

СЕКЦІЯ 1

МЕТОДОЛОГІЯ ТА МЕТОДИ СОЦІОЛОГІЧНИХ ДОСЛІДЖЕНЬ

ШКАЛА СТРАХУ ПЕРЕД COVID-19 (FCV-19S): ФАКТОРНА ВАЛІДНІСТЬ ТА НАДІЙНІСТЬ НА ВИБІРЦІ КИЇВСЬКИХ СТУДЕНТІВ

THE FEAR OF COVID-19 SCALE (FCV-19S): FACTORIAL VALIDITY AND RELIABILITY IN SAMPLE OF KYIV STUDENTS

У статті висвітлено результати адаптації українською мовою шкали страху перед COVID-19 (The Fear of COVID-19 Scale, FCV-19S) та її валідизації на вибірці студентів Національного технічного університету України «Київський політехнічний інститут імені Ігоря Сікорського» (n = 253), що брали участь в інтернет-опитуванні протягом 24 лютого – 18 квітня 2021 року.

Для визначення оптимальної розмірності шкали та кількості факторів використано низку експлораторних багатовимірних статистичних методів. Експлораторне лікертівське шкалювання виявило одновимірну шкалу, а кластерний аналіз пунктів – групування змінних в один кластер. Експлораторний факторний аналіз здійснено з виокремленням одного та двох латентних факторів.

За допомогою конфірмаційного факторного аналізу оцінено чотири вимірювальні моделі: однофакторну, модифіковану однофакторну, двофакторну та біфакторну S-1 модель з одним генеральним та одним специфічним (соматичний прояв страху) факторами. Показники допасованості модифікованої однофакторної моделі були адекватними: $\chi^2 = 17,93$, $df = 12$, $p = 0,118$, $robust\ RMSEA = 0,047$, $robust\ CFI = 0,989$, $robust\ TLI = 0,981$, $SRMR = 0,031$. Усі факторні навантаження модифікованої однофакторної моделі мали статистичну значущість та перебували в діапазоні від 0,54 до 0,76. Частка середньої вилученої дисперсії становила 42,7%. Про достатню внутрішню узгодженість пунктів свідчили значення коефіцієнтів α Кронбаха (0,825, 95% довірчий інтервал (ДІ): 0,790, 0,856), λ_1 Гуттмана (0,832, 95% ДІ: 0,788, 0,868), λ_6 Гуттмана (0,835, 95% ДІ: 0,802, 0,864), λ_4 Гуттмана (0,861), β Ревелле (0,739) та композитної надійності фактора ω_2 (0,817, 95% ДІ: 0,765, 0,853).

Аналіз Раша довів одновимірність шкали. Значення індексів Infit та Outfit перебували у діапазоні від 0,64 до 1,28.

Ключові слова: страх, шкала страху перед COVID-19, адаптація, факторна валідність, надійність, розмірність, Україна, студенти.

The article presents the results of the adaptation and validation of the Ukrainian-language version of the Fear of COVID-19 Scale (FCV-19S) on a sample of students of the National Technical University of Ukraine "Igor Sikorsky Kyiv Polytechnic Institute" (n = 253) who participated in an online survey from February 24 to April 18, 2021.

A number of exploratory multivariate statistical methods were used to determine the optimal scale dimension and the number of factors. Exploratory Likert scaling revealed a unidimensional scale, while item cluster analysis showed a grouping of variables into one cluster. The exploratory factor analysis was carried out with the allocation of one and two latent factors.

Four measurement models were evaluated using confirmatory factor analysis: a one-factor, modified one-factor, two-factor, and bifactor S-1 model with one general and one specific (somatic expressions of fear) factor. The goodness of fit indices of the modified one-factor model were adequate: $\chi^2 = 17.93$, $df = 12$, $p = 0.118$, $robust\ RMSEA = 0.047$, $robust\ CFI = 0.989$, $robust\ TLI = 0.981$, $SRMR = 0.031$. All factor loadings of the modified one-factor model were statistically significant and ranged from 0.54 to 0.76. The proportion of the average variance extracted was 42.7%. The sufficient internal consistency of the items was evidenced by the values of Cronbach's α (0.825, 95% confidence interval (CI) 0.790, 0.856), Guttman's λ_1 (0.832, 95% CI: 0.788, 0.868), Guttman's λ_6 (0.835, 95% CI: 0.802, 0.864), Guttman's λ_4 (0.861), Revell's β (0.739), and the composite reliability of the factor ω_2 (0.817, 95% CI: 0.765, 0.853).

