

ШКАЛА ОСОБИСТІСНОЇ ДИНАМІКИ: НАДІЙНІСТЬ ТА ЧУТЛИВІСТЬ МЕТОДИКИ

PERSONALITY DYNAMICS SCALE: RELIABILITY OF THE TEST

У статті представлені результати другого етапу дослідження, яке проведене з метою встановлення надійності розробленої методики Шкала особистісної динаміки ($n = 211$). Для встановлення надійності проведене ретестове опитування через 6 місяців з особами, які брали участь у першому етапі. Коефіцієнти кореляції між обома тестуваннями мають високу статистичну значущість ($p < 0.001$). Найвищу ретестову надійність мають шкали Невротичний ($r = 0.79$), Ізольований ($r = 0.75$) та Психотичний ($r = 0.69$). Децю меншу надійність мають шкали Конгруентний ($r = 0.56$) та Конформний ($r = 0.60$), що є прийнятним для розробки особистісних тестів. Це пов'язано з тим, що перша шкала має досить великий рівень шуму, який обумовлений найбільшою часткою відповідей учасників. У шкалі Конформний виявлена динаміка самопочуття респондентів, яка спричинена адаптацією до зовнішніх обставин. Релевантні шкали конкурентних методик демонструють аналогічні показники ретестової надійності та подібну тенденцію до змін. Це додатково підтверджує валідність отриманих результатів.

Розроблена методика має гарні показники внутрішньої узгодженості, за винятком шкали Конформний, у якій допустимий коефіцієнт α -Кронбаха. Вона також показує незначне зростання внутрішньої узгодженості після ретесту. За допомогою W -критерію Вілкоксона виявлені малі зміни у шкалі, які статистично не значимі ($p = 0.10$). Це може підтверджувати висновки про динаміку, що викликана адаптацією респондентів до зовнішніх обставин. Також незначні зміни виявлені у шкалі Психотичний, які на межі статистичної значущості ($p = 0.06$). Порівняно з іншими, зазначена шкала має найменшу частку відповідей на питання методики, яка загалом становить 9%. Це робить її більш чутливою до малих коливань середніх значень та пояснює причину виявлених змін.

Ключові слова: надійність, ретест, соціальний контекст, особистість, психодіагностика, поведінка, динаміка, адаптація, опитувальник.

The article outlines the results of establishing the reliability of the developed method named Personality Dynamics Scale in the second phase of the research ($n = 211$). To prove its reliability, a test-retest was performed after six months on individuals who took part in the first phase of the research. High statistical significance was observed between the two phases of assessment ($p < 0.001$). The highest test-retest reliability coefficient was established in the Neurotic scale ($r = 0.79$), Isolated scale ($r = 0.75$), and Psychotic scale ($r = 0.69$). Lower reliability is noted for the Congruent scale ($r = 0.56$) and Conformist scale ($r = 0.60$), which is acceptable for individual testing. This is related to Congruent scale having a higher level of data noise, caused by the largest number of answers. The dynamic of respondents' well-being was found in Conformist scale; it is caused by individuals' adaptation to changes. The relevant scales of the competing methods have the same test-retest results and dynamic of changes. This is an additional confirmation of the validity of obtained results.

The developed questionnaire shows good internal consistency, except for the Conformist scale, which has an acceptable Cronbach's α coefficient. In addition, it demonstrates a small increase in internal consistency after test-retest diagnostics. Small and statistically insignificant changes were found in this scale using the Wilcoxon signed-rank test ($p = 0.10$). It may confirm the conclusions about the nature of dynamics caused by personality adaptation to changes. Also, minor changes were identified in the Psychotic scale, which are on the threshold of statistical significance ($p = 0.06$). Compared to other scales, the indicated scale has the smallest proportion of individuals' answers, which is 9%. As a result, it makes the Psychotic scale more sensitive to small amplitudes of the fluctuations in data and explains the cause of the detected changes.

Key words: reliability, retest, psychodiagnostics, social context, personality, behavior, dynamics, adaptation, questionnaire.

УДК 159.9.072:159.9.075:159.98
DOI <https://doi.org/10.32782/2663-5208.2024.68.37>

Троценко А.Л.

аспірант кафедри соціальної та практичної психології
Житомирський державний університет імені Івана Франка

Вступ. У зв'язку з війною в Україні зростає попит на отримання психологічної допомоги. Наявна кількість підготовлених фахівців не здатна його забезпечити. Розробка методик допомагає адаптувати психологічну допомогу до нових обставин і зменшити навантаження на систему охорони здоров'я через діагностику та профілактику. Вітчизняна психометрія перебуває у процесі свого розвитку. Про це свідчить дефіцит валідних і надійних методик. Це одна з причин обмеженої кількості фахових клінічних досліджень з психології порівняно з іншими країнами.

Надійність є одним з основних критеріїв, який відбиває якість тесту. Вона показує стійкість отриманих результатів після повторного анкетування, яке проводиться через певний проміжок часу. Статистичні алгоритми мають високу надійність, оскільки враховують багато даних. Сьогодні контекстна реклама у популярних соціальних мережах та інших цифрових сервісах може знати про наш характер і поведінку набагато більше, ніж ми самі. Ми лишаємо величезну кількість цифрових слідів. Жоден діагностичний інструментарій не володіє таким об'ємом метаданих про осо-

бистість, як соціальні мережі. Останнім часом алгоритми, які в них задіяні, вийшли на такий рівень, що здатні аналізувати несвідоме. Тепер достатньо подумати про щось і це з'явиться в інформаційній бульбашці. Це можна вважати перспективним напрямком для розробки методик нового покоління.

