикладені зусилля, відчуття зовнішнього тиску, відчуття вибору, відчуття корисності роботи, відчуття присутності значимих стосунків з іншими.

Повна версія опитувальника складалася з 45 пунктів, кожен з яких стосувався певної субшкали. Критерієм включення пункту до певної субшкали були рівень факторного навантаження вище 0,6 та низький показник факторного навантаження цим пунктом інших факторів (менше 0,4). Валідність опитувальника була підтверджена такими дослідниками як Е. МакОлі, Т. Данкан та В. Таммен [21]. Як зазначає В.О. Климчук [2] субшкали опитувальника утворюють ортогональну факторну структуру, то багатьма вченими використовувалися спрощені версії опитувальника. Зокрема, підбиралися ті субшкали опитувальника, які необхідні були експериментатору, і з них конструювався опитувальник.

Українську версію пост-експериментального опитувальника внутрішньої мотивації розроблено В.О. Климчуком [2] у 2006 році. Субшкали україномовного опитувальника конструювалися на основі субшкал більш широкого англomовного опитувальника, тому їм було проведено перевірку україномовної версії опитувальника на надійність, дискримінативність та валідність. З міркувань відповідності меті та гіпотезі дослідження автором було відібрано для опитувальника 4 субшкали: задоволення від діяльності (інша назва – інтерес/задоволення), докладені зусилля, почуття компетентності, почуття самодетермінованості (інша назва – відчуття вибору). Для кожної субшкали було обрано по 4 питання, по трьом з яких нарахування балів відбувалося за семибальною оцінкою, а бал, нарахований по четвертому питанню, віднімався від сумарного показника відповідної субшкали. Таким чином, опитувальник складався з 16 питань, кожне з яких належало одній з обраних субшкал. Надалі

В.О. Климчуком в результаті проведеного експлораторної процедури: аналізу головних компонент з поворотом факторних структур (нормалізована варімаксо-ротация) – було виділено 14 пунктів

Автором адаптації було встановлено відповідні коефіцієнти тета-надійності для трьох субшкал з чотирьох: задоволення від діяльності ($\theta = 0,85$), почуття компетентності ($\theta = 0,63$), почуття самодетермінованості ($\theta = 0,66$). Також було проведено також обчислення коефіцієнтів альфа-Кронбаха. Для всього опитувальника він становить ($\alpha = 0,83$). Для відповідних субшкал альфа-Кронбаха набуває таких значень: задоволення від діяльності ($\alpha = 0,84$), докладені зусилля ($\alpha = 0,62$), почуття компетентності ($\alpha = 0,60$), почуття самодетермінованості ($\alpha = 0,66$).

Проте залишається відкритим питання про відповідність наявної версії опитувальника критеріям, які висувуються з боку кон, а саме адекватності обраної чотирьохфакторної моделі.

Отже, **метою статі** виступає психометрична адаптація української версії пост-експериментального опитувальника внутрішньої мотивації шляхом проведення конфірматорного факторного аналізу.

Виклад основного матеріалу і результатів дослідження. Вибірку дослідження склали студенти українських вищих навчальних закладів. Загалом досліджено 523 студенти, а остаточно вибірка – 450 респондентів. Дослідження проводилось в Західному та Південно-Східному регіонах України. Середній вік досліджених студентів склав 19,29 років при стандартному відхиленні 2,53 року.

Набір пунктів для психометричного аналізу української версії пост-експериментального опитувальника внутрішньої мотивації складався з 14 тверджень. Причому пункти 2, 3, 4, 5, 6, 7, 9, 10, 11, 12, 13 були з прямим ключем, а пункти 1, 8, 14 – зі зворотнім. Описові статистики для зазначених пунктів наведені в табл. 1.

