

ПСИХОМЕТРИЧНА ХАРАКТЕРИСТИКА ОПИТУВАЛЬНИКА ПОЗИТИВНОГО І НЕГАТИВНОГО АФЕКТУ (ОПАНА), РОЗРОБЛЕНОГО НА ОСНОВІ МЕТОДИКИ PANAS

Кліманська Марина Борисівна¹, Галецька Інна Іванівна²

¹Кандидат психологічних наук, доцент кафедри психології, Львівський національний університет імені Івана Франка, м. Львів (Україна)

ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0002-3047-2346>

²Кандидат психологічних наук, доцент кафедри психології, Львівський національний університет імені Івана Франка, м. Львів (Україна)

ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0002-9319-2229>

UDC: 159.9.072.59

АНОТАЦІЯ

Стаття присвячена опису процедури розробки та перевірки психометричних характеристик україномовного Опитувальника позитивного та негативного афекту, розробленого на основі методики PANAS (Positive and Negative Affect Schedule, Watson, Clark & Tellegen, 1988). В емпіричному дослідженні з метою розробки та апробації опитувальника взяли участь 777 осіб (вік 17-72 р. 300 чоловіків, 477 жінок). Підтверджено конструктну валідність, високу внутрішню узгодженість шкал, ретестову надійність методики. Запропонований перелік дескрипторів дає змогу виокремлювати позитивний та негативний афект, аналізувати їх залежно від часового контексту оцінювання, проводити лонгітюдні дослідження та відстежувати динаміку змін.

Ключові слова: діагностика емоцій, позитивний афект, негативний афект, PANAS, ОПАНА.

Постановка проблеми. Методика вимірювання позитивного та негативного афекту Девіда Уотсона, Лі Енн Кларк та Ауке Теллегена PANAS (Positive and Negative Affect Schedule, Watson, Clark & Tellegen, 1988) є загально визнаною, популярною методикою, яка широко використовується у різних дослідженнях. Свідченням цього є величезна кількість наукових праць з моменту публікації методики: за даними бази Web of Science загалом опубліковано 44 250 статей (в період з 1988 по 2019 рік) і спостерігається лише зростання інтересу до цієї методики (за останні 5 років в період з 2015 по 2019 рік кількість публікацій зросла від 3732 до 5753). Методика адаптована, або на її основі розроблені аналоги більш ніж двадцятьма мовами світу. Така за-

ребуваність і популярність методики пов'язана з її перевіреною валідністю та надійністю у поєднанні з простотою застосування. Водночас теоретична основа методики, ієрархічна модель емоцій Д. Уотсона та А. Теллегена, хоча і не сприймається як єдино однозначна, проте визнана достатньо обґрунтованою. Першопочатково ідею, що позитивні та негативні переживання (*pleasant and unpleasant affect*) не слід розглядати як взаємні протилежності, бо вони є достатньо незалежні, оскільки мають різні кореляти, обґрунтував Н. Бредберн (Bradburn, 1969). Надалі у психології таке розуміння зв'язків позитивних та негативних емоцій, хоч і контраверсійно, але приймають як базовий концептуальний підхід.

Address for correspondence, e-mail: editpsychas@gmail.com
Copyright: © Maryna Klimanska, Inna Haletska

This is an Open Access journal, all articles are distributed under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial-ShareAlike 4.0 International (CC BY-NC-SA 4.0) License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>), allowing third parties to copy and redistribute the material in any medium or format and to remix, transform, and build upon the material, provided the original work is properly cited and states its license.

Інтерес до афективного балансу зумовлений актуальністю цієї проблеми як у контексті психічних розладів та пов'язаних із ними емоційних порушень, так і, в не меншій мірі – у дискурсі психологічного та суб'єктивного благополуччя. За влучним висловом Еда Дінера: «...у захоплюючій картині суб'єктивного благополуччя можна розрізнити миттєві почуття і думки людини про добробут та більш масштабні глобальні конструкції, що відображають психологічні процеси, за допомогою яких люди будують глобальні судження про своє життя» (Diener, Lucas & Oishi, 2005: 65).

В англійській психологічній термінології поняття «афект» є дуже широким і охоплює весь спектр емоційних переживань. У концепції позитивного та негативного афекту Д. Уотсона з колегами (Watson, Clark & Tellegen, 1988) позитивний афект (ПА) стосується відчуття енергійності, активності, залученості, а низький рівень ПА характеризується смутком та млявістю. Негативний афект (НА) – це загальний вимір суб'єктивного дистресу та неприємної залученості, який охоплює різноманітні неприємні стани настрою, включаючи гнів, зневагу, огиду, провину, страх та нервозність; низький рівень НА є станом спокою та безтурботності. ПА та НА можуть відображати як ситуативні афективні виміри стану, так і диспозиційні риси, а також індивідуальні відмінності емоційної реактивності. Тож характеристики ПА та НА приблизно відповідають особистісним факторам екстраверсії та тривожності/нейротизму відповідно. Диспозиційні риси ПА та НА також трактують як пов'язані з психобіологічними та психодинамічними конструктами чутливості до нагори та покарання (Watson, Clark & Tellegen, 1988). Отже, особливий сенс мають дослідження, які підтверджують зв'язок ПА та НА не лише з відповідними психоемоційними станами (тривожність, депресивність, нейротизм тощо), а також із рівнем певних біологічних та біохімічних показників. Зокрема, низький рівень ПА та високий рівень НА (як стан, так і ознака) є головними відмінними особливостями депресії та тривоги відповідно.

Розробку методики Д. Уотсон з колегами PANAS здійснювали шляхом селекції дескрипторів позитивного та негативного афектів (Watson, Clark & Tellegen, 1988). Оскільки автори спиралися на описово-

вимірний підхід (dimensional approaches), на противагу біологічно орієнтованому підходу у дослідженнях афективної сфери, тож вони зосередились на виявленні асоціацій між емоціями на основі аналізу їхніх вербальних дескрипторів. Для цього було першопочатково укладено перелік із 117 слів та фраз (57 для ПА та 65 для НА), які описували різні емоції. На основі принципового аналізу компонентів та сортування змісту великого переліку дескрипторів афективного лексикону було виокремлено 20 основних характеристик позитивного та негативного афекту, кожна із яких містила по 3 синонімічні прикметники (дескриптори) (Zevon & Tellegen, 1982). Матеріал із 60 дескрипторів опрацьовано за допомогою методу головних компонент. Для остаточної версії опитувальника автори відібрали дескриптори з найвищими показниками в межах одного фактора (ПА) і найнижчими – в межах іншого (НА). Так було усталено перелік із 20 дескрипторів, по 10 для кожного із факторів, які відповідали ідеї біполярної структури позитивного та негативного афекту. Згодом досліджуваним пропонували оцінити, наскільки кожен із 20 дескрипторів відповідає тому, як вони почувались у різний час: 1) зараз, 2) сьогодні, 3) останні декілька днів, 4) цього тижня, 5) протягом останніх декількох тижнів, 6) протягом цього року, 7) переважно. Для кожного із варіантів було визначено внутрішню узгодженість шкал ПА та НА на основі коефіцієнту альфа Кронбаха (від 0,84 до 0,9), а також коефіцієнт інтеркореляцій шкал ПА та НА (від $r = -0,12$ для часового контексту «сьогодні» до $r = -0,23$ для часового контексту «цього року»). Тест-ретестова надійність (інтервал ретесту 8 тижнів) була висока та істотно не відрізнялася для шкал позитивного та негативного афекту. Як і очікувалось, показники надійності різнились залежно від того, оцінювали досліджувані свій актуальний стан чи переважаючі переживання ($r = 0,39$ «сьогодні» на противагу $r = 0,71$ «переважно»).