Rasch analysis proved the unidimensionality of the scale. The values of the Infit and Outfit indices ranged from 0.64 to 1.28.

Key words: fear, fear of COVID-19 scale, adaptation, factorial validity, reliability, dimensionality, Ukraine, students.

УДК 316.6-057.87(477-25)
DOI <https://doi.org/10.32782/2663-5208.2023.46.1>

Бова А.А.

к.соц.н., с.н.с.,

начальник науково-дослідного відділу
Державний науково-дослідний інститут
Міністерства внутрішніх справ України

Постановка проблеми. Глобальна пандемія COVID-19, оголошена Всесвітньою організацією охорони здоров'я 11 березня 2020 р., що й досі триває, спричинила підвищення рівня тривоги та неспокою в населення, появу нових страхів за власне життя та здоров'я і безпеку близьких осіб. У період пандемії в поведінкових науках сформувалися нові напрями, одним з яких є дослідження психологічних, медичних, соціальних та політичних аспектів страху перед коронавірусом.

З одного боку, страх є неприємною сильною базовою емоцією людини, викликаною очікуванням або усвідомленням небезпеки. А з іншого боку, страхи формуються під впливом виховання, набутого досвіду або культурних взірців оточення/референтної групи, індукуються ззовні через механізми соціального конструювання та інституційного підтримання, що сприяє зміні соціальної поведінки. Страхи бувають індивідуальними та масовими, загальними та специфічними, конструктивними (реа-

лістичними) та деструктивними (фобічними). Небажані емоції погіршують якість життя, руйнують відносини та довіру між людьми. На індивідуальному рівні страхи можуть сприяти розвитку загального занепокоєння, відчуття дистресу, тривожних розладів та психосоматичних порушень, а на соціальному призвести до поширення у суспільстві моральної паніки, зумовлювати випадки ворожого ставлення до деяких людей та їхню стигматизацію. Характер контенту та його висвітлення в традиційних засобах масової інформації і соціальних мережах може суттєво загострювати суб'єктивне сприйняття потенційної небезпеки.

Дослідження поширення страху перед коронавірусом потребує розробки спеціалізованих психометричних шкал та їх валідації. Для розвитку вітчизняної науки є важливими адаптація надійних закордонних методик, збір емпіричного матеріалу та аналіз отриманих даних з використанням статистичних методів, які були викладені в іноземних публікаціях. Це дасть змогу зіставляти (з певними зауваженнями) результати різних досліджень.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Під час проведення скринінгу серед населення загалом та окремих соціально-демографічних груп широко застосовується шкала страху перед COVID-19 (The Fear of COVID-19 Scale, FCV-19S). Її розробники – Даніель Квасі Ахорсу, Чун-Ін Лін, Віда Імані, Мохсен Саффарі, Марк Д. Гріффітс та Амір Х. Пакпур – передбачали одновимірність конструкту страху перед коронавірусом [1]. Процедура конструювання шкали включала відбір пунктів з інших шкал, що вимірювали страх, зокрема, перед різноманітними хворобами, скорочення їх списку за допомогою експертного опитування та апробацію методики на невеликій кількості респондентів, а в подальшому на більшій вибірці мешканців Ірану. Шкала складалася із семи тверджень (пунктів), які оцінювалися за шкалою Лікерта з п'ятьма альтернативами (від «1 балу – повністю не згоден/на до «5 балів – повністю згоден/на»). Більший ступінь згоди з твердженнями відповідав більшому рівню страху людини перед коронавірусом. Сумарна оцінка мала діапазон від 7 до 35 балів.

Шкала пройшла лінгвістичні адаптації та апробації на різних вибірках. У метааналізі 44 масивів опитувань середнє значення сумарного балу за FCV-19S дорівнювало 18,36, стандартне відхилення – 5,9 [2, с. 942].