Таблиця 1

Описові статистики для пунктів опитувальника внутрішньої мотивації

| № пункт у | М | SD | S | К | № пункт у | М | SD | S | К |
|-------------|------|------|-------|-------|-------------|------|------|-------|-------|
| пункт 1 (-) | 3,82 | 1,79 | 0,18 | -0,85 | пункт 8 (-) | 3,18 | 1,66 | 0,58 | -0,31 |
| пункт 2 | 4,10 | 1,89 | -0,11 | -1,11 | пункт 9 | 4,26 | 2,08 | -0,11 | -1,34 |
| пункт 3 | 4,30 | 1,57 | -0,12 | -0,78 | пункт 10 | 4,95 | 1,58 | -0,64 | -0,22 |
| пункт 4 | 4,78 | 1,76 | -0,48 | -0,78 | пункт 11 | 4,16 | 1,68 | -0,07 | -0,88 |
| пункт 5 | 4,17 | 1,47 | -0,07 | -0,21 | пункт 12 | 3,96 | 2,17 | 0,03 | -1,40 |

| | | | | | | | | | |
|------------|------|------|-------|-------|-----------------|------|------|-------|-------|
| ПУНКТ 6 | 5,11 | 1,67 | -0,72 | -0,35 | ПУНКТ 13 | 4,92 | 1,73 | -0,63 | -0,56 |
| ПУНКТ 7 | 4,18 | 1,69 | -0,12 | -0,83 | ПУНКТ 14 (-) | 4,96 | 2,19 | -0,69 | -1,00 |

Примітка: знаком (-) позначені зворотні пункти.

Спираючись на дану таблицю можна зазначити, що всі досліджені пункти мали нормальний розподіл. Також оцінювалась багатомірна нормальність. Ця статистична процедура здійснювалась за допомогою коефіцієнту Мардіа [20]. Величина даного коефіцієнту порівнюється з величиною виразу $p(p+2)$, де p – кількість спостережуваних змінних. Якщо величина коефіцієнта Мардіа менше ніж $p(p+2)$, то комбінований розподіл змінних є багатомірно нормальним [9]. У випадку одномірної та багатомірної ненормальності використовувались непараметричні процедури математичного моделювання. Багатомірна нормальність розподілу підтверджена величиною коефіцієнту Мардіа, який дорівнював 22,419, що є значно меншим, ніж критичне значення 224. Отже, для конфірматорного факторного аналізу можливим є моделювання з використанням методу найбільшої правдоподібності. Наведемо інші параметри конфірматорного факторного аналізу. Процедура аналізу здійснено за допомогою програмного продукту IBM SPSS AMOS 22.0.0. Визначались: 1-й критерій конвергенції – 0,00001, 2-й критерій конвергенції – 0,001, ліміт ітерації – 50.

В процесі конфірматорного факторного аналізу оцінювалась відповідність моделей емпіричним даним (далі просто відповідність) за допомогою абсолютних індексів χ^2 , RMSEA (англ. *Root Mean Square Error of Approximation* – середньоквадратична похибка оцінки) та SRMR (англ. *Standardized Root Mean Square Residual* – стандартизований корінь середньоквадратичного залишка). У структурному моделюванні вважається, якщо значення χ^2 не є статистично значимим, то коваріаційна матриця, передбачена моделлю, не відрізняється від спостережуваної коваріаційної матриці [7]. Але оскільки індекс χ^2 чутливий до розміру вибірки і кількості ступенів свободи df , то статистична значущість цього показника на великих вибірках майже завжди може помилково вказувати на погану відповідність моделей [10]. Отже, для оцінки відповідності моделі часто використовують показник χ^2/df . Значення цього показника <2 [10], або <3 [18] вважається ознакою доброї відповідності. Значення RMSEA менше 0,08 розглядаються, як показник посередньої відповідності, менше 0,05 – доброї, і менше 0,01 – відмінної [19]. Для SRMR значення менше ніж 0,08, як правило, вважаються такими, що характеризують модель, яка добре відповідає емпіричним даним [16].

Додатково використовувались відносні індекси відповідності NFI (англ. *Normed-fit index* – нормований індекс відповідності) NNFI (англ. *Non-*

Normed-fit index – ненормований індекс відповідності) і CFI (англ. *Comparative Fit Index* – порівняльний індекс відповідності), величина яких менш залежить від розміру вибірки і кількості ступенів свободи. Критичні значення цих індексів для прийняття моделей становлять в усіх випадках $\geq 0,95$ [16], але слід зазначити, що довгий час для індексів NFI та CFI порогові значення були менш суворими: $\geq 0,90$ [8].

