

МЕТОДИ ТА МЕТОДИКИ

DOI 10.26565/2225-7756-2021-71-04
УДК 159.9.072

В.О. ОЛЕФІР (Валерій Олександрович Олефір)

*д. психол. н., доцент, завідувач кафедри загальної психології
Харківського національного університету імені В.Н. Каразіна,
майдан Свободи 6, Харків, 61162, Україна*

<https://orcid.org/0000-0003-3552-3277>

E-mail: voolefir@karazin.ua

В. Ф. БОСНЮК (Валерій Федорович Боснюк)

*к. психол. н., доцент, доцент кафедри психології діяльності в особливих умовах
Національного університету цивільного захисту України*

<https://orcid.org/0000-0003-0141-1920>

E-mail: bosniuk_vf@ukr.net

К.О. МАЛОФЕЙКІНА (Катерина Олексіївна Малофейкіна)

*аспірантка кафедри загальної психології
Харківського національного університету імені В.Н. Каразіна,
майдан Свободи 6, Харків, 61162, Україна*

<https://orcid.org/0000-0001-9561-7676>

E-mail: emalofeikina@gmail.com

ВАЛІДИЗАЦІЯ І ВИМІРЮВАЛЬНА ІНВАРІАНТНІСТЬ УКРАЇНСЬКОЇ ВЕРСІЇ ШКАЛИ ПОЗИТИВНИХ І НЕГАТИВНИХ ПЕРЕЖИВАНЬ (SPANE)

В даному перехресному дослідженні було адаптовано та валідизовано українську версію Шкали позитивних і негативних переживань (SPANE). Вибірку склали 458 дорослих українців. Було проведено конфірматорний факторний аналіз. Він підтвердив двофакторну модель, в якій субшкали позитивного афекту (SPANE-P) і негативного афекту (SPANE-N) мають помірний зворотний зв'язок ($r = -0,594$). Композитна надійність складала 0,909 для SPANE-P і 0,861 для SPANE-N. Конвергентна валідність визначалася за індексом середньої вилюченої дисперсії, яка складала 0,630 для SPANE-P і 0,533 для SPANE-N. Дискримінаційна валідність, що визначалася за методом Форнелла і Ларкера та за HTMT-критерієм, задовільна для обох субшкал SPANE. Отримані дані підтверджують строгу інваріантність вимірювання для віку і статі. Результати дослідження показали, що опитувальник має прийнятні психометричні якості.

Ключові слова: шкала позитивних і негативних переживань, багатогруповий конфірматорний факторний аналіз, інваріантність вимірювань, психометричні властивості.

Як цитувати: Олефір, В., Боснюк, В., Малофейкіна, К. (2021). Валідизація і вимірвальна інваріантність української версії шкали позитивних і негативних переживань (SPANE). Вісник Харківського національного університету імені В. Н. Каразіна, серія «Психологія», (71), 34-42. <https://doi.org/10.26565/2225-7756-2021-71-04>

In cites: Olefir, V., Bosniuk, V., Malofeikina, K. Validation and Measurement Invariance of the Ukrainian version of the Scale of Positive and Negative Experiences (SPANE). *Visnyk of V.N. Karazin Kharkiv National University. Series "Psychology"*, (71), 34-42. (in Ukrainian). <https://doi.org/10.26565/2225-7756-2021-71-04>

В останнє десятиліття інтерес до вивчення благополуччя неухильно зростає в науках про поведінку. Сучасне поле досліджень благополуччя структуроване у два традиційних підходи – гедоністичний та евдемоністичний (Maddux, 2018). У гедоністичному підході акцент робиться на суб'єктивному благополуччі, який надає особливого значення таким конструктам як щастя, позитивний афект, низький негативний афект і задоволеність життям (Diener, 1984). У евдемоністичному підході дослідження благополуччя зосереджені на позитивному психологічному функціонуванні і розвитку людини (Ryff, & Keyes, 1995). Але,

незважаючи на те, що гедоністичний та евдемоністичний підходи є концептуально різними, результати емпіричних досліджень, вказують на те що, конструкти евдемонії та гедонії частково пересікаються і доповнюють один одного.

Однією з найбільш детально вивчених моделей благополуччя є троїста модель суб'єктивного благополуччя (SWB; Diener, Oishi, & Tay, 2018). Відповідно до цієї моделі, SWB включає три компоненти: глобальну задоволеність життям та конкретними її сферами, позитивний афект і негативний афект. Загальну задоволеність життям і задоволеність в певній предметній області

прийнято вважати когнітивним компонентом благополуччя, тому що ці судження ґрунтуються на суб'єктивних оцінках людьми свого життя. Позитивний і негативний афекти оцінюють афективний компонент SWB, який відображає баланс в житті людини між приємними та неприємними емоційними реакціями.

На цей час розроблено ряд шкал для вимірювання SWB (Linton, Dieppe, & Medina-Lara, 2016). Так, для оцінки когнітивного компоненту найбільш широко використовується шкала задоволеності життям (SWLS; Diener, Emmons, Larsen, Griffin, 1985), а для визначення афективної складової SWB – шкала позитивних і негативних афектів (PANAS; Watson, Clark, & Tellegen, 1988; Кліманська, Галецька, 2020). Ці інструменти пройшли валідацію в багатьох країнах і показали хороші психометричні властивості. Завдяки цьому останнім часом набули популярності міжнародні та крос-культурні дослідження афективного компоненту SWB (Jovanović, Joshanloo, Martín-Carbonell et al., 2021). Проведення таких досліджень передбачає, що шкала демонструє свідчення інваріантності вимірювання. Вимірювальна інваріантність показує, чи виміряє шкала одну і ту ж структуру незалежно від групи або часу вимірювання (Vandenberg, & Lance, 2000). Якщо вимірювальна інваріантність шкали невідома, то не можна визначити, чим обумовлена наявна різниця в балах між двома групами або повторними вимірами, чи реальною різницею, чи просто викликана випадковими відмінностями між групами або часом оцінки латентної змінної (Brown, 2014).