Поява методики викликала великий резонанс, про що свідчать дані Web of Science, з огляду на потребу в психодіагностичному інструментарії для дослідження афективної сфери, а також визначення потенційних можливостей застосування методики в номотетичних та ідіографічних дослідженнях. Дослідження на різних вибірках спрямовані на аналіз структури і вза-

мозв'язку позитивного та негативного афекту, а також їх зв'язків із різними психологічними характеристиками, визнаючи зазначений авторами (Watson & Tellegen, 1985) факт, що позитивний та негативний афект мають дуже різні кореляти в різних сферах. І хоча первинна ідея некорельованості факторів ПА та НА була першопочатково емпірично підтверджена авторами, численні дослідження, проведені на різних групах, спростовують таку однозначність, виявляючи наявність різних конфігурацій факторної структури афективного балансу. Слід зауважити, що більшість досліджень підтверджують первинно виокремлену двофакторну модель афективної полярності як субоптимальну, водночас наводять свідчення можливостей застосування конфірмаційного факторного аналізу для покращення моделей. Такий підхід дає змогу фіксувати додаткову дисперсію за межами ПА і НА та виявляти специфічні особливості емоційно-мотиваційної сфери, зокрема щодо мотиваційної спрямованості наближення-уникнення (Leue & Beauducel, 2011). Дослідження Дж. Масіш і В. Вербеке (Masih & Verbeke, 2019) на основі показників ПА та НА і біологічних зразків біобанку Lifelines Cohort Study biobank (м.Гронінген, Нідерланди) виявило, що гени рецепторів OPRK1 (rs16918875, rs963549) та OPRD1 (rs569356, rs1042114) по-різному пов'язані з ПА та НА: поліморфізми гена OPRK1 прямо корелюють з НА, але не з ПА, поліморфізми гена OPRD1 обернено з НА, але не з ПА. Ці результати підтверджують, що ПА та НА, вимірювані методикою PANAS, це не лише психологічно різні конструкти, а також біологічно відмінні феномени. Методика показала свою ефективність у розрізненні депресії та тривожності в клінічних дослідженнях (Crawford & Henry, 2004). Інші дослідження презентують позитивний досвід застосування методики для прогнозування результатів реабілітаційної роботи із споживачами наркотичних речовин (Serafini et al., 2016). Водночас незалежність позитивного та негативного афектів є досить відносною, оскільки незалежність наявна у разі дослідження їх як диспозиційних властивостей, у разі дослідження позитивного та негативного афектів як ситуативного стану простежується наявність зв'язку. Окрім того, негативний афект, і як риса, і як стан, має міцніші зв'язки з окремими біологічними властивостями, на відміну від позитивного афекту (Fajkowska & Marszał-

Wiśniewska, 2009; Schmukle, Egloff & Burns, 2002). Підтверджено, що кожен афект має свою неспецифічну складову (дисперсію, поділену з іншими афектами тієї ж валентності, що можна віднести до існування фактору вищого порядку) та специфічний компонент (його унікальна дисперсія, не пов'язана з амбівалентністю впливів) (Watson, 1994). Тому ПА та НА можна використовувати для вивчення внеску цих неспецифічних та специфічних компонентів за різних умов впливу (Mihic et al., 2014). Описані можливості застосування методики PANAS доводять доцільність розробки еквівалентної україномовної методики для дослідження позитивного і негативного афектів.

Метою та завданнями статті є представлення результатів розробки та апробації Опитувальника позитивного та негативного афекту (ОПАНА) на основі методики PANAS (Positive and Negative Affect Schedule) Д. Уотсона, Л. Кларк і А. Теллегена (Watson, Clark & Tellegen, 1988), його верифікація та визначення психометричних показників.

Методи та методики дослідження. На початку дослідження було одержано дозвіл на некомерційне використання методики PANAS від Девіда Уотсона та Американської психологічної асоціації. Дозвіл передбачав можливість розробки власної методики на основі перекладу. Результатом цієї розробки став Опитувальник позитивного і негативного афекту (ОПАНА) (Додаток 1). Розробка опитувальника відбувалась із дотриманням загальних методологічних принципів. Крім класичних вимог щодо перекладу та формування остаточної версії тексту було здійснено перевірку конвергентної та дивергентної валідності (насамперед за показниками депресивності, тривожності, нейротизму), внутрішньої узгодженості шкал, їх ретестової надійності, а також верифікацію факторної структури за допомогою конфірмаційного факторного аналізу. Три незалежні перекладачі здійснили переклад методики українською мовою, в результаті чого було узгоджено одну версію, до якої застосовано зворотний переклад. У першій версії україномовної методики, з метою вибору найбільш адекватних дескрипторів та забезпечення максимальної еквівалентності методики, було використано по 12 дескрипторів для шкал позитивного та негативного афекту, з яких, за результатами статистичного аналізу

результатів дослідження 222 осіб, було обрано по десять, відповідно до оригіналу методики. Надалі було проведено ще три дослідження: 1) опитування студентів з метою перевірки надійності та валідності методики (114 осіб), 2) бланкове опитування добровольців різного віку (185 осіб), 3) інтернет-опитування добровольців за допомогою google-форми (78 студентів та 179 представників інших соціальних груп). Загалом в апробації остаточної версії опитувальника взяли участь 777 осіб віком від 17 до 72 років ($M=28,3$, $SD=13,38$), з них 300 чоловіків та 477 жінок. Для перевірки конвергентної та дивергентної валідності було застосовано методики: TIPI-UKR (адаптація М. Кліманська, І. Галецька, 2019), шкалу диспозиційного оптимізму (LOT) Ч. Карвера і М. Шейєра (адаптація Т. Гордєєвої з кол.), шкалу задоволеності життям Е. Дінера (адаптація Д. Леонтьєва, Є. Осіна), шкалу афективного балансу Н. Бредберна,

факторний (експлораторний та конфірмаційний) аналіз. Статистична обробка результатів здійснювалась за допомогою IBM SPSS Statistics 22 і AMOS 22.

Виклад основного матеріалу дослідження.

Для визначення психометричних характеристик методики ОПАНА здійснено порівняння показників залежно від форми дослідження (бланкове чи Інтернет-опитування), залежно від статі респондентів, визначено внутрішню узгодженість шкал, ретестову надійність, конструктну валідність, а також факторну структуру.