На різних етапах психометричного аналізу розраховувались деякі психометричні індекси для окремих субшкал, а саме: надійність за внутрішньою узгодженістю за критерієм α Кронбаха [11], надійність за композитною внутрішньою узгодженістю за критерієм ω Макдональда [22] (який обчислюється у двох варіантах: ω_A – за відсутності кореляцій між залишковими дисперсіями та ω_B – за наявності кореляцій між залишковими дисперсіями). Для цих показників також були встановлені граничні норми: $\alpha > 0,60$; $\omega_A > 0,60$ та $\omega_B > 0,60$ [15]. Для аналізу на внутрішню узгодженість зворотні пункти були перекодовані зі зворотної шкали у пряму.

Початкова чотирьохфакторна модель, що включала всі 14 пунктів опитувальника характеризувалася недостатньою відповідністю емпіричним даним (табл. 2, Модель 1). На це вказують значення як відносних, так і абсолютних індексів відповідності, які відрізнялись від нормативних значень. Також було розраховано надійність за внутрішньою узгодженістю для субшкал опитувальника за Моделлю 1: задоволення від діяльності ($\alpha = 0,71$; $\omega_A = 0,55$), докладених зусиль ($\alpha = 0,59$; $\omega_A = 0,56$), почуття компетентності ($\alpha = 0,62$; $\omega_A = 0,43$), почуття самодетермінованості ($\alpha = 0,46$; $\omega_A = 0,26$). Виходячи з цих значень, можна зазначити, що побудована чотирьохфакторна початкова модель з 14 пунктів (Модель 1) відображала вихідну концепцію адаптованої версії опитувальника внутрішньої мотивації. Подальше удосконалення цієї моделі проводилось за двома алгоритмами: за допомогою модифікаційних індексів виявлялись можливі кореляційні зв'язки, які здатні поліпшити модель і ці зв'язки включалися до моделі, а зі складу субшкал вилучались пункти з низькими за абсолютними значеннями навантаженнями на латентний фактор.

Таблиця 2

Індекси відповідності для факторних моделей опитувальника внутрішньої мотивації

| № | Модель | χ^2/df | RMSEA | SRMR | NFI | NNFI | CFI |
|---|--------------------------------------|-------------|-------|------|------|------|------|
| 1 | 4-факторна початкова (14 пунктів) | 3,49 | 0,07 | 0,07 | 0,83 | 0,84 | 0,87 |
| 2 | 4-факторна модифікована (14 пунктів) | 3,36 | 0,07 | 0,07 | 0,84 | 0,85 | 0,88 |
| 3 | 4-факторна початкова (11 | 2,69 | 0,06 | 0,05 | 0,92 | 0,93 | 0,95 |

| | | | | | | | |
|---|---|------|------|------|------|------|------|
| | пунктів) | | | | | | |
| 4 | 4-факторна модифікована (11 пунктів)* | 2,44 | 0,05 | 0,05 | 0,93 | 0,96 | 0,96 |
| 5 | 3-факторна початкова (9 пунктів) | 3,36 | 0,07 | 0,05 | 0,93 | 0,92 | 0,95 |
| 6 | 3-факторна модифікована (9 пунктів)* | 3,05 | 0,07 | 0,05 | 0,94 | 0,93 | 0,96 |

Примітка: знаком * позначена модель, яка найбільше відповідає емпіричним даним.

Важливість другого алгоритму удосконалення ілюструється шляховою діаграмою для чотирьохфакторної початкової моделі з 14 пунктів (рис. 1).

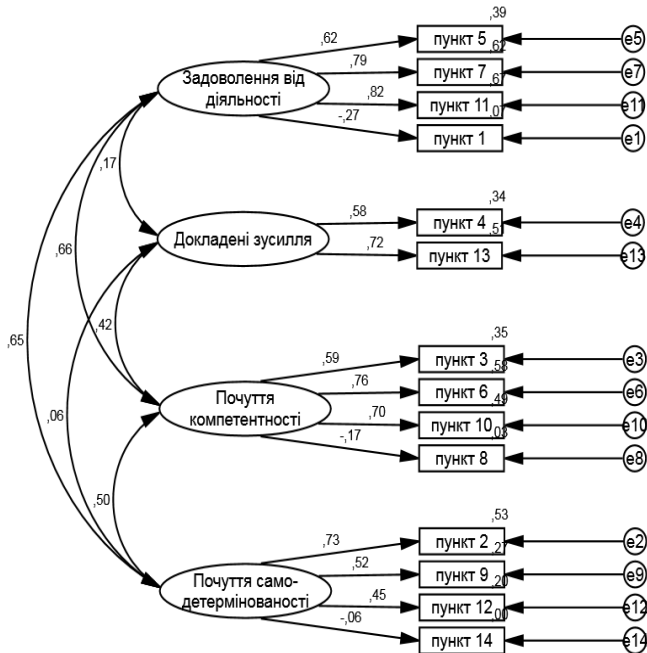


Рис. 1. Конфірматорний факторний аналіз для опитувальника внутрішньої мотивації. Чотирьохфакторна початкова модель з 14 пунктів

Примітка: нулі перед комами не наводяться; змінні з індексами e описують залишкову дисперсію.