Методика SPANE була створена для подолання деяких обмежень і недоліків PANAS та покращення існуючих психометричних показників шкали. Автори методики (Diener, Wirtz, Tov, Kim-Prieto, Choi, Oishi, & Biswas-Diener, 2010) виділили два компоненти афективного благополуччя: позитивні (SPANE-P) і негативні переживання (SPANE-N), які показали кореляцію $-0,60$ одна з одною. Згідно Е. Дінера і його колег, SPANE має наступні переваги: (1) шкала оцінює діапазон позитивних і негативних переживань та включає як конкретні емоції, так і загальні почуття; (2) на відміну від PANAS, вона охоплює ширший діапазон рівнів збудження і (3) питання шкали сформульовані з позиції частоти емоцій і почуттів, а не інтенсивності. Крім того, шкала не тільки коротша (12 питань), але й більш чітка концептуально.

В останні роки кількість наукових робіт з вивчення благополуччя за допомогою SPANE неухильно зростає в багатьох країнах світу (Busseri, 2018). Дослідження психометричних властивостей SPANE надають докази внутрішньої узгодженості компонентів SPANE-P і SPANE-N, конвергентної та конкуруючої валідності (Espejo, Checa, Perales-

Puchalt та ін., 2020), Rahm, Heise, & Schuldt, 2017), інваріантність вимірювань в залежності від статі і віку (Jovanović, Lazić, Gavrilov-Jerković, & Molenaar, 2020). Також дослідження показали, що SPANE більш точно передбачає благополуччя ніж PANAS (Jovanović, 2015).

На жаль, нині доводиться констатувати про відсутність україномовної версії SPANE, що унеможливає повноцінне вивчення афективного благополуччя як всередині країни, так і здійснення міжнародних або крос-культурних досліджень. Таким чином, мета даної статті – адаптувати SPANE до української популяції і встановити її психометричні властивості та інваріантність вимірювання для віку і статі.

Методи дослідження

Учасники і процедура

Адаптація прикметників для SPANE проводилася двома двомовними перекладачами методом прямого і зворотного перекладу. Була збережена послідовність слів в списку (див. Додаток). Учасникам пояснювали особливості та мету дослідження через електронну пошту, де й вказували посилання на Google Forms – онлайн-сервіс для створення тестів, опитувань і збору даних. Перед включенням в дослідження учасники повинні були прочитати і прийняти онлайн-інформовану згоду. Після цього вони заповнювали соціально-демографічну частину анкети та відповідали на питання тестів. До вибірки дослідження включалися особи, які вказали, що вони українці і їм було не менше 18 років. Остаточна вибірка складала 458 учасників. Медіана щодо віку становила 19 років ($Q_1 = 18$ років, $Q_3 = 24$ роки). У вибірці 42,4% становили чоловіки, 35,6% мали вищу освіту, 64,4% – повну загальну середню освіту і навчалися в університетах.

Вимірювання

Шкала позитивних і негативних переживань (SPANE). Шкала включає шість позитивних (SPANE-P) і шість негативних переживань (SPANE-N), що вимірюють три загальні і три специфічні емоції. Для їх оцінки у опитувальнику використовується п'ятибальна шкала Лайкерта від 1 («дуже рідко або ніколи») до 5 («дуже часто або постійно»).

Шкала задоволеності життям (SWLS). Це інструмент з п'яти пунктів, призначений для вимірювання глобального когнітивного судження про задоволеність своїм життям (Diener, et al., 1985). Учасники вказують, наскільки вони згодні або не згодні з кожним з п'яти тверджень, використовуючи семибальну шкалу в діапазоні від 7 (повністю згоден) до 1 (категорично не згоден). Цей інструмент був перевірений на загальній вибірці дорослих українців і показав внутрішню

узгодженість 0,792 (Олефір, 2015). Внутрішня узгодженість в даному дослідженні $\omega = 0,835$.

Переглянутий тест життєвої орієнтації (LOT-R). Цей опитувальник використовувався для вимірювання оптимізму і песимізму (Scheier, Carver, & Bridges, 1994). Шкала включає десять пунктів, з яких чотири – контролю, три – песимізму і три – оптимізму. Кожне питання LOT-R оцінюється за п'ятибальною шкалою Лайкерта в діапазоні від 1 (категорична незгода) до 5 (повна згода). Бали варіюються від 0 до 12, більші бали за обома субшкалами вказують на вищий оптимізм та песимізм. Ця шкала була перевірена на загальній вибірці дорослих українців і показала хороші психометричні властивості. Внутрішня узгодженість становить $\omega = 0,701$ для субшкали оптимізму і $\omega = 0,710$ для субшкали песимізму.

Аналіз даних

Всі статистичні аналізи здійснювалися за допомогою R (R Core Team, 2020) та Rstudio (RStudio Team, 2019). Пакети *semTools* та *lavaan* використовувались для оцінки надійності, проведення конфірмаційного факторного аналізу (КФА) та визначення інваріантності вимірювань.

Аналіз даних здійснювався у два етапи. На першому етапі була проведена серія КФА, в результаті яких перевірялась факторна структура української версії SPANE. Тест Марді виявив багатовимірну ненормальність (багатовимірний ексцес = 17,34, $p < 0,0001$) для SPANE, тому аналіз проводився робастним методом максимальної правдоподібності. Результати КФА оцінювалися з використанням декількох індикаторів: S- $V\chi^2$ – тесту χ^2 за шкалою Саторра-Бентлера; індексу порівняльної придатності (CFI); індексу Такера-Льюїса (TLI); середньоквадратичної помилки апроксимації (RMSEA); стандартизованого середньоквадратичного залишку (SRMR). Для CFI і TLI оцінка $> 0,90$ свідчить про те, що емпіричні дані гарно відповідають моделі. Для RMSEA 0,05 вважається хорошою відповідністю, а 0,08 – задовільною (Schumacker, Lomax, 2016).