Аналіз останніх досліджень і публікацій.

Статистичні алгоритми дають точніші прогнози та краще передбачають поведінку, ніж інтуїтивна оцінка експертом. П. Міл проаналізував 20 досліджень, в яких наведено якість оцінювання спеціалістами у порівнянні зі статистичними формулами [18]. В одному із них група соціальних педагогів та статистичні алгоритми, прогнозували академічну успішність першокурсників на кінець навчального року. Спеціалісти мали значно більше даних про студентів. Додаткова інформація включала оцінки старших класів, результати тесту на професійні інтереси та особистісного опитувальника, індивідуальну анкету студента, яка містила дані про сиблінгів, хобі, книги і журнали вдома, наявність спокійного місця для навчання. Статистичним алгоритмом використано лише дві змінні: оцінки старших класів та результати тесту академічних здібностей. П. Міл встановив, що суб'єктивна оцінка експертів була гіршою. Статистичний алгоритм показав точніший прогноз, ніж в 11 із 14 соціальних педагогів. Передбачення успішності студентів чоловічої статі був на 8% точнішим, ніж у фахівців. Точність прогнозів щодо студенток була майже однаковою. Результати навіть викликали опір зі сторони клінічних експертів [19].

Назагал майже 60% різних досліджень підтверджують, що алгоритми точніші за клінічні прогнози спеціалістів [18]. Д. Канеман зазначає, що інтуїція значно поступається формулам у прогнозуванні поведінки. Він працював психологом в ізраїльській армії та відбирав кандидатів для офіцерської підготовки. Д. Канеман давав групі спеціальні завдання без командира, щоб виявити лідера. Під час виконання завдань оцінював з іншими спеціалістами поведінку та характер кандидатів. Через деякий час отримувал зворотній зв'язок від командирів про успішність відібраних осіб. Д. Канеман зазначає, що якість таких прогнозів сильно не відрізнялася від звичайного вгадування [1]. У зв'язку з цим він робить висновок про ілюзійну надійності інтуїтивного мислення й експертних оцінок.

При аналізі складної інформації людські судження можуть бути непостійними. У дослідженні П. Гоффман досвідчені рентгенологи оцінювали знімок для виявлення патологій грудної клітки. Після повторного огляду виявлено, що у 20% випадків вони суперечили самі собі [17]. Прийняті рішення та поведінка значною мірою може визначатися контекстом

зовнішнього середовища або впливом внутрішніх сигналів. Наприклад, в одному із досліджень аналіз 1100 судових справ показав, що шанси отримати умовно-дострокове звільнення збільшувалися на 60%, якщо суддя нещодавно поїв. Ця ймовірність зменшувалася майже на 0% до прийому їжі [15]. Вольові зусилля та зосереджена розумова діяльність є найбільш енерговитратними. Фронтальна кора головного мозку відповідає за такі процеси. Її діяльність погіршується при зменшенні рівня глюкози [9].

Вплив безлічі сигналів на людський мозок пояснює таку непостійність суджень. Більша частина їх не усвідомлюється, але може визначати поведінку та прийняті рішення. У науковій літературі такі непомічені впливи фахівці називають праймінгом [1]. Дж. Барг з колегами провели експеримент серед студентів. Одній групі запропонували скласти речення зі слів, які асоціювалися зі старістю, другій дали звичайні слова. Після цього студентів попросили перейти в інше приміщення для наступного завдання. Психологи зафіксували, що перша група рухалася повільніше, ніж друга. Думки про старість змінювали поведінку. Після експерименту зі студентами проводили опитування. Цікаво, що жоден із них не помітив у собі змін [14]. Кожна особа, яка проходить психологічний тест, перебуває під впливом факторів, про які вона може навіть не здогадуватися. Ці умови змінюються щохвилини. На статистичні алгоритми праймінг і самопочуття респондента не впливають.

Незбіг відповідей між першим і повторним тестуванням можна обґрунтувати впливом контексту середовища, особистісними та життєвими змінами. Деякі автори позначають таку нестійкість результатів чутливістю тесту. За даними М. Соланс та його колег у багатьох психометричних дослідженнях така інформація відсутня. Автори проаналізували 94 опитувальники. Серед них лише 10% містили дані про чутливість методики [20]. У сучасній літературі з розробки тестів відсутні рекомендації щодо визначення цього параметру. А.І. Маркін провів дослідження з адаптації української версії опитувальника *Naemo-QoL*, який призначений для оцінки якості життя дітей із гемофілією [7]. Автор також проводив ультразвукове обстеження суглобів, в яких були крововиливи. Тривалість дослідження становила від 1 до 4 місяців. Він встановив, що при крововиливах помічено погіршення показників у шкалах опитувальника. А.І. Маркін визначав амплітудні коливання середніх значень між першим і повторним анкетуванням. Таким чином, він встановив, що тест був чутливим до клінічних змін при погіршенні самопочуття у дітей із гемофілією.

А. Анастасі вважає, що дисперсія помилок (незбіг відповідей між першим і другим тес-

туванням) відбиватиме коливання результатів. Вона зазначає, що при збільшенні інтервалу між першим і другим тестуванням рівень кореляції між ними буде зменшуватися [13]. П. Клайн стверджує, що невисока кореляція може свідчити про динамічність конструктів і прояв зміни у респондентів. Він також певною мірою погоджується з Р.Б. Кеттелом щодо того, що висока надійність може навіть бути антитезою валідності у тому випадку, якщо досліджуваний психологічний конструкт охоплює широкий спектр особливостей [3; 16].