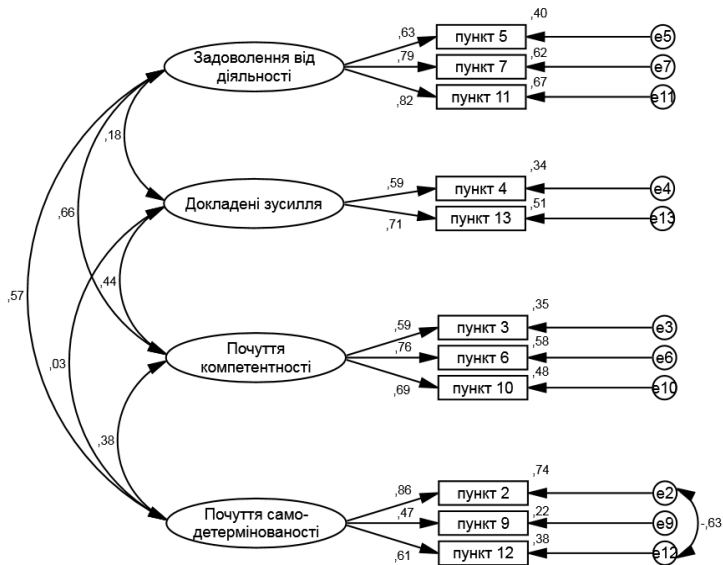


Рис. 2. Конфірматорний факторний аналіз для опитувальника внутрішньої мотивації. Чотирьохфакторна модифікована модель з 11 пунктів

Примітка: нулі перед комами не наводяться; змінні з індексами ϵ описують залишкову дисперсію.

Отже, модифікаційні індекси вказали на необхідність розглянути кореляційні зв'язки між залишковими дисперсіями таких пунктів: 2 та 12. Як видно з таблиці 2 (*Модель 2*) введення додаткових кореляцій між залишковими дисперсіями згідно модифікаційному індексу кардинально не поліпшувало моделі. З іншого боку, звертає на себе увагу, те що факторні навантаження для пунктів 1, 8, 14 (зворотні пункти) за своїм абсолютним значенням не перевищували критичне значення у 0,30, що свідчить про слабкість цих факторних навантажень і вказує на необхідність видалення їх з моделі.

При виключенні цих пунктів було побудовано модель, що складалась з 11 тверджень опитувальника: пункти 5, 7, 11 відносились до латентного фактору «Задовolenня від діяльності», 4, 13 – до фактору «Задовolenня від діяльності», 3, 6, 10 – до фактору «Почуття компетентності» та 2, 9, 12 – до фактору «Почуття детермінованості». Початкова модель (*Модель 3*) характеризувалась адекватністю емпіричним даним за трьома індексами χ^2/df , SRMR та CFI.

Модифікована модель (*Модель 4*), характеризувалась адекватністю за п'ятьома індексами χ^2/df , RMSEA, SRMR, NNFI, CFI, а виходячи з позиції П.М. Бентлера [8] – за усіма шістьома індексами. Остання модель у вигляді шляхової діаграми наведена на рисунку 2. Окрім цього факторні навантаження для всіх її пунктів за своїм абсолютним значенням перевищували критичне значення у 0,30.