Аналіз відмінностей показників осіб різної статі за допомогою t-критерію Стьюдента свідчить про більшу вираженість позитивного афекту у чоловіків: статистично достовірні відмінності були отримані і у разі бланкового, і у разі Інтернет-опитування (Таблиця 1-2).

За даними порівняльного аналізу результатів

Таблиця 1.

Результати порівняння показників чоловіків і жінок

		Чоловіки (M1)		Жінки (M2)		Результати порівняння	
		M	SD	M	SD	t-критерій Стьюдента	Рівень значущості, p
Інтернет-опитування (чол. 103, жін. 154)	ПА	36,09	7,05	34,2	7,61	2,02	0,04
	НА	21,63	8,32	22,33	8,35	-0,66	0,51
Бланкове опитування (чол. 117, жін. 181)	ПА	35,52	8,15	32,41	7,58	3,36	0,0008
	НА	18,44	6,94	19,83	6,7	-1,72	0,09
Загальні результати (чол. 220, жін. 335)	ПА	35,8	7,64	33,23	7,63	3,86	0,0001
	НА	19,94	7,77	20,98	7,59	-1,57	0,12

коротку версію тесту життєстійкості С. Мадді (адаптація Є. Осіна), методику САН В. Доскіна з кол., шкалу самооефективності Р. Шварцера і М. Єрусалема (адаптація І. Галецька). Для статистичної обробки даних використано аналіз внутрішньої узгодженості альфа Кронбаха, тест Стьюдента, а також кореляційний та

дослідження за допомогою різних способів отримання первинних даних (бланкове та онлайн-опитування), виявлено статистично достовірні відмінності рівнів прояву і ПА, і НА (Таблиця 2). І, якщо у випадку ПА відмінності є на межі достовірності ($M1=33,63$, $M2=34,96$, $t=-2,01$, $p=0,04$), то у випадку НА відмінності

Таблиця 2.

Результати порівняння бланкового та інтернет-опитування

		Бланкове опитування (M1)		Інтернет-опитування (M2)		Результати порівняння	
		M	SD	M	SD	t-критерій Стьюдента	Рівень значущості, p
Загальна група досліджуваних (бл. 298, інт. 257)	ПА	33,63	7,93	34,96	7,44	-2,01	0,04
	НА	19,28	6,82	22,05	8,32	-4,29	0,0001
Студенти (бл. 113, інтернет 96)	ПА	33,01	7,86	34,8	8,16	-1,60	0,11
	НА	20,32	6,87	22,5	8,45	-2,07	0,04

виглядають досить значимими ($M_1=19,28$, $M_2=22,05$, $t=-4,29$, $p=0,0001$). Це можна пояснити як більшою ширістю респондентів у випадку заповнення опитувальників в мережі, послабленням бажання справити враження та відповідати стереотипам щодо демонстрації позитивного афекту, так і можливими похибками, зумовленими приналежністю до різних соціальних та вікових груп. За даними багатьох досліджень показники шкал оригінальної методики PANAS відрізняються залежно від

для шкали ПА та 0,88 для шкали НА (0,87 та 0,87 в оригінальній версії) (Таблиця 3). Ретестова надійність для цієї ж версії (103 особи) становила 0,7 для ПА та 0,48 для НА (в оригінальній методиці 0,58 та 0,48 відповідно). Слід зазначити, що показники адаптованих різними мовами методик знаходяться на такому ж рівні.

Автори методики PANAS говорять про незначну інтеркореляцію шкал ПА та НА. Водночас обернені кореляції шкал методики ОПАНА є статистично значу-

Таблиця 3.

Внутрішня узгодженість шкал позитивного афекту ПА та негативного афекту НА

Часовий контекст	ОПАНА			PANAS (Watson, Clark, Tellegen, 1988)		
	α -Кронбаха		r- Пірсона між шкалами ПА і НА	α -Кронбаха		r- Пірсона між шкалами ПА і НА
	ПА	НА		ПА	НА	
Зараз	0,91	0,86	-0,26**	0,89	0,85	-0,15
Останні декілька тижнів	0,89	0,88	-0,43***	0,87	0,87	-0,22

*** $p < 0,001$, ** $p < 0,01$

віку та соціальної групи респондентів. Проте, кореляційний аналіз (за критерієм Пірсона) значущих зв'язків із віком не виявив. Спроба більш детального аналізу відмінностей та нівелювання ймовірного впливу вікового та/чи соціального чинника була здійснена шляхом виокремлення результатів дослідження студентів, кількість яких була найбільш численною в загальній групі досліджуваних (113 осіб у разі бланкового та 96 осіб інтернет-опитування). Відмінності у випадку ПА є статистично недостовірними ($M_1=33,01$, $M_2=34,8$, $t=-1,60$, $p=0,11$), що стосується НА, то відмінності є на нижньому рівні статистичної значимості ($M_1=20,32$, $M_2=22,5$, $t=-2,07$, $p=0,04$). Подальше статистичне опрацювання даних методом експлораторного факторного аналізу виявило тотожність факторної структури отриманих за допомогою різних способів збору первинних даних, тому подальший опис результатів факторного експлораторного та конфірмаційного аналізу здійснено в загальній групі.

Внутрішня узгодженість шкал методики на основі коефіцієнта альфа-Кронбаха для варіанту інструкції «зараз» становила 0,91 для шкали ПА та 0,86 для шкали НА (0,89 та 0,85 в оригінальній версії), для інструкції «протягом останніх декількох тижнів» – 0,89

щі і достатньо відмінні стосовно ситуацій різних часових контекстів. Дж. Крауфорд і Дж. Генрі зауважують, що питання некорельованості ПА та НА є найбільш контрверсійною особливістю PANAS (Crawford & Henry, 2004). У різних дослідженнях знаходимо різні рівні інтеркореляцій, що певним чином залежить від часового контексту. Насправді проблема кореляцій ПА та НА вимальовує нові перспективи для досліджень.

Для аналізу первинної факторної структури опитувальника застосовано експлораторний факторний аналіз з обертанням Варімакс (за аналогією до процедур, які використовували автори PANAS (Watson, Clark & Tellegen, 1988). В результаті була отримана не двофакторна, а трифакторна структура, яка описувала 57,35% дисперсії даних (Таблиця 4).

Отриманий результат підтверджує неоднозначність факторної структури опитувальника, що проаналізовано у багатьох дослідженнях. Зокрема А. Мехрабіан (Mehrabian, 1997) на основі власної PAD («pleasure-activity-dominance» – «задоволення-активність-домінування») теорії емоцій обґрунтовує збільшення кількості факторів тим, що в англійській мові будь-яке зі слів, які описують емоції, зачіпає не два, а більше векторів моделі – наприклад, «щасливий» передбачає

Таблиця 4.