Метааналіз 16 досліджень, які охоплювали аудиторію студентів, засвідчив, що об'єднане середнє значення балів за шкалою FCV-19S становило 17,60 з 95% довірчим інтервалом (далі – ДІ) [16, с. 41, 18, 78]. Найвищі об'єднані середні значення балів за шкалою FCV-19S спостерігалися в дослідженнях, проведених у кількох країнах, зокрема в Ізраїлі, Росії та

Білорусі (21,55, 95% ДІ: 20,77, 22,33), а найнижчі – в деяких країнах Європи (16,52, 95% ДІ: 15,26, 17,77) [3, с. 1, 3]. За даними опитування у травні 2021 р. студентів майбутніх «професій допомоги» (таких як медицина, психологія та соціальна робота) з чотирьох українських університетів (n = 907) середнє значення сумарного балу за шкалою дорівнювало 21,0, стандартне відхилення – 6,1 [4, с. 1].

FCV-19S мала надійні психометричні властивості. Для узагальнених результатів різних опитувань середнє значення коефіцієнтів α Кронбаха дорівнювали 0,865, з 95% ДІ (0,855, 0,874), ω Макдональда – 0,857 з 95% ДІ (0,820, 0,886), λ_2 Гуттмана – 0,853 з 95% ДІ (0,820, 0,880), λ_6 Гуттмана – 0,853 з 95% ДІ (0,823, 0,879), найбільшої мінімальної межі – 0,901 з 95% ДІ (0,879, 0,919), коефіцієнта розщеплення шкали становило 0,850 з 95% ДІ (0,821, 0,875), коефіцієнта композитної надійності фактора – 0,854 з 95% ДІ (0,830, 0,874), надійності відокремлення осіб – 0,854 з 95% ДІ (0,821, 0,881) [2, с. 943].

Для пошуку закономірностей в емпіричних даних застосовувалися багатовимірні статистичні методи: експлораторний та конфірматорний методи: експлораторний та конфірматорний аналізи, аналіз Раша, модель диференційованої відповіді, шкалювання за Моккеном та ін. Аналіз результатів опитувань різних категорій населення показав розбіжності в оцінці складності пунктів, неоднакову кількість виокремлених латентних факторів, відмінності в належності змінних до факторів. При валідації шкали факторний аналіз здійснювався з використанням різних мір зв'язку (коефіцієнтів кореляції Пірсона або поліхоричних коефіцієнтів кореляції), методів вилучення факторів, їх обертання та естиматорів.

Базова однофакторна вимірювальна модель часто зазнавала змін і модифікацій. У різних дослідженнях на відповідність даним перевірялися також двофакторна модель, у якій один фактор навантажувався чотирма індикаторами щодо емоційної реакції на страх, а другий – трьома індикаторами щодо соматичних проявів страху, модель другого порядку, біфакторна модель з одним генеральним і двома специфічними факторами, біфакторна S-1 модель з одним генеральним і одним специфічним (емоційна реакція на страх) факторами, біфакторна S-1 модель з одним генеральним і одним специфічним (соматичний прояв страху) факторами. При цьому показники допасованості могли бути прийнятними одразу для кількох моделей.

FCV-19S було перевірено на інваріантність вимірювання для різних країн та соціально-демографічних груп. Мультигруповий конфірматорний факторний аналіз довів, що однофакторна вимірювальна модель була частково інваріантна в 11 країнах та повністю – за статтю

та віком [5]. Модифіковану однофакторну модель перевірено на інваріантність вимірювання на масивах, зібраних протягом квітня – листопада 2020 р. у 48 країнах світу (зокрема, і в Україні, $n = 340$). Встановлено часткову метричну інваріантність у більшості країн та часткову скалярну інваріантність за статтю та освітою [6, с. 301]. Своєю чергою модель з двома взаємопов'язаними факторами краще відповідала даним і мала часткову скалярну інваріантність у семи латиноамериканських країнах [7].

Узагальнення результатів 16 досліджень, у яких використовувалися аналіз Раша та модель диференційованої відповіді, засвідчили, що FCV-19S була одновимірною та всі сім пунктів належали шкалі [8, с. 593].

Страх перед коронавірусом статистично асоційовувався з порушенням психічного здоров'я, включаючи проблеми зі сном і депресією, тривою, стресом, психологічним дистресом та психічним благополуччям [9]. За даними опитування студентів «професійної допомоги» з українських вишів, виявлено такі фактори психічного здоров'я, пов'язаного зі страхом перед коронавірусом, як депресія, самотність, нервозність і гнів [4, с. 2].