Серед вітчизняних фахівців варто відзначити вагоме дослідження М.Б. Кліманської та І.І. Галецької. Автори здійснили україномовну адаптацію короткого п'ятифакторного опитувальника особистості TIPI (TIPI-UKR) і довели надійність методики [4]. Оскільки надійність методики TIPI базується на ретестових показниках, авторами проведені два повторні опитування з інтервалом 2 і 6 тижнів. Порівнюючи з останнім зрізом, середнє зниження кореляції для всіх шкал становить приблизно 12%, що свідчить про високу надійність.

Метою статті є встановлення надійності оригінальної методики Шкала особистісної динаміки та аналіз показників ретестового дослідження.

Виклад основного матеріалу. При розробці методики використано теоретичну концепцію О.В. Мазяра, який припускає існування чотирьох основних типів особистості: конгруентний, конформний, ізольований, психотичний [5]. Типологія диференційована за вираженням соціального та біологічного принципів саморегуляції. Також розроблена додаткова шкала *Невротичний*. Вона відіграє роль модератора для аналізу. Типологічна інверсія (перехід з одного типу в інший) пов'язана із рівнем невротичності. Це дозволяє визначити динаміку основних типів залежно від психологічного стану та різних обставин (втома, стрес, кризи, травматичні події, війна тощо).

Шкала особистісної динаміки складається з 60 тверджень та включає такі шкали: *Конгруентний*, *Конформний*, *Психотичний*, *Ізольований*, *Невротичний*. Кожна з них діагностує певний тип особистості. Шкала *Невротичний* включає 20 тверджень, решта – 10. Відповіді оцінювалися за дихотомічною шкалою.

Дослідження тривало з липня 2023 року по жовтень 2024 року. Впродовж цього періоду опитування проводилося у різні дні, тижні та місяці для мінімізації впливу суспільних подій на стан респондентів. Дослідження включало два етапи: 1) встановлення валідності; 2) встановлення надійності. У першому етапі взяло участь 500 осіб віком від 14 до 75 років ($M = 28$), з них 25,2% чоловіків та 74,8% жінок. У другому етапі, який полягав у проведенні ретесту, брали участь особи з первинної вибірки.

У першому етапі дослідження встановлені такі типи валідності: очевидна, конкурентна, конструктна [11]. Для доведення конкурентної валідності обрано такі методики: Фрайбурзький особистісний опитувальник (адаптація О.Л. Луценко) та Каліфорнійський психологічний опитувальник (адаптація В.І. Барко та В.В. Барко). Відібрані релевантні шкали у першому тесті: *Невротичність*; *Врівноваженість*; *Товариськість*; *Сором'язливість*; *Спонтанна агресивність*; *Реактивна агресивність*. У другому опитувальнику відібрана лише шкала *Конформний*. Коефіцієнти кореляцій r -Спірмена між шкалами розробленої методики та конкурентними коливаються у діапазоні $r = 0.21-0.62$. Між значеннями виявлені високі коефіцієнти статистичної значущості на рівні $p < 0.001$. Для доведення конструктивної валідності використаний експлораторний факторний аналіз, який підтвердив концептуальні припущення О.В. Мазяра. Виділені фактори відповідають основним типам особистостей, які окреслені у його теоретичній моделі.

Результати дослідження. Другий етап дослідження призначений для встановлення надійності розробленої методики. Для цього проведене ретестове опитування через 6 місяців з особами, які брали участь у першому етапі. Кількість респондентів становила 211 осіб віком від 14 до 76 років ($M = 29$), з них 15% чоловіків, 85% жінок. Вибірка репрезентативна: включає молодь і дорослих осіб, які відносяться до різних соціальних сфер. Майже 75% учасників пройшли онлайн-опитування, використовуючи сервіс Google Forms, інші 25% осіб заповнили паперовий варіант. Участь була добровільною.

Для встановлення надійності розробленої методики використано такі методи: ретестова надійність (test-retest reliability) та внутрішня узгодженість (internal consistency).

Згідно з критерієм Шапіро-Уїлка, розподіл даних усіх шкал методики відрізняється від нормального: показники первинного опитування та ретесту коливаються від $W = 0.90$ до 0.97 , $p < 0.001$. Шкала *Конгруентний* має значну лівосторонню асиметрію $S = -1.08$, шкали *Конформний* та *Психотичний* мають праву асиметрію $S = 0.22$; $S = 0.67$. З метою уникнення спотвореності даних для перевірки ретестової надійності прийнято рішення застосувати коефіцієнт r -Спірмена. Цей статистичний критерій не залежить від відхилень розподілу, оскільки обчислює значення у рангах та нечутливий до викидів, як критерій r -Пірсона.

На рис. 1 зображені показники кореляцій між первинним опитуваннями та ретестом. Ретестова надійність показує, наскільки повторні результати є стійкими та відтворюваними у часі. Ретестове дослідження пока-