Факторні навантаження пунктів ОПАНА

Дескриптор	Фактор 1	Фактор 2	Фактор 3
Зацікавлений	0,677	0,114	-0,095
Радісний	0,689	-0,235	-0,184
Сповнений сил	0,737	-0,191	-0,138
Енергійний	0,764	-0,220	-0,056
Зібраний, зосереджений	0,613	-0,120	-0,053
Натхненний	0,686	0,004	-0,250
Рішучий	0,721	-0,226	0,065
Уважний	0,696	-0,005	-0,038
Активний	0,776	-0,167	-0,042
Впевнений в собі	0,631	-0,431	-0,065
Наляканий	-0,068	0,729	0,144
Винуватий	-0,082	0,685	0,104
Зніяковілий	-0,089	0,616	0,073
Засмучений	-0,28	0,577	0,411
Пригнічений	-0,321	0,573	0,398
Неспокійний	-0,148	0,527	0,515
Тривожний	-0,148	0,664	0,437
Злий	-,024	0,111	0,809
Роздратований	-0,107	0,211	0,836
Знервований	-0,139	0,374	0,763

задоволення, високий рівень збудження і домінування. Тому він статистично обґрунтовує трифакторну модель PANAS, в якій ПА є неподільним фактором, а НА ділиться на два фактори («Upset» «Засмучений», який включав в себе чотири змінні: «пригнічений», «роздратований», «злий» і «засмучений», та «Afraid» - «Наляканий», який об'єднував шість змінних: «наляканий», «знервований», «тривожний», «винуватий», «зніяковілий», «неспокійний»). У подальших дослідженнях також показано трифакторні рішення, проте змінні, які входили в склад факторів негативного афекту, різнились. П. Гудро з колегами (Gaudreau, Sanchez & Blondin, 2006) доводить кращу статистичну відповідність трифакторної моделі з корельованими факторами «Засмучений» і «Наляканий», аніж двофакторної класичної моделі. При цьому до фактора «Наляканий» входять змінні «пригнічений», «наляканий», «знервований», «неспокійний» і «тривожний», а до фактора «Засмучений» змінні «засмучений», «винуватий», «злий», «роздратований», «зніяковілий». Г. Бек (Beck et al., 2003) також обґрунтовує трифакторне рішення, але при цьому в другий фактор негативного афекту входить лише 2 дескриптори «зніяковілий» та «винуватий». Варто зауважити, що Г.

Бек проводив дослідження серед осіб старшого віку (60 -80 років з встановленим діагнозом генералізованого тривожного розладу). Більше того, факторна структура суттєво залежить від запропонованої інструкції – часового проміжку, в рамках якого відбувається оцінювання дескрипторів (як емоційного стану чи як характеристики особистості). А. Леуе і А. Бодюкель пропонують біфакторну модель, яка інтегрує традиційні виміри ПА і НА без зменшення кількості дескрипторів, які входять в кожен фактор, і розширює попередні моделі PANAS, додаючи третій загальний фактор «Афективна поляризованість», який вимірює додаткову характеристику (Leue & Beauducel, 2011). Індивіди з високим балом за цим третім фактором мають сильнішу орієнтацію наближення (approach orientation), а з низьким балом сильнішу орієнтацію уникнення (withdrawal orientation).

Тож поява трифакторної моделі в українському дослідженні є закономірною. Перший фактор консолідовано поєднує характеристики позитивного афекту. Два інших фактори утворені характеристиками афекту негативного. Зміст дескрипторів, які входять до складу факторів негативного афекту дають підстави трактувати ці латентні фактори як «Негативне пригнічення» та «Негативна активація». Фактор «Негативного пригні-

чення» утворений змінними «наляканий», «винуватий», «зніяковілий», «засмучений», «пригнічений», що можна розглядати як інтрапунітивно-уникаючий негативний афект. Фактор «Негативної активації» містить змінні «злий», «роздратований» та «знервований» і демонс-

(χ^2/df); RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation — квадратний корінь середньоквадратичної помилки апроксимації, межі його 90% інтервалу довіри); CFI (Comparative Fit Index — порівняльний індекс відповідності), TLI (Tucker-Lewis Index — індекс

Таблиця 5.

Показники відповідності конфірматорних моделей вихідним даним

	χ^2	df	χ^2/df	RMSEA (90% CI)	CFI	TLI
Двофакторна модель	880	169	5,21	0,087 (0,082..0,093)	0,863	0,846
Двофакторна модель після модифікації	463	160	2,89	0,058 (0,052..0,065)	0,942	0,931
Трифакторна модель	662	167	3,96	0,073 (0,067..0,079)	0,9	0,891
Трифакторна модель після модифікації	473	161	2,94	0,059 (0,053..0,065)	0,94	0,93

трує активно-агресивний вектор негативного афекту. З однаковим рівнем навантаження в обидва фактори негативного афекту увійшли змінні «неспокійний» та «тривожний». Така структура факторів негативного афекту виявляє, що основний радикал негативного афекту стосується неспокою та тривожності, яка може набувати пригнічувального налякано-винуватого характеру, або ж мати збуджувально-активуючий вплив. Подібні результати, одержані Дж. Крауфорд і Дж. Генрі (Crawford & Henry, 2004), стали підставою для застосування методики PANAS для диференціювання депресії та тривожності.

Відповідно, за допомогою конфірматорного аналізу перевірено 2 моделі: дво- та трифакторна. Двофакторна модель виявляла відповідність теоретичній моделі Д.Уотсона з колегами (Watson, Clark & Tellegen, 1988) — містила два фактори, які відповідали двом знакам валентності емоцій (позитивний та негативний афекти). За допомогою трифакторної моделі перевірено відповідність емпіричних даних виділенням у процесі експлораторного аналізу трьох факторам, один з яких — єдиний фактор позитивного афекту, а два інших — фактори негативного афекту (негативного пригнічення та негативної активації).

Для перевірки відповідності емпіричних даних визначенням теоретичним моделям застосовано такі індекси: відношення χ^2 до кількості ступенів свободи df

Такера-Льюїса). Відповідно до загальноприйнятих норм (Finch, Immekus & French, 2016), ідеальна максимально допустима величини χ^2/df має бути меншою 2, показник між 2 і 3 вважається добрим, меншим 5 — допустимим. Показники RMSEA не більше 0,05 — добра згода, не більше 0,08 — прийнятна, 0,08-0,1 — слабка, більше 0,1 — неприпустима. Верхня межа інтервалу довіри не повинна істотно перевищувати 0,1. Традиційно прийняті показники CFI та TLI, які свідчать про відповідність моделі становлять: більше 0,95 — дуже добрі, більше 0,9 — добрі, більше 0,8 — допустимі.