Всі індекси свідчили про високу адекватність Моделі 4 емпіричним даним. Розраховано надійність за внутрішньою узгодженістю для субшкал опитувальника за Моделлю 4: задоволення від діяльності ($\alpha = 0,79$; $\omega A = 0,75$), докладених зусиль ($\alpha = 0,59$; $\omega A = 0,57$), почуття компетентності ($\alpha = 0,72$; $\omega A = 0,62$), почуття самодетермінованості ($\alpha = 0,60$; $\omega B = 0,92$). Отже, недостатньо внутрішньо узгодженою є лише одна субшкала з чотирьох – «Докладені зусилля», що обмежує її використання у психодіагностичному дослідженні. Слід зазначити, що видалення відповідного латентного фактору, який містив лише два пункти не призвело до поліпшення моделі. Трьохфакторна початкова та трьохфакторна модифікована моделі (відповідно *Модель 5* та *Модель 6* у Таблиці 2) характеризувались гіршими за *Модель 4* індексами адекватності.

Отже, було здійснено вибір на користь чотирьохфакторна модифікована модель з 11 пунктів, як найбільш адекватного емпіричним даним українського варіанту пост-експериментального опитувальника внутрішньої мотивації. Ця модель надалі буде прийнята за основну при розрахунку рівня виразності конструктів, що відповідають субшкалам. Останній етап психометричного аналізу цього опитувальника полягає у дослідженні описових статистик. Обчислення показників субшкал опитувальника проводилось як середній бал за кожною субшкалою для піддослідного. Результати дескриптивного аналізу наведені у табл. 3.

Таблиця 3

Описові статистики для субшкал опитувальника внутрішньої мотивації

| Субшкали | M | Me | SD | S | K |
|------------------------------|------|------|------|-------|-------|
| Задоволення від діяльності | 4,17 | 4,17 | 1,36 | -0,06 | -0,55 |
| Докладені зусилля | 4,85 | 5,00 | 1,47 | -0,43 | -0,53 |
| Почуття компетентності | 4,79 | 5,00 | 1,28 | -0,40 | -0,40 |
| Почуття самодетермінованості | 4,10 | 4,00 | 1,52 | -0,06 | -0,65 |

Середнє арифметичне значення для субшкал варіювало в межах 4,10-4,79 бала, медіана – 4,00 – 5,00 балів. Всі субшкали характеризувались певною низьковершинністю, Коефіцієнти асиметрії та ексцесу вказували на близькість

емпіричного розподілу значень до нормального. Отриманні значення можуть використовуватись у якості популяційних норм для вибірки студентів України.

Висновки. Отже, конфірматорний факторний аналіз пост-експериментального опитувальника внутрішньої мотивації (Post-experimental Intrinsic Motivation Inventory - IMI) підтвердив, що на відміну від наявної, переглянута україномовна версія, з якої виключені зворотні пункти, характеризується високою конструктивною валідністю. З чотирьох шкал: задоволення від діяльності, почуття компетентності, почуття самодетермінованості, докладені зусилля – певні сумніви викликає використання лише останньої шкали, адже вона складається лише з двох пунктів, а її внутрішня узгодженість знаходиться дещо нижче гранично допустимого рівня.

Перспективами подальших досліджень у цьому напрямку виступають: по-перше, доповнення субшкали докладених зусиль додатковими пунктами, а по-друге – адаптація до соціально-культурних особливостей україномовної популяції повної версії опитувальника.

Список використаної літератури

1. Бірон Б.В. Навчена ресурсність та психічне здоров'я: психометричний аналіз української версії шкали самоконтролю. / Б.В. Бірон // Вісник ОНУ ім. І. І. Мечникова. Психологія. – 2017. – Т. 22. – № 1(43). – С.14-22.
2. Климчук В.О. Опитувальник внутрішньої мотивації/ В.О. Климчук // Науковий часопис НПУ імені М.П. Драгоманова – Сер. 12. – Психологічні науки: 36. наукових праць. – К.: НПУ імені М.П. Драгоманова, 2006. – №12 (37). – С. 71-76.
3. Нижник А.Є. Харчова поведінка молоді як предмет психологічного дослідження/ А.Є. Нижник// Наукові записки. Серія «Психологія і педагогіка». – Острого: Видавництво Національного університету «Острозька академія», 2013. – Вип.22. – С. 136-141.
4. Носенко Е. Л. Опитувальник «Стабільність психічного здоров'я – коротка форма: опис, адаптація, застосування» / Е. Л. Носенко, А. Г. Четверик-Бурчак // Вісник Дніпропетровського університету. – Сер. «Педагогіка і психологія». – 2014. – Т. 22, Вип. 20, № 9/1. – С. 89–97.
5. Родіна Н.В. Психологія копінг-поведінки: системне моделювання: монографія / Наталія Володимирівна Родіна. – Одеса: видавець Букаєв Вадим Вікторович, 2011. – 364 с.
6. Факторный, дискриминантный и кластерный анализ ./Дж.-О. Ким, Ч. У. Мьюллер, У. Р. Клекка и др. / под ред. И. С. Енюкова. — М.: Финансы и статистика, 1989.— 215 с.
7. Barrett, P. Structural Equation Modelling: Adjudging Model Fit / P. Barrett // Personality and Individual Differences. - 2007. – Vol. 42, No 5. – P. 815-24.