Міра надійності для шкал SPANE-P і SPANE-N оцінювалася за допомогою коефіцієнту омега (Flora, 2020). Для встановлення конвергентної

валідності ми враховували факторне навантаження показника, композитну надійність (CR) і вилучену середню дисперсію (AVE). Можливе значення AVE знаходиться в діапазоні від 0 до 1. Значення AVE, яке перевищує 0,50, інформує про конвергентну валідність шкали (Hair, Hult, Ringle, Sarstedt, 2016). Дискримінаційна валідність оцінювалася за допомогою відношення кореляцій між “тетерорисами” і “монорисами” (HTMT) (Henseler, Ringle, Sarstedt, 2015). Значення HTMT, що не перевищували поріг 0,85, вказували на наявність дискримінаційної валідності.

На другому етапі аналізу даних, з метою визначення виміральної інваріантності SPANE, ми здійснили серію багатогрупових КФА. Ми розпочали з тестування конфігураційної інваріантності (модель 0), яка представляє найменш обмежену модель. Потім ми перевірили метричну інваріантність (модель 1), обмежуючи факторні навантаження. Під час тестування скалярної інваріантності (модель 2) ми обмежили факторні навантаження та перехоплення елементів. Визначаючи незмінність унікальності (модель 3), ми обмежили факторні навантаження, перехоплення елементів та залишкові дисперсії елементів. Кожна модель є вкладеною в попередню модель, яку порівнювали за допомогою наступних критеріїв: $\Delta CFI \leq -0,02$, $\Delta RMSEA \leq 0,015$ і $\Delta SRMR \leq 0,03$ для тестів інваріантності факторних навантажень і $\Delta CFI \leq -0,01$, $RMSEA \leq 0,015$ та $SRMR \leq 0,01$ для перевірки скалярної і строгої інваріантності (Chen, 2007).

Результати

Конфірмаційний факторний аналіз.

Ми порівняли чотири альтернативні моделі SPANE: однофакторну модель, в якій всі 12 пунктів оцінювали шкалу переживань як одну загальну, двофакторну модель, в якій шкали SPANE-P і SPANE-N не корелювали одна з одною, двофакторну модель, в якій шкали SPANE-P і SPANE-N корелювали одна з одною і біфакторну модель з одним загальним і двома специфічними факторами. Результати тестування чотирьох альтернативних моделей SPANE на тестовій вибірці ($n = 458$) подані в таблиці 1.

Таблиця 1. Результати тестування альтернативних моделей Шкали позитивних і негативних переживань.

Модель	S- $V\chi^2$	df	CFI	TLI	RMSEA	RMSEA 90% CI	SRMR
1. Однофакторна	356,26***	54	0,768	0,717	0,148	0,134~0,163	0,108
2. PE і NE як некорельовані фактори	180,19***	54	0,923	0,906	0,086	0,072~0,099	0,201
3. PE і NE як корельовані фактори	88,42**	53	0,979	0,974	0,045	0,028~0,061	0,037
4. Біфакторна	66,57**	42	0,984	0,975	0,044	0,022~0,063	0,032

Примітка. S- $V\chi^2$ = тест χ^2 за шкалою Саторра-Бентлера; df = ступені свободи; CFI = порівняльний індекс відповідності; TLI = індекс Такера-Льюїса; RMSEA = середньоквадратична помилка апроксимації; 90 % CI = 90% довірчий інтервал; SRMR = стандартизований середньоквадратичний залишок у квадраті; PE = Шкала позитивних та негативних переживань (позитивні); NE = Шкала позитивних та негативних переживань (негативні). *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$.

Як можна бачити, індекси згоди для однофакторної моделі $S-B\chi^2(54) = 356,26$; $p < 0,0001$; CFI = 0,768; TLI = 0,717; RMSEA = 0,148, 90 % CI [0,134~0,163] і SRMR = 0,108 не дали доброї відповідності даним. Потім ми розглянули двофакторну модель з некорельованими шкалами. Індекси відповідності свідчать, що дані погано відповідають даним: $S-B\chi^2(54) = 180,19$; $p < 0,0001$; CFI = 0,923; TLI = 0,906; RMSEA = 0,086, 90 % CI [0,072~0,099] і SRMR = 0,201. Модель, в якій субшкали SPANE-P і SPANE-N корелювались, показала майже ідеальну відповідність даним: $S-B\chi^2(53) = 88,42$; $p < 0,003$; CFI = 0,979; TLI = 0,974; RMSEA = 0,045, 90 % CI [0,028~0,061]; SRMR = 0,037. Біфакторна модель (один генеральний фактор і два специфічні) також продемонструвала дуже хорошу відповідність даним: $S-B\chi^2(42) = 66,57$; $p < 0,003$; CFI = 0,984; TLI = 0,975; RMSEA = 0,044,

90 % CI [0,022~0,063]; SRMR = 0,032. Вибір «кращої» статистичної моделі здійснювався за допомогою інформаційного критерію Акаїке (AIC). Згідно нього кращою виявилася модель, в якій субшкали SPANE-P і SPANE-N корелювались. Порівняння із біфакторною моделлю показало, що тест різниці χ^2 був значущим, $\Delta S-B\chi^2(11) = 23,66$, $p < 0,014$.

На малюнку 1 показана діаграма шляхів зі стандартизованими факторними навантаженнями для двофакторної моделі української версії SPANE та стандартизована кореляція між латентними змінними. Всі факторні навантаження були статистично значущими ($p < 0,001$) і варіювали від 0,404 до 0,854 для SPANE-N і від 0,688 до 0,871 для SPANE-P. Кореляція між факторами була помірною та складала -0,594, що вказує на емпіричну відмінність факторів позитивних та негативних переживань.