Отримані результати конфірматорного аналізу (Таблиця 5) вказують на кращу відповідність теоретичної моделі з трьох взаємопов'язаних факторів ($\chi^2/df = 3,96$; RMSEA = 0,073; CFI = 0,9; TLI = 0,891), аніж двофакторної моделі ($\chi^2/df = 5,21$; RMSEA = 0,087; CFI = 0,863; TLI = 0,846). Для двофакторної моделі показник RMSEA свідчив про слабку відповідність моделі, CFI і TLI — допустиму, а співвідношення χ^2/df виходило за межі прийнятних показників. Для трифакторної моделі показники RMSEA свідчили про прийнятну, величини χ^2/df і TLI — допустиму, а CFI — добру відповідність моделі. Тут слід згадати, що показник χ^2/df , який входить в основу більшості індексів, є чутливим до розміру групи досліджуваних. Саме тому, в якості одного з показників відповідності був обраний індекс Такера-Льюїса, який передбачає поправку на величину проби. Отже, за

отриманими даними, трифакторна модель виглядає більш відповідною.

На наступному етапі було здійснено корекцію моделей (Рис.1, Рис.2).

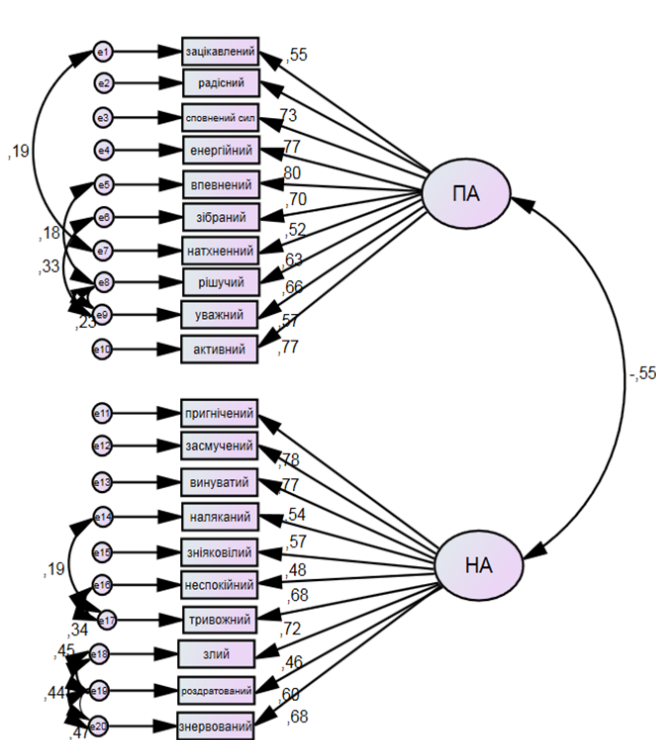


Рис.1. Навантаження пунктів на латентні фактори за умови двофакторної моделі (ПА – позитивний афект, НА-негативний афект)

В обидві моделі внесено коваріації помилок пунктів лише в межах одного фактору з метою уникнення перетину латентних конструктів, яким вони відповідають до досягнення моделями коректного рівня відповідності. Вибір коваріацій помилок здійснено на основі аналізу індексів модифікації. В більшості випадків коваріації помилок пунктів можна пояснити парною змістовною схожістю відповідних термінів. Модифікації, внесені до ПА в обох моделях були однаковими: було внесено 4 коваріації помилок між змінними: «зацікавлений» і «натхненний», «рішучий» і «уважний», «впевнений» і «рішучий», «зібраний» і «уважний». У двофакторну модель у фактор НА були додані 5 коваріацій: «неспокійний» і «тривожний», «наляканий» і «тривожний», «злий» і «роздратований», «злий» і «знервований», «роздратований» і «знервований». Трифакторна модель передбачувано

потребувала меншої корекції – в один із факторів НА було внесено лише дві коваріації помилок між змінними «неспокійний» і «тривожний», «наляканий» і «тривожний».

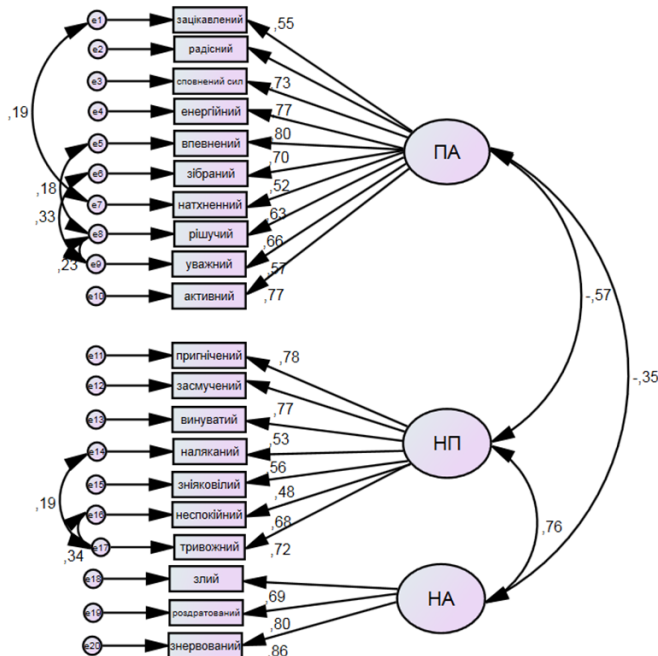


Рис.2. Навантаження пунктів на латентні фактори за умови трифакторної моделі (ПА-позитивний афект, НП-негативне пригнічення, НА-негативна активація)

Після внесення змін відповідність обох моделей покращилась і практично зрівнялась: показники моделі з трьох взаємопов'язаних факторів: $\chi^2/df = 2,94$; RMSEA = 0,059; CFI = 0,94; TLI = 0,93; з двох факторів: $\chi^2/df = 2,89$; RMSEA = 0,058; CFI = 0,942; TLI = 0,931). Обидві моделі мали добрі показники відповідності за індексами χ^2/df , CFI і TLI, а показник RMSEA знаходився в межах прийнятних значень (Таблиця 5). Отримані результати свідчать про однакову відповідність обох моделей, але трифакторна модель виглядає більш простою.

Перевірку конструктної валідності Опитувальника позитивного і негативного афекту (ОПАНА) здійснено на основі аналізу кореляційних зв'язків шкал ПА та НА з показниками інших методик (Таблиця 6).

Виявлено високо значущі кореляції шкал ПА та НА (інструкція «зараз») та показників методики САН (вищий бал свідчить про краще самопочуття, настрої та вищу активність): 1) шкала ПА корелює із шкалами

Таблиця 6.