8. Bentler P. M. Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures / P. M. Bentler, D. G. Bonett // *Psychological Bulletin*. – 1980. - V. 88, No 3 – P. 588 - 606.
9. Bollen, K. A. *Structural Equations with Latent Variables* / K. A. Bollen. – New York: Wiley, 1989. – 514 p.
10. Byrne, B.M. *A primer of LISREL: Basic applications and programming for confirmatory factor analytic models* / B.M. Byrne. - New York: Springer-Verlag, 1989. – 184 p.
11. Cronbach, L.J. Coefficient alpha and the internal structure of tests / L.J. Cronbach // *Psychometrika*. – 1951. – No. 16. – P. 297—334.
12. Deci E. L. The general causality orientations scale: Self-determination in personality / E. L. Deci, R. M. Ryan. // *Journal of Research in Personality*. – 1985. – №19. – P. 109–134.
13. Deci E. L. Facilitating internalization: The self-determination theory perspective. / E.L. Deci, H. Eghrari, B.C. Patrick, D. Leone // *Journal of Personality*. - 1994. – №62. – P. 119-142.
14. Deci E.L. A motivational approach to self: Integration in personality. //E.L. Deci, R.M. Ryan, // *Nebraska symposium on motivation*. Vol. 38: Perspectives on motivation / R. Dienstbier (Ed.) – Lincoln: University of Nebraska Press, 1991 – P. 237-288.
15. Hair J.F. *Multivariate Data Analysis/* J.F. Hair, W.C. Black, B.J. Babin, R.E. Anderson. – Prentice Hall: Upper Saddle River, New Jersey, 2010 – 816p.
16. Hu L.T. Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria Versus New Alternatives. / L.T. Hu, P.M. Bentler // *Structural Equation Modeling*. – 1999. – Vol. 6, No.1. – P. 1-55.
17. Jöreskog K.G. A general approach to confirmatory maximum likelihood factor analysis. / K.G. Jöreskog // *Psychometrika*. 1969 – 34(2) - P.183-202.
18. Kline, R.B. *Principles and Practice of Structural Equation Modeling* / R.B. Kline. – New York: The Guilford Press, 2005 – 427p.
19. MacCallum, R. C. Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling / R.C. MacCallum, M.W. Browne, H.M. Sugawara // *Psychological Methods*. – 1996. – No. 1. – P. 130-149.
20. Mardia, K.V. Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications/ K.V. Mardia // *Biometrika*. – 1970, No 57. – P. 519-530.
21. McAuley E. Psychometric properties of the Intrinsic Motivation Inventory in a competitive sport setting: A confirmatory factor analysis./ E. McAuley, T. Duncan, V.V. Tammen// *Research Quarterly for Exercise and Sport* – No. 60 – P. 48-58.
22. McDonald, R. P. *Test theory: A unified treatment* / R. P. McDonald. – Mahwah, N.J.: L. Erlbaum Associates, 1999. - 506p.
23. Ryan R. M. Control and information in the intrapersonal sphere: An extension of cognitive evaluation theory/ R. M. Ryan // *Journal of Personality and Social Psychology*. – 1982. – 43. – P. 450-461.

24. Ryan R. M. On energy, personality, and health: Subjective vitality as a dynamic reflection of well-being / R. M. Ryan, C. Frederick. // *Journal of Personality*. – 1997. – №65. – P. 529–565.

Транслітерація

1. Biron B.V. Navchena resursnist' ta psykhichne zdorov'ya: psykhometrychnyy analiz ukrayyns'koyi versiyi shkaly samokontrolyu. // *Visnyk ONU im. I. I. Mechnykova. Psykholohiya*. – 2017. – Т. 22. – № 1(43). – С.14-22.