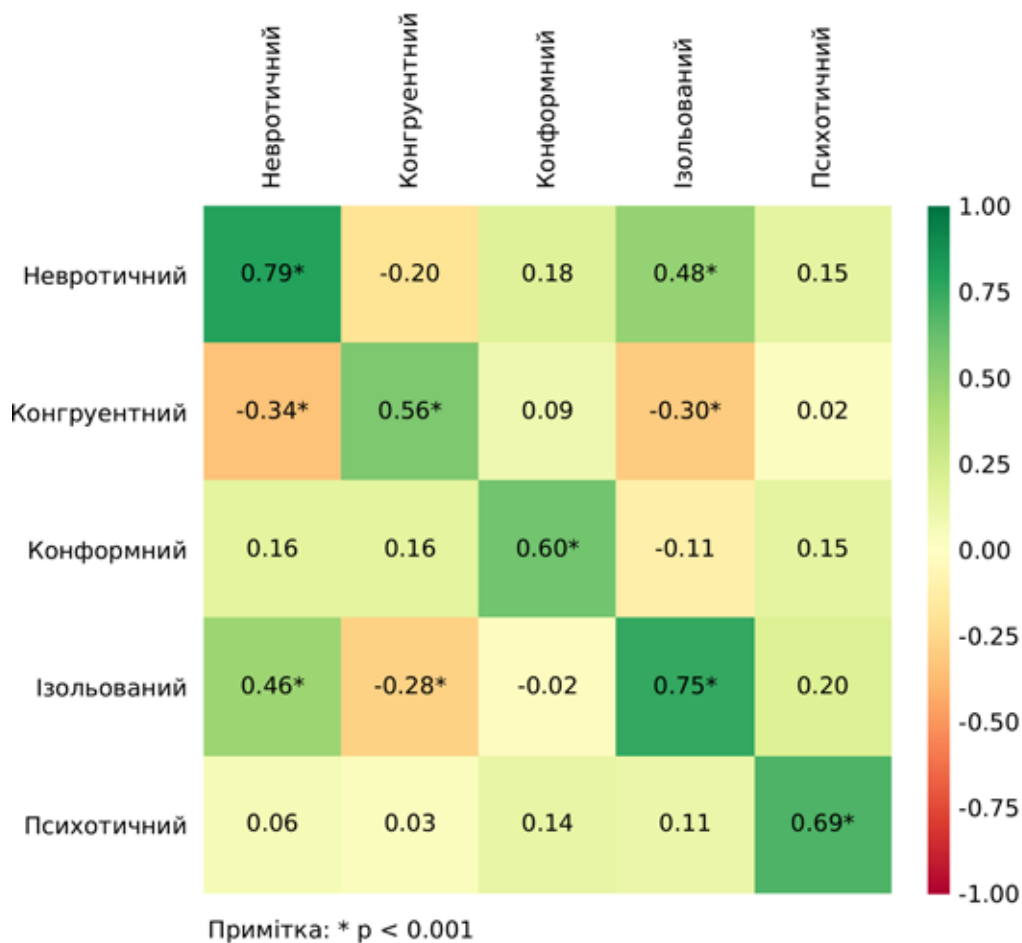


Рис. 1. Ретестова надійність розробленої методики

зало, що отримані кореляції мають високі коефіцієнти статистичної значущості на рівні $p < 0.001$. Сильний прямий зв'язок виявлений серед шкал *Невротичний* $r = 0.79$, *Ізольований* $r = 0.75$. Виражену прямий зв'язок мають шкали *Психотичний* $r = 0.69$, *Конформний* $r = 0.60$, *Конгруентний* $r = 0.56$.

Значимих прямих зв'язків між основними конструктами моделі не виявлено. Виключення становить додаткова шкала *Невротичний*, яка корелює з ізолюваністю. Виявлений зв'язок може: 1) відбивати процес типологічної інверсії; 2) позначати прояв захисного механізму психіки, як реакцію на життєві зміни, події або війну. Негативна кореляція шкал *Конгруентний* та *Невротичний* може вказувати на полярність цих структур. Методом лінійної регресії встановлено, що шкала *Ізольований* окремо визначає приблизно 28% варіації шкали *Невротичний*, а шкала *Конгруентний* – 15%. Ізолюваність посилює невротичність, а конгруентність знижує. У регресійній моделі обидві шкали роблять внесок у пояснення варіацій невротичності на 33%.

Для ретестової надійності задовільним коефіцієнтом кореляції прийнято вважати значення 0.70. Більшість шкал розробленого тесту

відповідають цій нормі, окрім шкал *Конгруентний* та *Конформний*. Менші значення ретестових кореляцій можуть свідчити про вплив зовнішніх умов, змін впродовж часу та специфіку психологічного конструкту. У зв'язку з цим ми проаналізували додаткові параметри про стан учасників дослідження на момент тестування. Кожен респондент оцінив суб'єктивно самопочуття за такими основними параметрами: 1) настрій; 2) втома; 3) стрес; 4) фізичний комфорт; 5) бадьорість. Градація відповідей відповідала таким рівням: низький; середній; високий. Коефіцієнти кореляцій між шкалами розробленої методики та параметрами самопочуття за обома тестуваннями представлені на рис. 2.

Шкала *Конформний* демонструє найбільшу динаміку між тестуваннями, яка може свідчити про те, що конформні особи змогли пристосуватися до норм групи. На це вказує зниження рівня стресу та фізичного дискомфорту, що вплинуло на настрій опосередковано. Менша ретестова надійність шкали *Конгруентний* зумовлена більшою кількістю відповідей учасників, частка яких становить 26%, тоді як у шкалі *Конформний* лише 14%, *Ізольований* – 17%, *Психотичний* – 9%. Це