Кореляції ОПАНА з показниками інших методик (за критерієм Пірсона)

Показник	Бланкове опитування (N=113)		Інтернет-опитування (N=257)	
	ПА	НА	ПА	НА
Задоволеність життям	0,38***	-0,33***	0,47***	-0,29***
Диспозиційний оптимізм	0,48***	-0,32***	0,42***	-0,5***
Життєстійкість	0,6***	-0,45***	Не вимір.	Не вимір.
Самоефективність	0,28**	-0,19*	Не вимір.	Не вимір.
Самопочуття (САН)	0,69***	-0,43***	Не вимір.	Не вимір.
Активність (САН)	0,76***	-0,27**	Не вимір.	Не вимір.
Настрій (САН)	0,6***	-0,66***	Не вимір.	Не вимір.
Позитивний афект (шкала Н. Бредберна)	Не вимір.	Не вимір.	0,68***	-0,39***
Негативний афект (шкала Н. Бредберна)	Не вимір.	Не вимір.	-0,34***	0,56***

*** $p < 0,001$, ** $p < 0,01$, * $p < 0,05$

самопочуття ($r = 0,69$), активність ($r = 0,76$) та настрої ($r = 0,6$), $p < 0,001$; шкала НА має ($p < 0,001$) обернені кореляції із шкалами самопочуття ($r = -0,43$), настрої ($r = -0,66$), а також активність ($r = -0,27$, $p < 0,05$). Результати цього кореляційного аналізу дають підставу припускати деякі психологічні відмінності шкал ПА та НА, зокрема що НА у більшій мірі стосується емоційних переживань, настрою, а ПА – у більшій мірі пов'язаний з конативними аспектами, оскільки наявна найбільш виражена відмінність кореляційних зв'язків ПА та НА зі шкалою активності. Пошук відповіді щодо цього припущення вбачаємо у дослідженні трьох аспектів: 1) психосемантичного аналізу дескрипторів шкал; 2) апіорних відмінностей позитивного та негативного афекту; 3) аналізі змісту афекту щодо співвідношення власне емоційного та конативного компонентів.

ють відмінностей у разі різних форм проведення дослідження (бланкове чи онлайн) і є очікуваними та зрозумілими. Кореляції обидвох шкал методики ОПАНА із рівнем загальної самоефективності також є протилежні за знаком, статистично значущі ($p < 0,05$), хоча дещо нижчі: $r = 0,28$ для шкали ПА та $r = -0,19$ для НА. Оскільки самоефективність стосується самоставлення та самосвідомості, з урахуванням інших кореляційних зв'язків шкал ПА та НА, можна це трактувати як свідчення того, що ОПАНА вимірює саме афективний аспект, який, звісно, пов'язаний із самосвідомістю, проте в більшій мірі стосується інших вимірів та аспектів.

Конструктну валідність опитувальника ОПАНА визначали також на основі кореляцій шкал методики з показниками шкал Великої п'ятірки, вимірюваних на основі TIPI-UKR (Таблиця 7).

Таблиця 7.

Кореляції ОПАНА з показниками TIPI (за критерієм Пірсона)

Показник	Бланкове опитування (N=298)		Інтернет-опитування (N=257)	
	ПА	НА	ПА	НА
Екстраверсія	0,14*	-0,09	0,42***	-0,24***
Дружелюбність	0,17**	-0,11	0,01	-0,23***
Добросовісність	0,22***	-0,17**	0,16*	-0,2**
Емоційна стабільність	0,25***	-0,39***	0,3***	-0,47***
Відкритість новому досвіду	0,41***	-0,21***	0,39***	-0,2***

*** $p < 0,001$, ** $p < 0,01$, * $p < 0,05$

ПА корелює прямо, а НА – обернено із задоволеністю життям, диспозиційним оптимізмом, життєстійкістю, шкалами афективного балансу методики Н. Бредберна. Зв'язки шкал ПА та НА фактично не ма-

ють. Д. Уотсон з колегами, а також більшість розробників аналогів методики PANAS різними мовами, зазначають наявність кореляцій ПА з показниками екстраверсії, емоційної стабільності та відкритості новому

досвіду, а також кореляцій НА з рівнем емоційної стабільності. Власне, починаючи від Д. Уотсона, звертають увагу на відмінності кореляційних зв'язків при збереженні логічно відповідного полярності афекту знаку кореляцій, як підтвердження відмінностей психологічної сутності позитивного та негативного афектів. Аналіз кореляцій шкали методики ОПАНА загалом свідчить про їх відповідність задекларованим авторами методики PANAS: прямий зв'язок ПА з екстраверсією ($r =$

рівня відвертості у разі онлайн опитування, чи нееквівалентності груп, опитаних онлайн та за допомогою бланків. Проте загалом, зважаючи на висновки Д. Уотсона і колег (Watson, et al., 1999), що ПА та НА є суб'єктивними компонентами більш широких біобіохево-оральних систем наближення та уникнення (approach and withdrawal) відповідно, доцільно проводити порівняльні аналізи структури зв'язків ПА та НА, а також змісту цих феноменів з огляду на ймовірну детерміна-

Таблиця 8.

**Факторна структура зв'язків характеристик афективної сфери та показників Великої п'ятірки.
Факторні навантаження пунктів ОПАНА**

Показник	Фактор 1	Фактор 2	Фактор 3
Екстраверсія	0,76	-0,04	0,03
Дружелюбність	-0,18	0,31	0,59
Доброчесність	0,12	-0,08	0,86
Емоційна стабільність	-0,05	0,84	-0,12
Відкритість новому досвіду	0,68	0,01	-0,09
Позитивний Афект	0,73	0,35	0,06
Негативний Афект	-0,34	-0,74	-0,27
Позитивний афект (Н.Бредберна)	0,70	0,24	0,01
Негативний афект (Н.Бредберна)	-0,37	-0,53	-0,26
Диспозиційний оптимізм (Ч.Карвер і М.Шейєр)	0,56	0,48	0,11

0,14, $p < 0,05$ та $r = 0,42$, $p < 0,001$) та відкритістю нового досвіду ($r = 0,41$ та $r = 0,39$, $p < 0,001$), а також емоційною стабільністю ($r = 0,25$ та $r = 0,3$, $p < 0,001$) однаково простежується у досліджуваних групах у разі бланкового та онлайн дослідження. Обернені кореляції НА та емоційної стабільності ($r = -0,39$ та $r = -0,47$, $p < 0,001$) також на високому рівні значущості і не залежать від форми пред'явлення тесту. Відмінними є кореляційні зв'язки НА та екстраверсії, які статистично незначущі ($r = -0,09$) у разі бланкового опитування і значущі ($r = -0,24$, $p < 0,001$) у разі онлайн дослідження. Подібний патерн відмінностей кореляцій НА наявний також щодо дружелюбності, статистично незначущих ($r = 0,11$) у разі бланкового опитування і високо значущих ($r = -0,34$, $p < 0,001$) у разі онлайн опитування. Відмінності кореляційних показників простежуємо аналогічно у шкали ПА та екстраверсії ($r = 0,14$, $p < 0,05$ у разі бланкового опитування на противагу $r = 0,42$, $p < 0,001$ онлайн), а також кореляції ПА та дружелюбності ($r = 0,17$, $p < 0,01$ у разі бланкового опитування на противагу $r = 0,01$ онлайн). Подібні невідповідності можна пробувати пояснювати як припущенням щодо вищого

цію їх специфічних властивостей, зумовлених впливом незалежних змінних.

За результатами онлайн опитування було проведено експлораторний факторний аналіз (метод виділення головних компонент, обертання Варімакс) з метою виявлення структурних зв'язків ПА і НА та характеристик особистості і характеристик емоційної сфери, вимірюваних іншими методиками (Таблиця 8).