2. Klymchuk V.O. Opytuval'nyk vnutrishn'oyi motyvatsiyi/ *Naukovyy chasopys NPU imeni M.P. Drahomanova. Seriya №12. Psykholohichni nauky: Zb. naukovykh prats'*. – K.: NPU imeni M.P. Drahomanova, 2006. – №12 (37). – С. 71-76.

3. Nyzhnyk A.YE. Kharchova povedinka molodi yak predmet psykholohichnoho doslidzhennya/ A.YE. Nyzhnyk// *Naukovi zapysky. Seriya «Psykholohiya i pedahohika»*. – Ostroh: Vydavnytstvo Natsional'noho universytetu «Ostroz'ka akademiya», 2013. – Vyp.22. – С. 136-141.

4. Nosenko E. L. Opytuval'nyk «Stabil'nist' psykhichnoho zdorov'ya – korotka forma: opys, adaptatsiya, zastosuvannya» / E. L. Nosenko, A. H. Chetveryk-Burchak // *Visnyk Dnipropetrovs'koho universytetu*. – Ser. «Pedahohika i psykholohiya». – 2014. – Т. 22, Vyp. 20, № 9/1. – С. 89–97.

5. Rodina N.V. Psykholohiya kopinh-povedinky: systemne modelyuvannya: monohrafiya / Nataliya Volodymyrivna Rodina. – Odesa: vydavets' Bukayev Vadym Viktorovych, 2011. – 364 s.

6. Faktornyy, diskriminantnyy i klasternyy analiz: Per. F18 s angl./Dzh.-O. Kim, CH. U. M'yuller, U. R. Klekka i dr.; Pod red. I. S. Yenyukova. — M.: Finansy i statistika, 1989.— 215 s.

7. Barrett, P. Structural Equation Modelling: Adjudging Model Fit / P. Barrett // *Personality and Individual Differences*. - 2007. – Vol. 42, No 5. – P. 815-24.

8. Bentler P. M. Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures / P. M. Bentler, D. G. Bonett // *Psychological Bulletin*. – 1980. – V. 88, No 3 – P. 588 - 606.

9. Bollen, K. A. Structural Equations with Latent Variables / K. A. Bollen. – New York: Wiley, 1989. – 514 p.

10. Byrne, B.M. A primer of LISREL: Basic applications and programming for confirmatory factor analytic models / B.M. Byrne. - New York: Springer-Verlag, 1989. – 184 p.

11. Cronbach, L.J. Coefficient alpha and the internal structure of tests / L.J. Cronbach // *Psychometrika*. – 1951. – No. 16. – P. 297—334.

12. Deci E. L. The general causality orientations scale: Self-determination in personality / E. L. Deci, R. M. Ryan. // *Journal of Research in Personality*. – 1985. – №19. – P. 109–134.

13. Deci E. L. Facilitating internalization: The self-determination theory perspective. / E.L. Deci, H. Eghrari, B.C. Patrick, D. Leone // Journal of Personality. - 1994. – №62. – P. 119-142.

14. Deci E.L. A motivational approach to self: Integration in personality. //E.L. Deci, R.M. Ryan, // Nebraska symposium on motivation. Vol. 38: Perspectives on motivation / R. Dienstbier (Ed.) – Lincoln: University of Nebraska Press, 1991 – P. 237-288.

15. Hair J.F. Multivariate Data Analysis/ J.F. Hair, W.C. Black, B.J. Babin, R.E. Anderson. – Prentice Hall: Upper Saddle River, New Jersey, 2010 – 816p.

16. Hu L.T. Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria Versus New Alternatives. / L.T. Hu, P.M. Bentler // Structural Equation Modeling. – 1999. – Vol. 6, No.1. – P. 1-55.

17. Jöreskog K.G. A general approach to confirmatory maximum likelihood factor analysis. / K.G. Jöreskog // Psychometrika. 1969 – 34(2) - P.183-202.

18. Kline, R.B. Principles and Practice of Structural Equation Modeling / R.B. Kline. – New York: The Guilford Press, 2005 – 427p.

19. MacCallum, R. C. Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling / R.C. MacCallum, M.W. Browne, H.M. Sugawara // Psychological Methods. – 1996. – No. 1. – P. 130-149.

20. Mardia, K.V. Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications/ K.V. Mardia // Biometrika. – 1970, No 57. – P. 519-530.