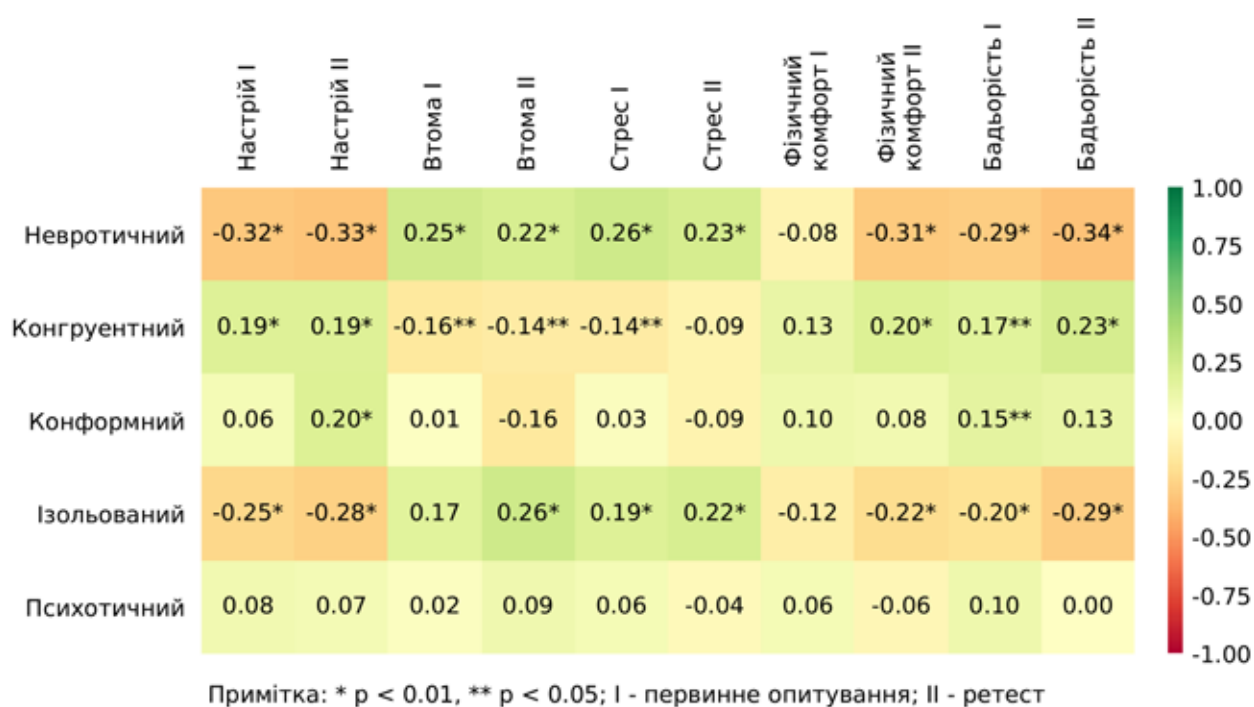


Рис. 2. Кореляція шкал розробленої методики із самопочуттям

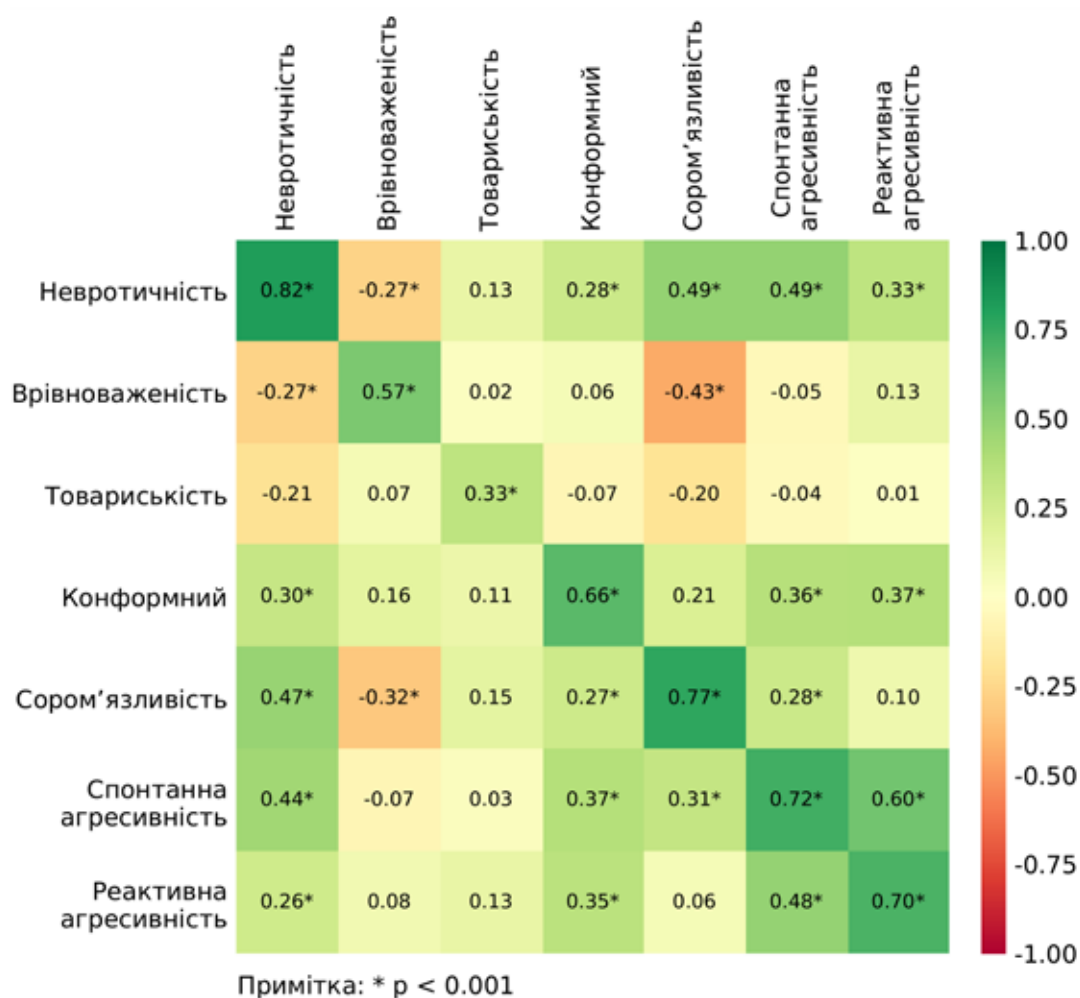


Рис. 3. Ретестова надійність конкурентних методик

зумовлює зростання шуму у розкиді даних, який є причиною збільшення незбігу показників між тестуваннями [2].