Одержана факторна структура описує 60% дисперсії даних та цілком узгоджується з теоретичним конструктом: ПА формує чітко окреслений фактор разом з екстраверсією, відкритістю новому досвіду, шкалою позитивного балансу Н. Бредберна та диспозиційним оптимізмом, тоді як НА має виражені негативні зв'язки з емоційною стабільністю та позитивні з негативним балансом Н. Бредберна. Така дихотомія факторних навантажень виявляє фактичні відмінності сутності ПА та НА, де позитивний більш тісно пов'язаний з екстраверсією, а негативний – з нейротизмом. Формування третього фактору змінними дружелюбність та доброчесність «виводить» ці характеристики особистості за рамки афективних виміру.

Висновки. Застосування Опитувальника позитивного і негативного афекту (ОПАНА), що розроблений на основі методики Д.Уотсона, Л.Кларк та А.Теллегена PANAS, відкриває нові можливості для дослідження афективної сфери, розладів афективної сфери, психічних розладів, психосоматичних розладів, психологічного та суб'єктивного благополуччя, а також крос-культуральних досліджень. Запропонований перелік дескрипторів дає змогу виокремлювати позитивний та негативний афект, аналізувати їх залежно від часового контексту оцінювання, проводити лонгітюдні дослідження та відстежувати динаміку змін. Оскільки дослідження проводилось у широкій групі досліджуваних, велику частину з яких становили студенти та представники дуже різних соціальних груп, то отримана картина може стати лише стартовою точкою дослідження можливостей застосування широко відомої методики в українській науці. Необхідною є апробація методики в окремих вікових, а також специфічних групах, наприклад, алко- та наркозалежних, серед осіб з девіантною та делінквентною поведінкою тощо з метою уточнення нормативних показників опитувальника.

References:

- Klimanska, M., Haletska, I. (2019) Ukrayins'ka adaptaciya korotkogo p'yatyfaktornogo opytuvalnyka osobystosti TIPI (TIPI-UKR) [Ukrainian adaptation of the short five factor personality questionnaire TIPI (TIPI-UKR)] // *Psychologichnyj chasopys*. № 9 (5). 57-74. doi:10.31108/1.2019.5.9.4 [In Ukrainian]
- Beck, J. G., Novy, D. M., Diefenbach, G. J., Stanley, M. A., Averill, P. M., & Swann, A. C. (2003). Differentiating anxiety and depression in older adults with generalized anxiety disorder. *Psychological Assessment*, 15, 184–192. doi:10.1037/1040-3590.15.2.184
- Bradburn, N. M. (1969). The structure of psychological well-being. Chicago: Aldine Publishing Company. Available at: https://www.norc.org/PDFs/publications/BradburnN_Struc_Psych_Well_Being.pdf
- Crawford, J. R., & Henry, J. D. (2004). The Positive and Negative Affect Schedule (PANAS): Construct validity, measurement properties and normative data in a large non-clinical sample. *British Journal of Clinical Psychology*, 43(3), 245–265. doi:10.1348/0144665031752934
- Diener, E., Lucas, R. E., & Oishi, S. (2005). Subjective well-being: The science of happiness and life satisfaction. C. R. Snyder & S. J. Lopez (Eds.), *Handbook of positive psychology*, 63-73. New York, NY: Oxford University Press.
- Fajkowska, M., & Marszał-Wiśniewska, M. (2009) Właściwości psychometryczne Skali Pozytywnego i Negatywnego Afektu–Wersja Rozszerzona (PANAS-X). Wstępne wyniki badań w polskiej próbie. *Przegląd Psychologiczny*, 52 (4), 355-388
- Finch, H. W., Immekus, J. C., & French, B. F. (2016). *Applied Psychometrics Using SPSS and AMOS*. Charlotte, NC: Information Age Publishing Inc.
- Gaudreau, P., Sanchez, X., & Blondin, J.-P. (2006). Positive and negative affective states in a performance-related setting: Testing the factorial structure of the PANAS across two samples of French-Canadian participants. *European Journal of Psychological Assessment*, 22, 240–249. doi:10.1027/1015-5759.22.4.240
- Leue, A., & Beauducel, A. (2011). The PANAS structure revisited: On the validity of a bifactor model in community and forensic samples. *Psychological Assessment*, 23, 215–225. doi:10.1037/a0021400
- Masih J., & Verbeke W. (2019) Exploring Association of Opioid Receptor Genes Polymorphism with Positive and Negative Moods using Positive and Negative Affective States Scale (PANAS). *Clinical and Experimental Psychology*, 5:1. doi: 10.4172/2471-2701.1000209
- Mehrabian, A. (1997). Comparison of the PAD and PANAS as models for describing emotions and for differentiating anxiety from depression. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 19, 331–357. doi:10.1007/BF02229025
- Mihic, L., Novovic, Z., Colovic, P., & Smederevac, S. (2014). Serbian adaptation of the positive and negative affect schedule (PANAS): Its facets and second-order structure. *Psihologija*, 47 (4), 393–414. doi:10.2298/psi1404393m
- Schmukle, S. C., Egloff, B., & Burns, L. R. (2002). The relationship between positive and negative affect in the Positive and Negative Affect Schedule. *Journal of Research in Personality*, 36(5), 463–475. doi:10.1016/S0092-6566(02)00007-7
- Serafini, K., Malin-Mayor, B., Nich, C., Hunkele, K., & Carroll, K. M. (2016). Psychometric properties of the Positive and Negative Affect Schedule (PANAS) in a heterogeneous sample of substance users. *The American Journal of Drug and Alcohol Abuse*, 42(2), 203–212. doi:10.3109/00952990.2015.1133632
- 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>
- Watson, D., & Clark, L. A. (1994). The PANAS-X: Manual for the positive and negative affect schedule-expanded form. The University of Iowa. DOI: 10.17077/48vt-m4t2
- Watson, D., & Tellegen, A. (1985). Toward a consensual structure of mood. *Psychological Bulletin*, 98(2), 219–235. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.98.2.219>

Watson, D., Wiese, D., Vaidya, J., & Tellegen, A. (1999). The two general activation systems of affect: Structural findings, evolutionary considerations, and psychobiological evidence. *Journal of Personality and Social Psychology*, 76(5), 820–838. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.76.5.820>

Zevon, M. A., & Tellegen, A. (1982). The structure of mood change: An idiographic/nomothetic analysis. *Journal of Personality and Social Psychology*, 43(1), 111–122. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.43.1.111>

Додаток 1.

Бланк методики ОПАНА

Нижче наведено перелік слів, які описують різні почуття та емоції. Прочитайте кожен пункт, а потім поставте відповідну позначку поруч із цим словом. Вкажіть, як Ви почували себе протягом останніх декількох тижнів*. Для позначення своїх відповідей використовуйте шкалу: 1 – майже або зовсім ні, 2 – трохи, 3- помірно, 4 – значною мірою, 5 – дуже сильно

1	___ зацікавлений	11	___ роздратований
2	___ пригнічений	12	___ зібраний, зосереджений
3	___ радісний	13	___ зніяковілий
4	___ засмучений	14	___ натхненний
5	___ сповнений сил	15	___ знервований
6	___ винуватий	16	___ рішучий
7	___ наляканий	17	___ уважний
8	___ злий	18	___ неспокійний
9	___ енергійний	19	___ активний
10	___ впевнений в собі	20	___ тривожний

Позитивний афект (ПА): сума балів за пунктами 1, 3, 5, 9, 10, 12, 14, 16, 17, 19.