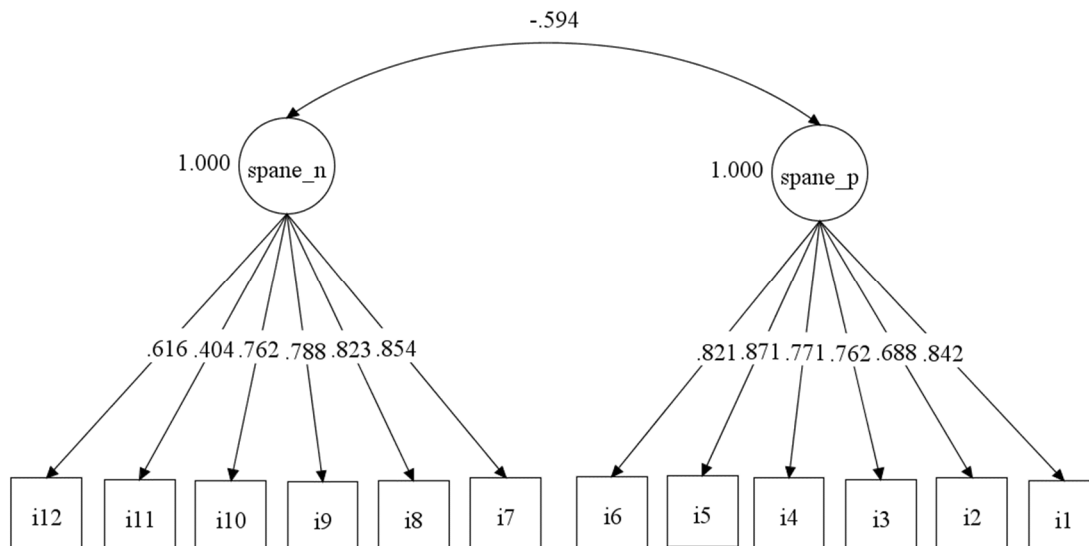


Рисунок 1. Структурна модель Шкали позитивних і негативних переживань

Результати аналізу виявили композитну надійність (CR), середню вилучену дисперсію (AVE) та коефіцієнти кореляції між конструктами, які узагальнені у таблиці 2. З таблиці 2 видно, що CR для всіх конструктів вища 0,70, а значення AVE знаходяться в межах від 0,509 до 0,630. Дискримінаційна валідність оцінювалася шляхом

порівняння квадратного кореня на діагоналі з коефіцієнтами кореляції (поза діагоналлю) для кожного конструкту у відповідних рядках і стовпцях. Результати свідчать про дискримінаційну валідність конструктів SPANE-N і SPANE-P, тому що квадратні корені з кожної AVE є більшими, ніж кореляція між конструктами.

Таблиця 2. Композитна надійність (CR), квадратний корінь із середньоарифметичної вилученої дисперсії (AVE; на діагоналі), кореляції між конструктами (поза діагоналлю)

Конструкти	CR	AVE	Конструкти				
			1	2	3	4	5
1. Позитивні переживання	0,909	0,630	0,794				
2. Негативні переживання	0,861	0,533	0,563	0,730			
3. Задоволеність життям	0,861	0,567	0,584	0,690	0,753		
4. Оптимізм	0,701	0,514	0,545	0,566	0,574	0,716	
5. Песимізм	0,710	0,509	0,528	0,568	0,434	0,530	0,713

У таблиці 3 наведено результати НТМТ-аналізу. Цей аналіз оцінює дискримінаційну валідність за

допомогою відношення кореляцій "гетерорис" до "монорис" (НТМТ). Для розрахунку матриці

НТМТ рекомендуються абсолютні значення кореляції. Результати аналізу НТМТ підтримують

дискримінаційну валідність відповідно до критерію НТМТ ($r < 0,85$).

Таблиця 3. Результати НТМТ-аналізу

Конструкти	1	2	3	4	5
1. Позитивні переживання	–				
2. Негативні переживання	0,59 (0,403~0,740)	–			
3. Задоволеність життям	0,59 (0,442~0,744)	0,69 (0,589~0,743)	–		
4. Оптимізм	0,55 (0,423~0,734)	0,52 (0,395~0,730)	0,57 (0,407~0,720)	–	
5. Песимізм	0,53 (0,387~0,784)	0,57 (0,412~0,756)	0,43 (0,259~0,584)	0,56 (0,307~0,790)	–

Примітка. В дужках – бутстрепівський 95% довірчий інтервал для кореляцій між конструктами.

Інваріантність вимірювань за статтю і віком

На другому етапі аналізу даних була проведена серія багатогрупових КФА в групах за статтю та віком, щоб надати докази інваріантності вимірювання SPANE в різних групах. Спочатку був проведений багатогруповий КФА в групах чоловіків і жінок. Як показано в таблиці 4, модель без обмежень, яка використовувалась для перевірки конфігураційної інваріантності (M0), добре відповідає даним в групах чоловіків ($n = 194$) і жінок ($n = 264$): $S\text{-}B\chi^2(106) = 165,13$; $CFI = 0,973$; $RMSEA = 0,053$ і $SRMR = 0,048$. Всі навантаження статистично значуще відрізнялися від нуля ($p < 0,001$). Результати перевірки метричної інваріантності показали, що модель (M1) також добре відповідає даним: $\Delta CFI = -0,005$; $\Delta RMSEA = 0,002$ і $\Delta SRMR = 0,016$. Таким чином, додаткові обмеження, які ми наклали на цю модель, не призвели до значної зміни її відповідності. Далі ми перевірили скалярну інваріантність (M2), що обмежує інтерсепти елементів, щоб вони були однаковими для всіх груп. Результати показали, що не відбулося значної зміни у відповідності моделі ($\Delta CFI = -0,006$; $\Delta RMSEA = 0,003$ і $\Delta SRMR = 0,006$), тобто підтвердилася повна скалярна інваріантність. На наступному кроці ми перевірили строгу інваріантність (M3) з обмеженням факторних навантажень, інтерсептів і залишкових дисперсій елементів. Результати показали, що модель також добре відповідає даним: $\Delta CFI = -0,009$;

$\Delta RMSEA = 0,003$ і $\Delta SRMR = 0,004$. Тобто додаткові обмеження не призвели до суттєвих змін в її узгодженості з даними.