На рис. 3 представлені результати ретестової надійності конкурентних шкал. Коефіцієнти кореляції подібні до значень Шкали особистісної динаміки. Виключення має шкала лише *Товариськість*, яка демонструє помірний рівень кореляції $r = 0.33$.

Отримані результати свідчать про те, що шкали розробленої методики не лише мають подібні значення ретестової надійності, а й релевантні до еталонних. Більшість конкурентних шкал мають слабкі та помірні внутрішні зв'язки між собою, тоді як між основними шкалами особистісної динаміки (крім шкали *Невротичний*) не має прямих і значимих кореляцій. Розроблена методика більш чітко диференціює психологічні конструкти за основними типами особистостей, що відповідає її основному призначенню.

На рис. 4 представлені показники кореляцій між шкалами конкурентних методик і самопочуттям за обома тестуваннями. Наведені кореляції свідчать про схожі зв'язки, які виявлені між показниками Шкали особистісної динаміки та самопочуттям (рис. 2). Це є додатковим свідченням ретестової надійності розробленої методики. Виключення має лише шкала *Конформний*.

У розробленій методиці і конкурентних наявна тенденція: менша ретестова надійність таких шкал як *Конгруентний – Врівноваженість*, *Товариськість* та *Конформний – Конформний*. Зазначені шкали відбивають комунікативні риси особистості. Взаємодія з іншими залежить від емоційного стану та самопочуття. На рис. 2 бачимо, що шкала *Конгруентний* має прямі кореляції з настроєм, фізичним комфортом, бадьорістю й обернені з втомою і стресом. Аналогічна тенденція у релевантній шкалі *Врівноваженість* та з меншою вираженістю у шкалі *Товариськість*, які відносяться до конкурентної методики. У шкалі *Товариськість* найбільша динаміка самопочуття між первинним опитуванням і ретестом. Шкали, які визначають конформність мають неоднозначні показники. У розробленій методиці шкала *Конформний* має помітну динаміку настрою, втоми та стресу (рис. 1). Це може свідчити про її чутливість, яка помітніша, ніж у шкалі *Конгруентний*. Така властивість відбиває сутність вимірювального конструкту – адаптація до соціального контексту. Для цього потрібна психологічна гнучкість. Конкурентна шкала *Конформний* у параметрах самопочуття такої динаміки не має (рис. 4).

Для оцінки внутрішньої узгодженості розроблених шкал використано коефіцієнт надійності α -Кронбаха. У зв'язку з тим, що відповіді методики дихотомічні застосовано тетрагоричний