Негативний афект (НА): сума балів за пунктами 2, 4, 6, 7, 8, 11, 13, 15, 18, 20.

*Можна використовувати наступні вказівки щодо часу:

Момент (як ви відчуваєте себе саме зараз)

Сьогодні (як ви почували себе сьогодні)

Минулі кілька днів (як ви почували себе протягом останніх кількох днів)

Тиждень (як ви почували себе протягом минулого тижня)

Минулі кілька тижнів (як ви почували себе протягом останніх кількох тижнів)

Переважно (як ви відчуваєте себе переважно)

Maryna Klimanska

PhD in Psychological Sciences, Associate Professor of the Department of Psychology, Ivan Franko National University in Lviv, Lviv (Ukraine)

Inna Haletska

PhD in Psychological Sciences, Associate Professor of the Department of Psychology, Ivan Franko National University in Lviv, Lviv (Ukraine)

PSYCHOMETRIC CHARACTERISTICS OF THE QUESTIONNAIRE ON POSITIVE AND NEGATIVE AFFECTS (OPANA), BASED ON THE PANAS SCALES

ABSTRACT

The article aim is to describe the development and testing of the psychometric characteristics of OPANA (the

Questionnaire on Positive and Negative Affects), based on the PANAS scales (Watson, Clark, and Tellegen, 1988).

The sample of 777 participants was involved in the development and approbation of the questionnaire (age 17-72, 300 men, 477 women). The differences between the survey's results of men and women, as well as differences depending on the methods of data collection (paper-and-pencil or online) were presented. The high internal reliability of the questionnaire scales (Cronbach alpha for the "during the past few weeks" instruction was 0.89 for positive affect (PA) and 0.88 for negative affect (NA) was con-

firmed. The test-retest reliability ($N = 103$ participants) was $r = 0.7$ for PA and $r = 0.48$ for NA. The exploratory factor analysis was used to analyze the factor structure of the questionnaire: as a result, a three-factor structure of the questionnaire was determined. The confirmatory factor analysis confirmed the equivalence of the two-factor and three-factor models (the three-factor model fit indices were $\chi^2 / df = 2.94$; RMSEA = 0.059; CFI = 0.94; TLI = 0.93; the two-factor model fit indices were $\chi^2 / df = 2.89$; RMSEA = 0.058; CFI = 0.942; TLI = 0.93). Significant correlations of PA and NA scales with the scales of affect balance, satisfaction with life, dispositional optimism, psychological hardiness, as well as extraversion, openness to experience and emotional stability proved the construct validity of the questionnaire.

OPANA can be used as a reliable and valid psychodiagnostic tool. The proposed list of descriptors makes it possible to distinguish between positive and negative affects, to analyze them according to the temporal context of an evaluation, to conduct longitudinal studies and to track the dynamics of changes. Because the research was conducted with a large group of participants, most of whom were students and representatives of different social groups, the obtained results can be only a starting point for exploring the possibilities of applying the Questionnaire in Ukrainian psychological science. The method should be probated with groups of different ages and with specific groups, for example, alcohol and drug addicts, people with deviant or delinquent behaviour, in order to clarify the normative data for the questionnaire.

Keywords: measurement of emotions, positive affect, negative affect, PANAS, OPANA.

Климанская Марина Борисовна

Кандидат психологических наук, доцент кафедры психологии, Львовский национальный университет имени Ивана Франка, г. Львов (Украина)

Галецкая Инна Ивановна

Кандидат психологических наук, доцент кафедры психологии, Львовский национальный университет имени Ивана Франка, г. Львов (Украина)

ПСИХОМЕТРИЧЕСКАЯ ХАРАКТЕРИСТИКА ОПРОСНИКА ПОЗИТИВНОГО И НЕГАТИВНОГО АФФЕКТА (ОПАНА), РАЗРАБОТАННОГО НА ОС- НОВЕ МЕТОДИКИ PANAS

АННОТАЦИЯ

Целью статьи является описание процедуры разработки и проверки психометрических характеристик украиноязычного опросника позитивного и негативного аффекта, разработанного на основе методики PANAS (Watson, Clark, Tellegen, 1988).

В эмпирическом исследовании по разработке и апробации опросника приняли участие 777 человек (в возрасте от 17 до 72 лет, 300 мужчин, 477 женщин). Приведены данные о различиях результатов исследования мужчин и женщин, а также в зависимости от формы проведения исследования (бланковое или онлайн). Подтверждена высокая внутренняя согласованность шкал методики (α -Кронбаха для варианта инструкции «в течение последних нескольких недель» составляет 0,89 для положительного аффекта (ПА) и 0,88 для негативного аффекта (НА). Ретестовая надежность ($N = 103$ человека) составляет $r = 0,7$ для ПА и $r = 0,48$ для НА. Для анализа первичной факторной структуры опросника был проведен эксплораторный факторный анализ, в результате которого была получена трехфакторная структура опросника. Конфирматорный факторный анализ показал равноправное соответствие двухфакторной и трехфакторной моделей (показатели модели из трех взаимосвязанных факторов - $\chi^2 / df = 2,94$; RMSEA = 0,059; CFI = 0,94; TLI = 0,93, из двух факторов - $\chi^2 / df = 2,89$; RMSEA = 0,058; CFI = 0,942; TLI = 0,93). Значимые связи шкал ПА и НА с удовлетворенностью жизнью, диспозиционным оптимизмом, жизнестойкостью, шкалами аффективного баланса, а также уровнем экстраверсии, открытости новому опыту и эмоциональной стабильности доказывают конструктивную валидность методики.

ОПАНА может использоваться как надежный и

валидний психодіагностический інструмент. Предложенный перечень дескрипторов позволяет выделять позитивный и негативный аффект, анализировать их в зависимости от временного контекста оценки, проводить лонгитюдные исследования и отслеживать динамику изменений. Поскольку исследование проводилось в широкой группе испытуемых, большую часть из которых составляли студенты и представители самых разных социальных групп, то предложенные результаты могут стать стартовой точкой исследования возможностей применения методики в украинской психологической науке. Необходима апробация методики в отдельных возрастных, а также специфических группах, например, алко- и наркозависимых, среди лиц с девиантным и делинквентным поведением с целью уточнения нормативных показателей опросника.

Ключевые слова: диагностика эмоций, позитивный аффект, негативный аффект, PANAS, ОПАНА.

Дата отримання статті: 01.03.2020

Дата рекомендації до друку: 16.04.2020

Дата оприлюднення: 30.04.2020