21. McAuley E. Psychometric properties of the Intrinsic Motivation Inventory in a competitive sport setting: A confirmatory factor analysis./ E. McAuley, T. Duncan, V.V. Tammen// Research Quarterly for Exercise and Sport – No. 60 – P. 48-58.

22. McDonald, R. P. Test theory: A unified treatment / R. P. McDonald. – Mahwah, N.J.: L. Erlbaum Associates, 1999. - 506p.

23. Ryan R. M. Control and information in the intrapersonal sphere: An extension of cognitive evaluation theory/ R. M. Ryan // Journal of Personality and Social Psychology. – 1982. – 43. – P. 450-461.

24. Ryan R. M. On energy, personality, and health: Subjective vitality as a dynamic reflection of well-being / R. M. Ryan, C. Frederick. // Journal of Personality. – 1997. – №65. – P. 529–565.

Бирон Б.В.

Опросник внутренней мотивации. Конфирматорный факторный анализ украинской версии

Статья посвящена психометрическому анализу существующей версии пост-экспериментального опросника внутренней мотивации, которая была опубликована на украинском языке в 2006 г. Дальнейший пересмотр выполнен с помощью конфирматорного факторного анализа. Исследована выборка студентов вузов (n = 450), которые представляют различные регионы Украины. Показано, что исходная 4-факторная модель, состоящая из 14

пунктов, характеризується низким соответствием эмпирическим данным ($\chi^2/df = 3,49$; $RMSEA = 0,07$; $SRMR = 0,07$; $NFI = 0,83$; $NNFI = 0,84$; $CFI = 0,87$) и недостаточной внутренней согласованностью субшкал ($\omega A < 0,55$). Предложена пересмотренная версия, из которой исключены обратные пункты: она хорошо отвечала эмпирическим данным ($\chi^2/df = 2,44$; $RMSEA = 0,05$; $SRMR = 0,05$; $NFI = 0,93$; $NNFI = 0,96$; $CFI = 0,96$).

Ключевые слова: опросник внутренней мотивации, подтверждающий факторный анализ, психометрическая адаптация, украиноязычная версия.

Biron B.V.

Intrinsic motivation inventory. Confirmatory factor analysis of ukrainian version

The article is devoted to psychometric analysis of the existing version of the post-experimental Intrinsic Motivation Inventory, which was published in Ukrainian language in 2006. Further revision was carried out with the help of confirmatory factor analysis. A sample of university students ($n = 450$), from different regions of Ukraine, was studied. It is shown that the initial 4-factor model, which consisted of 14 initial items, is characterized by low fit to empirical data ($\chi^2 / df = 3.49$; $RMSEA = 0.07$; $SRMR = 0.07$; $NFI = 0.83$; $NNFI = 0.84$; $CFI = 0.87$) and insufficient internal consistency of the subscale ($\omega A < 0.55$). A revised version was proposed, from which the reverse points were eliminated - it was in good fit to the empirical data ($\chi^2 / df = 2.44$, $RMSEA = 0.05$, $SRMR = 0.05$, $NFI = 0.93$, $NNFI = 0.96$, $CFI = 0.96$). The coefficients of internal validity were calculated for the new four scales: Interest/Enjoyment ($\alpha = 0,79$; $\omega A = 0,75$), Perceived Competence ($\alpha = 0,72$; $\omega A = 0,62$), Perceived Choice ($\alpha = 0,60$; $\omega B = 0,92$), Effort/Importance ($\alpha = 0,59$; $\omega A = 0,57$). The certain doubts for using of the last scale were suggested, since it consists of only two items, and its internal consistency is somewhat below the maximum permissible level.

Keywords: intrinsic motivation inventory, confirmatory factor analysis, psychometric adaptation, Ukrainian version.

Бірон Богдан Володимирович – кандидат психологічних наук, доцент кафедри диференціальної та спеціальної психології Одеського національного університету імені І.І. Мечникова.

УДК 159.923.200

Волченко Л. П.

ОСОБЛИВОСТІ ФОРМУВАННЯ КОНФЛІКТОЛОГІЧНОЇ КОМПЕТЕНТНОСТІ ОСОБИСТОСТІ В УМОВАХ СУЧАСНОЇ ШКОЛИ

У статті стверджується, що у контексті реформування сучасної української освіти, проблема формування конфліктологічної компетентності