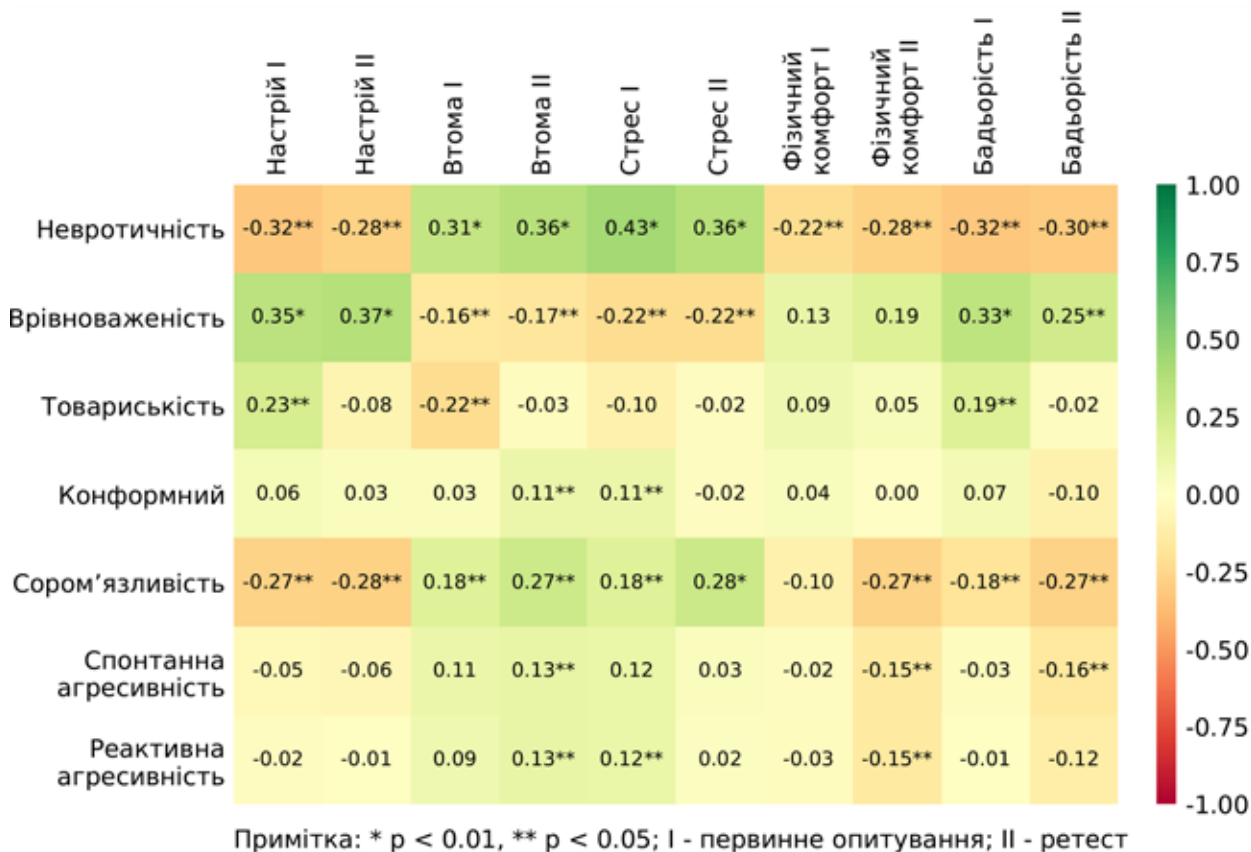


Рис. 4. Кореляція шкал конкурентних методик із самопочуттям

метод встановлення кореляцій. Він більш точно виявляє взаємозв'язки між твердженнями та дає кращі результати. Показники внутрішньої узгодженості зазначені у табл. 1.

Коефіцієнти α -Кронбаха коливаються від задовільних значень до відмінних. Питання більшості шкал зберігають внутрішню узгодженість протягом тривалого часу. Це свідчить про надійність методики навіть при достатньо великому інтервалі. Найбільшу внутрішню узгодженість та її стабільність мають шкали *Невротичний*, *Конгруентний*, *Ізольований* та *Психотичний*. У шкалах *Конформний* та *Психотичний* є незначне зростання внутрішньої узгодженості.

Для перевірки відмінностей між первинним опитуванням та ретестом використано W-критерій Вілкоксона. Отримані дані ми перевели в узагальнені градації, які запропоновані Дж. Коеном, для інтерпретації розміру ефекту. Статично значимих зрушень не виявлено. Шкала *Психотичний* має малий ефект $r = 0.13$. Результат не є статистично значимий ($p = 0.06$), але перебуває на межі прийнятності. Шкала *Психотичний* має найменшу частку відповідей учасників на питання тесту, яка загалом становить 9%. Це робить її більш чутливою до коливань значень та пояснює тенденцію до зростання. Шкала *Конформний* також має малий ефект $r = 0.13$, який статистично не значимий. Результат підтверджують попередні висновки, які виявленні шкалами самопочуття:

конформний тип осіб адаптувався до зовнішніх обставин. Інші шкали демонструють несуттєві ефекти, що свідчить про мінімальні зміни між обом тестуваннями.

Показники внутрішньої узгодженості конкурентних шкал представлені у табл. 2. У шкалі *Товариськість* зафіксований малий ефект $r = 0.19$, який є статистично значимий $p = 0.01$. Це свідчить про зростання вказаної риси.

Шкали *Товариськість*, *Конформний* демонструють суттєве зниження коефіцієнта α -Кронбаха, яке спричинене коливанням відповідей. Загалом більшість шкал розробленої методики демонструють вищу та стабільнішу надійність у порівнянні із конкурентними. Динаміка середніх значень мінімальна, що вказує на сталість конструктів протягом часу. Конкурентна шкала *Товариськість* показує значне збільшення показника. Динаміка підтверджена W-критерієм Вілкоксона. Варіативність відповідей у шкалах розробленої методики також залишається стабільною. У конкурентній шкалі *Товариськість* помітне суттєве зменшення розкиду даних.

Висновки. Результати ретестового дослідження з інтервалом у 6 місяців показали, що розроблена методика має гарні показники надійності. Виявлені менші ретестові значення у шкалі *Конформний* можуть бути обумовлені адаптацією часників та чутливістю інструменту. Для того щоби це встановити, респонденти оцінювали свій стан за такими параметрами

Таблиця 1

Показники надійності розробленої методики

Шкали	$\alpha 1$	$\alpha 2$	M1	M2	SD1	SD2	W	
							r	p
Невротичний	0.93	0.92	9.92	9.76	6.17	6.12	0.04	0.57
Конгруентний	0.79	0.78	7.27	7.17	2.45	2.45	0.06	0.39
Конформний	0.63	0.68	3.91	3.73	2.13	2.21	0.11	0.10
Ізольований	0.85	0.84	4.80	4.75	3.19	3.15	0.01	0.85
Психотичний	0.78	0.82	2.49	2.74	2.45	2.72	0.13	0.06

Примітка: 1 – первинне опитування; 2 – ретест; α – альфа Кронбаха; M – середнє значення; SD – стандартне відхилення; W – критерій Вілкоксона; r – розмір ефекту.

Таблиця 2

Показники надійності конкурентних методик

Шкали	$\alpha 1$	$\alpha 2$	M1	M2	SD1	SD2	W	
							r	p
Невротичність	0.91	0.91	8.45	8.24	5.21	5.21	0.09	0.17
Товариськість	0.66	0.46	6.80	7.43	2.91	2.37	0.19	0.01
Врівноваженість	0.68	0.67	5.27	5.23	2.44	2.39	0.004	0.95
Конформний	0.39	0.36	6.28	6.03	1.95	1.87	0.01	0.93
Сором'язливість	0.87	0.81	4.13	4.19	3.23	2.91	0.02	0.72
Спонтанна агр.	0.81	0.84	3.20	3.19	2.98	3.16	0.03	0.65
Реактивна агр.	0.75	0.80	3.28	3.29	2.51	2.71	0.01	0.88

Примітка: 1 – первинне опитування; 2 – ретест; α – альфа Кронбаха; M – середнє значення; SD – стандартне відхилення; W – критерій Вілкоксона; r – розмір ефекту.