Потім ми здійснили багатогруповий КФА, щоб перевірити інваріантність SPANE для людей ранньої зрілості і середнього віку. Як показано в таблиці 4, модель без обмежень, що була використана для перевірки конфігураційної інваріантності (M0), добре відповідає даним для груп ранньої зрілості ($n = 295$) і середнього віку ($n = 163$): $S\text{-}B\chi^2(106) = 167,69$; $CFI = 0,963$; $RMSEA = 0,060$; $SRMR = 0,053$. Всі факторні навантаження статистично значуще відрізнялися від нуля ($p < 0,001$). Далі результати метричної інваріантності показали, що модель (M1) також добре відповідає даним: $\Delta CFI = -0,005$; $\Delta RMSEA = 0,002$ і $\Delta SRMR = 0,016$. Далі ми перевірили скалярну інваріантність (M2). Результати показали, що накладення додаткових обмежень не вплинуло на його підгонку, що істотно підтвердило скалярну інваріантність: $\Delta CFI = -0,009$; $\Delta RMSEA = 0,001$ і $\Delta SRMR = 0,010$. Наступним кроком була перевірка строгої інваріантності (M3). Результати показали, що модель також добре відповідає даним: $\Delta CFI = -0,009$; $\Delta RMSEA = 0,001$ і $\Delta SRMR = 0,001$. Таким чином, накладення додаткових обмежень на цю модель не призвело до значних змін в її відповідності даним.

Таблиця 4. Тестування вимірювальної інваріантності SPANE за статтю та віком

Моделі	S- $B\chi^2$	df	CFI	RMSEA	SRMR	Вкладена модель	ΔCFI	$\Delta RMSEA$	$\Delta SRMR$
Чоловіки vs. Жінки									
Чоловіки ($n = 194$)	82,15	53	0,964	0,064	0,068				
Жінки ($n = 264$)	72,35	53	0,974	0,047	0,047				
M0. Конфігураційна	165,13	106	0,973	0,053	0,048				
M1. Метрична	187,31	116	0,968	0,055	0,064	M1–M0	-0,005	0,002	0,016
M2. Скалярна	212,60	126	0,962	0,058	0,070	M2–M1	-0,006	0,003	0,006
M3. Строга	244,77	138	0,953	0,061	0,074	M3–M2	-0,009	0,003	0,004

Модель	S-B χ^2	df	CFI	RMSEA	SRMR	Вкладена модель	Δ CFI	Δ RMSEA	Δ SRMR
Рання зрілість vs. Середній вік									
Юнаки (n = 295)	99,95	53	0,968	0,058	0,044				
Зрілі (n = 163)	62,99	53	0,952	0,059	0,092				
M0. Конфігураційна	167,69	106	0,963	0,060	0,053				
M1. Метрична	186,27	116	0,958	0,062	0,069	M1–M0	-0,005	0,002	0,016
M2. Скалярна	209,06	126	0,949	0,063	0,079	M2–M1	-0,009	0,001	0,010
M3. Строга	242,27	138	0,940	0,064	0,080	M3–M2	-0,009	0,001	0,001

Примітка. S-B χ^2 = тест χ^2 за шкалою Саторра-Бентлера; df = ступені свободи; CFI = порівняльний індекс відповідності; RMSEA = середньоквадратична помилка апроксимації; SRMR = стандартизований середньоквадратичний залишок у квадраті; Δ = зміна параметра.

Аналіз гендерних відмінностей за латентними середніми значеннями показав, що жінки характеризуються більш високим рівнем негативних емоцій ніж чоловіки ($z = 4,081$, $p < 0,001$, 90% CI [0,212 ~ 0,603]).

Обговорення

У цьому дослідженні ми адаптували і валідизували Шкалу позитивних і негативних переживань (SPANE) на репрезентативній вибірці дорослих українців. Щоб перевірити психометричні властивості цієї шкали ми використовували КФА, який є більш потужним підходом, ніж класична теорія тестування, тому що забезпечує більш надійну і достовірну оцінку психометричних властивостей тесту, завдяки оперуванню істинними і помилковими компонентами оцінок ознак.

Зокрема, ми виявили, що найкраща модель SPANE для українців – це та, яка структурно складається з двох сильно взаємопов'язаних факторів позитивного і негативного афектів, які при цьому залишаються змістовно різними за своєю суттю. Результати нашого аналізу можна порівняти з даними оригінальної англійської версії SPANE (Diener, et al., 2010) та іншомовними аналогами з Іспанії (Espejo, Checa, Perales-Puchalt, & Lison, 2020), Сербії (Jovanović, Lazić, Gavrilov-Jerković, & Molenaar, 2020) та Індії (Singh, Junnarkar, & Jaswal, 2016). Отже, як припускають наше та інші дослідження, те що, що є висока кореляція між обома типами афекту, не означає, що афект слід вимірювати як одномірний конструкт. Результати дослідження показують, що українська версія SPANE має хорошу конвергентну і дискримінаційну валідність, а також високу надійність (індекси композитної надійності та вилученої середньої дисперсії) і скалярну інваріантність для статі та віку.

У нашому дослідженні ми виявили, що модель з двома корельованими факторами найкраще узгоджується з емпіричними даними, що відрізняється від китайської версії SPANE (Li, Bai, & Wang, 2013), в якій допускалася кореляція між

залишковими дисперсіями. Позитивні і негативні переживання виявилися статистично розділеними на два сильно негативно корельовані фактори. Врахування кореляції між обома факторами SPANE здається правильним, враховуючи, що вони дають теоретичне пояснення ситуації – загального або конкретного – афекту.