Попри широке застосування FCV-19S для скринінгу страху перед коронавірусом у соціально-демографічних групах, психометричні властивості україномовної версії цієї шкали залишаються невивченими.

Мета статті – україномовна адаптація FCV-19S та перевірка її факторної валідності і надійності на вибірці київських студентів.

Виклад основного матеріалу. Методика. Емпіричними даними слугували результати пошукового соціологічного інтернет-опитування студентів Національного технічного університету України «Київський політехнічний інститут імені Ігоря Сікорського», проведеного протягом 24 лютого – 18 квітня 2021 р.

Учасники відібралися за методом зручної вибірки ($n = 253$). 32,4% респондентів навчалося на факультеті соціології і права, 51% – факультеті прикладної математики, 16,6% – іншому факультеті вишу. На першому курсі опитано 111 студентів, другому – 80, третьому – 35, четвертому – 5, першому курсі магістратури – 22 особи. Частка респондентів жіночої статі становила 51,8%, чоловічої статі – 48,2%. Вікова категорія респондентів, яким виповнилося 18 років, була модальною (35,2%).

Опитувальник було перекладено з англійської мови на українську. Під час лінгвістичної адаптації використовувалися словосполучення, що найбільш уживані в побутовому спілкуванні.

Респондентам пропонувалося відповісти на сім запитань про їхні почуття, думки або дії

щодо COVID-19 за шкалою, яка мала такі альтернативи: «повністю не згоден/на», «не згоден/на», «як згоден/на, так і не згоден/на», «згоден/на», «повністю згоден/на» (у дужках наведені відповідні імена змінних):

Найбільше я боюся COVID-19 (Afraid).

Мені неприємно думати про COVID-19 (Umcomf).

Мої руки пітніють, коли я думаю про COVID-19 (ClammyHands).

Я боюся втратити своє життя через COVID-19 (AfraidDie).

Під час перегляду новин та історій щодо COVID-19 у соціальних мережах я нервую або тривожуся (AnxNews).

Я не можу заснути, бо мене хвилює зараження на COVID-19 (Insomnia).

Моє серце б'ється частіше або калатається, коли я думаю про те, що можу заразитися COVID-19 (HeartRaces).

Запитання в анкеті викладалися одне за одним з формулюванням альтернатив, які розташовувалися в рядках, тобто табличний формат не використовувався. Відповіді респондентів було закодовано натуральними числами від 1 до 5, де більший бал відповідав вищому рівню страху перед коронавірусом, а змінні в цій роботі розглядалися як інтервальні.

Зважаючи на формат інтернет-опитування, в анкеті не наводилися інші психометричні шкали, спрямовані на виявлення самооцінки здоров'я, дистресу, тривоги тощо.

Аналіз даних. За кожним пунктом і сумарним балом розраховано описові статистики (середньозважене, стандартне відхилення, асиметрія, ексцес, спостережуваний діапазон значень) та визначено «ефект підлоги» й «ефект стелі» з граничним значенням $\geq 15\%$.

В інтерпретації середньозважених оцінок за п'ятибальною шкалою діяло таке правило: середнє значення в інтервалі 1–1,8 бала відповідало концентрації відповідей респондентів біля категорії «повністю не згоден/на», 1,9–2,6 – «не згоден/на», 2,7–3,4, – «як згоден/на, так і не згоден/на», 3,5–4,2 – «згоден/на», 4,3–5 балів – «повністю згоден/на».

Абсолютне значення асиметрії більш ніж 2 та ексцесу більш ніж 7 вказувало на серйозне відхилення розподілу змінної від нормальності. Відсутність багатовимірного нормального розподілу показували коефіцієнти Мардіа.

Якість зібраних даних перевірялася шляхом визначення відсотка респондентів, які вибрали однакові категорії тверджень.

Надійність шкали характеризували психометричні міри класичної теорії тестування (classical test theory) та теорії вимірювання Раша (Rasch measurement theory).

Силу взаємозв'язків між пунктами показував коефіцієнт кореляції Пірсона. Його абсолютне значення, що дорівнювало 0,1, свідчило,

за Д. Коеном, про малий ефект, 0,3 – помірний та 0,5 – великий ефект. Відсутність колінеарності виявлялася на підставі значення визначника кореляційної матриці ($\det(R) > 0,0001$) та коефіцієнтів інфляції дисперсії (variance inflation factor, VIF) ($VIF < 5$).