як настроїв, в тому, стрес, фізичний комфорт та бадьорість. Виявлено, що у шкалі *Конформний* між тестуваннями найбільша динаміка самопочуття. Це свідчить про адаптацію до умов, що відбиває сутність вимірювального конструкту. Шкала *Конгруентний* має меншу ретестову стабільність внаслідок найбільшої кількості відповідей за всіма твердженнями тесту. Це може бути причиною більшої варіативності показників і шуму в розподілі значень. У конкурентних методик це виражено сильніше. Конструкти зазначених шкал відображають складніші аспекти особистості та поведінки. Учасники можуть по-різному їх розуміти.

Таким чином, отримані результати ретестового дослідження свідчать про надійність Шкали особистісної динаміки. Аналіз кількох статистичних методів виявив додаткові властивості шкал. Опитувальник має задовільні психометричні властивості. Порівняння з конкурентними методиками слугує додатковим підтвердженням зроблених висновків. Конструкти чіткіше диференціюють типи особистостей та більш стабільні у часі. Шкала особистісної динаміки потребує додаткового дослідження з метою її подальшої стандартизації.

ЛІТЕРАТУРА:

1. Канеман Д. Мислення швидке й повільне. Київ: Наш Формат, 2023. 473 с.
2. Канеман Д., Сібоні О., Санстейн К. Шум: хибність людських суджень. Київ: Наш Формат, 2023. 337 с.
3. Клайн П. Довідковий посібник із конструювання тестів. Введення у психометричне проектування. Київ: ПАН ЛТД, 1994. 276 с.
4. Кліманська М. Б., Галецька І. І. Українська адаптація короткого п'ятифакторного опитувальника особистості TIPI (TIPI-UKR). *Психологічний часопис*. 2019. Т. 5, № 9. С. 57–74. DOI: <https://doi.org/10.31108/1.2019.5.9>
5. Мазяр О. В. Генезис і динаміка диснонсів особистості: системний підхід: дис. ... д-ра псих. наук: 19.00.01 / Інст. псих. ім. Г. С. Костюка. Київ, 2021. 475 с.
6. Мазяр О. В., Кириченко В. В. Шкала особистісної динаміки: перевірка надійності паралельних форм. *Габітус*. 2023. № 46. С. 176–180.
7. Маркін А. І. Результати дослідження чутливості української версії опитувальника *Haemo-QoL*. *Здоров'я дитини*. 2018. № 3. С. 338–344. DOI: <https://doi.org/10.22141/2224-0551.13.3.2018.132909>
8. Нікітчук У. І., Костриба О. В., Павловська В. В. Вимірювання трудоголізму студентів: досвід розроблення опитувальника. *Наукові записки Національного університету «Острозька академія»*. Серія «Психологія». 2020. № 11. С. 197–202. DOI: <https://doi.org/10.25264/2415-7384-2020-11-197-202>
9. Сапольські Р. Біологія поведінки. Причини доброго і поганого в нас. Київ: Фабула, 2002. 672 с.
10. Саннікова О. П., Санніков О. І., Меленчук Н. І. Тест-опитувальник схильності до авантюристичності (АВАНТ-1): результати апробації. *Проблеми сучасної психології*. 2016. № 1. С. 82–88.
11. Троценко А. Л. Валідизація Шкали особистісної динаміки. *Журнал соціальної та практичної психології*. 2024. № 3. С. 52–62.
12. Широн Ю. О. Тест емоційного інтелекту MSCEIT: опис, валідизація та адаптація. *Галицький економічний вісник*. 2022. № 1. С. 141–151. DOI: https://doi.org/10.33108/galicianvisnyk_tntu2022.01.141
13. Anastasi A., Urbina S. *Psychological testing*. Upper Saddle River: Prentice Hall, 1997. 736 p.
14. Bargh J. A., Chen M., Burrows L. Automaticity of social behavior: Direct effects of trait construct and stereotype activation on action. *Journal of Personality and Social Psychology*. 1996. Vol. 71, No. 2. P. 230–244. DOI: <https://doi.org/10.1037/0022-3514.71.2.230>
15. Briers B., Pandelaere M., Dewitte S., Warlop L. Hungry for Money: The Desire for Caloric Resources Increases the Desire for Financial Resources and Vice Versa. *Psychological Science*. 2006. Vol. 17, No. 11. P. 939–943. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1467-9280.2006.01808.x>
16. Cattell R. B. Validity and reliability: A proposed more basic set of concepts. *Journal of Educational Psychology*. 1964. Vol. 55, No. 1. P. 1–22. DOI: <https://doi.org/10.1037/h0046462>
17. Hoffman P. J., Slovic P., Rorer L. G. An analysis-of-variance model for the assessment of configural cue utilization in clinical judgment. *Psychological Bulletin*. 1968. Vol. 69, No. 3. P. 338–349. DOI: <https://doi.org/10.1037/h0025665>
18. Meehl P. E. Causes and effects of my disturbing little book. *Journal of Personality Assessment*. 1986. Vol. 50, No. 3. P. 370–375. DOI: https://doi.org/10.1207/s15327752jpa5003_6
19. Meehl P. E., Grove W. M. Comparative efficiency of informal (subjective, impressionistic) and formal (mechanical, algorithmic) prediction procedures: The clinical-statistical controversy. *Psychology, Public Policy, and Law*. 1996. Vol. 2, No. 2. P. 293–323. DOI: <https://doi.org/10.1037/1076-8971.2.2.293>
20. Solans M., Pane S., Estrada M-D., et al. Health-related quality of life measurement in children and adolescents: a systematic review of generic and disease-specific instruments. *Value in Health*. 2008. Vol. 11, No. 4. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1524-4733.2007.00293.x>