У цьому дослідженні ми підтвердили скалярну інваріантність SPANE для статі і віку на українській вибірці, на відміну від сербського дослідження (Jovanović, et al., 2020), яке не показало інваріантності за ознакою статі для всіх пунктів шкали. Встановлення строгої виміральної інваріантності дозволило порівнювати латентні середні. У даному дослідженні ми виявили відмінності в негативному афекті, який більший у жінок, що узгоджується з даними аналогічних досліджень (Espejo, et al., 2020; Rahm, Heise, & Schuldt, 2017).

Однією з переваг SPANE над PANAS є те, що вона відображає рівні збудження як позитивних, так і негативних переживань, а емоції, які використовуються в цій шкалі, дозволяють врахувати основні їх прояви, що включені в більшість теорій афектів. SPANE депо покращує оцінку афекту, тому що використовує варіанти відповідей з точки зору кількості часу, протягом якого людина відчуває кожну емоцію, фокусуючись на частоті, а не на інтенсивності афекту. Часові рамки, що обмежені останніми чотирма тижнями, є досить короткими, щоб дозволити респонденту пригадати реальний досвід, а не покладатися на загальну самооцінку (Diener, et al., 2010).

Важливий результат цього дослідження стосується практики використання SPANE. Українські дослідники зможуть отримати вигоду від застосування даної версії SPANE при оцінці ефективності психокорекційних заходів, які спрямовані на покращення благополуччя.

Висновки

Це дослідження дозволило розробити україномовну версію SPANE. Даний психодіагностичний інструмент широко

використовується при вивченні афективного благополуччя особистості. У дослідженні описується процес зворотного перекладу, детально вивчається факторна структура і психометричні властивості з використанням методології моделювання структурних рівнянь, а також інваріантність вимірювань в залежності від статі і віку. Наші результати показують, що українська версія SPANE має адекватні психометричні властивості, аналогічні тим, які використовувалися в попередніх дослідженнях, і може бути ефективним і цінним інструментом для дослідників з України.

Наскільки нам відомо жодна версія SPANE не була перевірена з використанням ймовірнісних вибірок. Отже, перспектива подальших розвідок вбачається у вирішенні цієї проблеми за допомогою ймовірнісної вибірки. Також перспективною є розробка норми для різних груп у великій та ймовірнісній вибірках.

Список використаної літератури

- Кліманська М. Б., Галецька І. І. Психометрична характеристика оцінювальника позитивного і негативного афекту (ОПАНА), розробленого на основі методики PANAS. *Психологічний часопис*. 2020. № 4. С. 119-132. <https://doi.org/10.31108/1.2020.6.4.10>
- Олефір В. О. Інтелектуально-особистісний потенціал саморегуляції суб'єкта : монографія. Харків : УПА, 2015. 256 с.
- Brown T. A. *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. New York, NY: Guilford Publications, 2014. 462 p.
- Busseri M. A. Examining the structure of subjective well-being through meta-analysis of the associations among positive affect, negative affect, and life satisfaction. *Personality and Individual Differences*. 2018. № 122. P. 68-71. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.10.003>
- Chen F. F. Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*. 2007. № 3. P. 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Diener E. Subjective well-being. *Psychological Bulletin*. 1984. № 3. P. 542-575. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.95.3.542>
- Diener E. D., Emmons R. A., Larsen R. J., Griffin S. The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*. 1985. № 1. P. 71-75. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901_13
- Diener E., Wirtz D., Tov W., Kim-Prieto C., Choi D.-w., Oishi S., & Biswas-Diener R. New well-being measures: Short scales to assess flourishing and positive and negative feelings. *Social Indicators Research*. 2010. № 2. P. 143-156. <https://doi.org/10.1007/s11205-009-9493-y>
- Diener E., Oishi S., & Tay L. Advances in subjective well-being research. *Nature human behavior*. 2018. № 4. P. 253-260. <https://doi.org/10.1038/s41562-018-0307-6>
- Espejo B., Checa I., Perales-Puchalt J. & Lison J. F. Validation and measurement invariance of the Scale of Positive and Negative Experience (SPANE) in a Spanish general sample. *International Journal of Environmental Research and Public Health*. 2020. № 22. <https://doi.org/10.3390/ijerph17228359>
- Flora D. B. Your coefficient alpha is probably wrong, but which coefficient omega is right? A tutorial on using R to obtain better reliability estimates. *Advances in Methods and Practices in Psychological Science*. 2020. № 4. P. 484-501. <https://doi.org/10.1177/2515245920951747>
- Hair J., Hult T., Ringle C., & Sarstedt M. *A Primer on Partial Least Squares Structural Equation Modeling (PLS-SEM)* (2nd ed.). Thousand Oaks, CA: Sage Publications. 2016. 384 p.
- Henseler J., Ringle C. M., Sarstedt M. A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*. 2015. № 43. P. 115-135. <https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8>
- Jovanović V. Beyond the PANAS: Incremental validity of the Scale of Positive and Negative Experience (SPANE) in relation to well-being. *Personality and Individual Differences*. 2015. № 86. P. 487-491. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2015.07.015>
- Jovanović V., Lazić, M., Gavrilov-Jerković, V., & Molenaar, D. The Scale of Positive and Negative Experience (SPANE): Evaluation of measurement invariance and convergent and discriminant validity. *European Journal of Psychological Assessment*. 2020. № 4. P. 694-704. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000540>
- Jovanović V., Joshanloo M., Martín-Carbonell M., Caudek C., Espejo B., Checa I., Krasko J., Kyriazos T., Piotrowski J., Rice S., Junça Silva A., Singh K., Sumi K., Tong K. K., Yıldırım M., & Žemojtel-Piotrowska M. Measurement Invariance of the Scale of Positive and Negative Experience Across 13 Countries. *Assessment*. 2021. 10731911211021494. Advance online publication. <https://doi.org/10.1177/10731911211021494>
- Li F., Bai X., & Wang Y. The Scale of Positive and Negative Experience (SPANE): Psychometric properties and normative data in a large Chinese Sample. *PLoS ONE*. 2013. № 4. e61137. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0061137>
- Linton M., Dieppe P., & Medina-Lara A. Review of 99 self-report measures for assessing well-being in adults: Exploring dimensions of well-being and developments overtime. *BMJ Open*. 2016. № 7. [e010641]. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2015-010641>
- Maddux J. E. Subjective well-being and life satisfaction: An introduction to conceptions, theories, and measures. In J. E. Maddux (Ed.), *Subjective well-being and life satisfaction* (pp. 3-31). New York, NY : Routledge/Taylor & Francis Group, 2018.
- Rahm T., Heise, E., & Schuldt M. Measuring the frequency of emotions – validation of the Scale of Positive and Negative Experience (SPANE) in Germany. *PLoS ONE*. 2017. № 2. e0171288. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0171288>
- Ryff C., & Keyes C. The structure of psychological well-being revisited. *Journal of Personality and Social Psychology*. 1995. № 69. P. 719-727. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.69.4.719>

- Scheier M. F., Carver C. S., & Bridges, M. W. Distinguishing optimism from neuroticism: A reevaluation of the Life Orientation Test. *Journal of Personality and Social Psychology*. 1994. № 67. P. 1063-1078. <https://doi.org/1.1037/0022-3514.67.6.1063>
- Schumacker R. E., Lomax R. G. *A beginner's guide to structural equation modeling*. (4rd. ed.). New York, NY: Routledge, 2016. 394 p.
- Singh K., Junnarkar M., & Jaswal S. Validating the Flourishing Scale and the Scale of Positive and Negative Experience in India. *Mental Health, Religion & Culture*. 2016. № 8. P. 943-954. <https://doi.org/10.1080/13674676.2016.1229289>
- Vandenberg R. J., & Lance C. E. A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*. 2000. № 1. P. 4-69. <https://doi.org/10.1177/109442810031002>
- Watson D., Clark L. A., & Tellegen A. Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*. 1988. № 6. P. 1063-1070. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.6.1063>

Стаття надійшла до редакції 27.10.2021

Стаття рекомендована до друку 12.12.2021

V. OLEFIR (Valeriy Olefir)

Doctor of Sciences (Psychology), Head of the Department of General Psychology, Faculty of Psychology, V. N. Karazin Kharkiv National University

6 Svobody Sq., Kharkiv, 61022, Ukraine

V. BOSNIUK (Valeriy Bosniuk)

Philosophy Doctor (Psychology), Associate Professor, associate professor of the Department of Psychology of Activities in Special Conditions, National University of Civil Defence of Ukraine

94 Chernyshevska Str., Kharkiv, 61023, Ukraine

K. MALOFEIKINA (Kateryna Malofeikina)

graduate student of the Department of General Psychology

V. N. Karazin Kharkiv National University

6 Svobody Sq., Kharkiv, 61022, Ukraine

VALIDATION AND MEASUREMENT INVARIANCE OF THE UKRAINIAN VERSION OF THE SCALE OF POSITIVE AND NEGATIVE EXPERIENCES (SPANÉ)

Psychological well-being is determined from different positions in positive psychology, one of which is the concept of subjective well-being as a three-factor construct – global satisfaction with life, positive affect and negative affect. In this crossover study, the Ukrainian version of the Scale of Positive and Negative Experiences (SPANÉ) has been adapted Ukrainian population and validated as an improved diagnostic tool for emotional component of subjective well-being. The sample consisted of 458 Ukrainians aged from 18 to 55 years ($Md = 19$; 42,4% were men). The questionnaire has been translated using forward-backward method. Confirmatory factor analysis has been performed to estimate factorial structure of the questionnaire, reliability and measurement invariance. It has confirmed that a two-factor model in which a positive affect (SPANÉ-P) and a negative affect (SPANÉ-N) have a moderate negative correlation ($r = -0,594$) fits empirical data better than one-factor model, model with two uncorrelated factors and bifactor model. The composite reliability is 0,909 for SPANÉ-P and 0,861 for SPANÉ-N. The convergent validity has been determined by the average variance extracted index, which is 0,630 for SPANÉ-P and 0,533 for SPANÉ-N. Discriminatory validity, determined by the Furnell's and Larker method and the Heterotrait-monotrait (HTMT) ratio of correlation, is satisfactory for both SPANÉ subscales. The measurement invariance for gender and age (early maturity and middle-aged) has been estimated. Measurement strong invariance has been confirmed that allows us to compare mean values of latent constructs across these groups. It has been found that women reports higher levels of negative affect than men. The results of the study showed that the Ukrainian version of the Scale of Positive and Negative Experiences (SPANÉ) has acceptable psychometric properties, shows measurement invariance for age and gender and can be used as effective tool for studying affective well-being of Ukrainians.

Key words: scale of positive and negative experiences, multi-group confirmatory factor analysis, invariance of measurements, psychometric properties.

References

- Brown, T. A. (2014). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. New York, NY: Guilford Publications.
- Busseri, M. A. (2018). Examining the structure of subjective well-being through meta-analysis of the associations among positive affect, negative affect, and life satisfaction. *Personality and Individual Differences*, 122, 68-71. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.10.003>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 95(3), 542-575. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.95.3.542>
- Diener, E. D., Emmons, R. A., Larsen, R. J., Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71-75. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901_13
- Diener, E., Oishi, S., & Tay, L. (2018). Advances in subjective well-being research. *Nature human behaviour*, 2(4), 253-260. <https://doi.org/10.1038/s41562-018-0307-6>
- Diener, E., Wirtz, D., Tov, W., Kim-Prieto, C., Choi, D.-w., Oishi, S., & Biswas-Diener, R. (2010). New well-being measures: Short scales to assess flourishing and positive and negative feelings. *Social Indicators Research*, 97(2), 143-156. <https://doi.org/10.1007/s11205-009-9493-y>

- Espejo, B., Checa, I., Perales-Puchalt, J. & Lison, J. F. (2020). Validation and measurement invariance of the Scale of Positive and Negative Experience (SPANE) in a Spanish general sample. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(22), 8359. <https://doi.org/10.3390/ijerph17228359>
- Flora, D. B. (2020). Your coefficient alpha is probably wrong, but which coefficient omega is right? A tutorial on using R to obtain better reliability estimates. *Advances in Methods and Practices in Psychological Science*, 3(4), 484–501. <https://doi.org/10.1177/2515245920951747>
- Hair, J., Hult, T., Ringle, C., & Sarstedt, M. (2016). *A Primer on Partial Least Squares Structural Equation Modeling (PLS-SEM)* (2nd ed.). Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Henseler, J., Ringle, C. M., Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*. 43, 115–135. <https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8>
- Jovanović, V. (2015). Beyond the PANAS: Incremental validity of the Scale of Positive and Negative Experience (SPANE) in relation to well-being. *Personality and Individual Differences*, 86, 487–491. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2015.07.015>
- Jovanović, V., Joshanloo, M., Martín-Carbonell, M., Caudek, C., Espejo, B., Checa, I., Krasko, J., Kyriazos, T., Piotrowski, J., Rice, S., Junça Silva, A., Singh, K., Sumi, K., Tong, K. K., Yıldırım, M., & Žemojtel-Piotrowska, M. (2021). Measurement Invariance of the Scale of Positive and Negative Experience Across 13 Countries. *Assessment*, 10731911211021494. Advance online publication. <https://doi.org/10.1177/10731911211021494>
- Jovanović, V., Lazić, M., Gavrilov-Jerković, V., & Molenaar, D. (2020). The Scale of Positive and Negative Experience (SPANE): Evaluation of measurement invariance and convergent and discriminant validity. *European Journal of Psychological Assessment*. 2020. № 4. P. 694–704. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000540>
- Klimanska, M. B., Haletska, I. I. (2020). Psychometric characteristics of the questionnaire on positive and negative affects (OPANA), based on the PANAS scales. *Psychological journal*, 6(4). 119-132. <https://doi.org/10.31108/1.2020.6.4.10>
- Li, F., Bai, X., & Wang, Y. (2013). The Scale of Positive and Negative Experience (SPANE): Psychometric properties and normative data in a large Chinese Sample. *PLoS ONE*, 8(4), e61137. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0061137>
- Linton, M., Dieppe, P., & Medina-Lara, A. (2016). Review of 99 self-report measures for assessing well-being in adults: Exploring dimensions of well-being and developments overtime. *BMJ Open*, 6(7), [e010641]. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2015-010641>
- Maddux, J. E. (2018). Subjective well-being and life satisfaction: An introduction to conceptions, theories, and measures. In J. E. Maddux (Ed.), *Subjective well-being and life satisfaction* (pp. 3–31). Routledge/Taylor & Francis Group.
- Olefir, V. O. (2015). Intellectual-personality potential of self-regulation of the subject of activity [Monograph]. Kharkiv: UIPA. [In Ukraine]
- Rahm, T., Heise, E., & Schuldt, M. (2017). Measuring the frequency of emotions – validation of the Scale of Positive and Negative Experience (SPANE) in Germany. *PLoS ONE*, 12(2), e0171288. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0171288>
- Ryff, C., & Keyes, C. (1995). The structure of psychological well-being revisited. *Journal of Personality and Social Psychology*, 69, 719–727. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.69.4.719>
- Scheier, M. F., Carver, C. S., & Bridges, M. W. (1994). Distinguishing optimism from neuroticism: A reevaluation of the Life Orientation Test. *Journal of Personality and Social Psychology*, 67, 1063–1078. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.67.6.1063>
- Schumacker, R. E., Lomax, R. G. (2016). *A beginner's guide to structural equation modeling*. (4rd. ed.). New York, NY: Routledge.
- Singh, K., Junnarkar, M., & Jaswal, S. (2016). Validating the Flourishing Scale and the Scale of Positive and Negative Experience in India. *Mental Health, Religion & Culture*, 19(8), 943–954. <https://doi.org/10.1080/13674676.2016.1229289>
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4–69. <https://doi.org/10.1177/109442810031002>
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 1063–1070. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.6.1063>

The article was received by the editors 27.10.2021

The article is recommended for printing 12.12.2021

ДОДАТОК

Інструкція: Цей опитувальник складається з переліку прикметників, які описують різні почуття і емоції. Прочитайте кожен прикметник і відзначте поруч з ним, в якій мірі Ви відчували себе так протягом останніх 4 тижнів. Використовуйте наступні варіанти відповідей:

1	2	3	4	5
Дуже рідко або ніколи	Рідко	Іноді	Часто	Дуже часто або завжди
1. ____ позитивно		7. ____ щасливим(ою)		
2. ____ негативно		8. ____ засмученим(ою)		
3. ____ добре		9. ____ наляканим(ою)		
4. ____ погано		10. ____ радісним(ою)		
5. ____ присмно		11. ____ роздратованим(ою)		
6. ____ неприємно		12. ____ задоволеним(ою)		

Позитивні переживання (SPANE-P): сума балів за пунктами 1, 3, 5, 7, 10, 12.

Негативні переживання (SPANE-N): сума балів за пунктами 2, 4, 6, 8, 9, 11.

Баланс афектів (SPANE-B): різниця позитивних переживань від негативних.