Факторна валідність демонструє ступінь, в якій шкала відбиває структуру базового конструкта. Для перевірки гетерогенності сконструйованої шкали, визначення оптимальної розмірності та кількості факторів, а також належності змінних до певного фактора використовувалось експлораторне лікертівське шкалювання [10], кластерний аналіз пунктів [11] та експлораторний факторний аналіз.

З огляду на вивчену літературу та результати попереднього аналізу за допомогою конфірматорного факторного аналізу перевірено чотири вимірювальні моделі: однофакторну, модифіковану однофакторну, двофакторну та біфакторну S–1. Метрики латентних факторів задавалися через дисперсії, значення яких прирівнювалися до одиниці.

Для оцінювання моделей вибрано метод максимальної правдоподібності з надійними похибками та шкальованою статистикою критерію (maximum likelihood estimation with robust (Huber – White) standard errors and a scaled test statistic, MLR), оскільки вибірка була невеликою, порядкова шкала пунктів з п'ятьма градаціями розглядалася як інтервальна, а деякі пункти мали велику асиметрію та ексцес [12, с. 33]. Відповідність даних заданим моделям оцінювалася на підставі показників допасованості (Goodness-of-fit indices) та їх конвенціональних граничних значень: робастний критерій узгодженості χ^2 з відповідною кількістю ступенів свободи (df) та p -значенням $> 0,05$; робастна оцінка середньоквадратичної похибки апроксимації (robust root mean square of error of approximation) (robust RMSEA $< 0,07$); робастний порівняльний індекс допасованості моделі (robust comparative fit index) (robust CFI $> 0,96$) та робастний індекс Такера – Льюїса (robust Tucker – Lewis index) (robust TLI $> 0,96$); стандартизований середньоквадратичний залишок (standardized root mean squared residual) (SRMR $< 0,08$) [13, с. 642].

Порівняння моделей за ступенем «інформативності – складності» здійснювалося на підставі значення інформаційного критерію Акаїке (Akaike information criterion, AIC).

Внутрішня конвергентна валідність вимірювальної моделі визначалася за таким правилом: статистично значущі факторні навантаження зі значеннями більш ніж 0,5 та частка середньої вилученої дисперсії (average variance extracted, AVE) фактора більш ніж 50%. Про надійність латентного фактора свідчив

коефіцієнт ω_2 Бентлера, що враховував коваріацію залишків індикаторів ($\omega_2 \geq 0,7$).

Модель з двома латентними факторами перевірялася на дискримінативну валідність: «... дві шкали, призначені для вимірювання різних конструктів, мають дискримінативну валідність, якщо абсолютне значення кореляції між двома латентними змінними, оціненими за шкалами, є досить малими для того, щоб латентні змінні вважалися такими, що репрезентують різні конструкти» [14, с. 12]. Дискримінативна валідність визначалася на підставі порівняння вкладених моделей за різницею значень критерію χ^2 – моделі, безпосередньо оціненої за емпіричними даними, з моделлю, в якій коефіцієнт кореляції (r) між двома факторами дорівнював 0,9 [14, с. 21].

Про надійність генерального та специфічного (S) факторів у біфакторній S–1 моделі свідчили коефіцієнт ω , коефіцієнт ієрархічної ω_H та індекс H. Для генерального фактора розрахунок коефіцієнта ω включав усі факторні навантаження, для специфічного фактора (ω_S) – лише пункти, що його навантажували. Коефіцієнт ω_H відбивав частку систематичної дисперсії у сирому балі, що належала до генерального фактора, коефіцієнт ω_{HS} – частку систематичної дисперсії специфічного фактора при контролі генерального фактора. Для надійного визначення факторів значення коефіцієнтів ω_H та ω_{HS} мали бути більше, ніж 0,5. Якщо значення ω_H є високим ($> 0,80$), сумарну оцінку можна вважати по суті одновимірною. Високе значення індексу H ($> 0,80$) передбачає чітко визначену латентну змінну.

Після підтвердження одновимірності шкали було проведено оцінку її надійності – внутрішньої узгодженості на підставі значень скорегованої кореляції між пунктом і рештою шкали ($r \geq 0,4$), коефіцієнтів α Кронбаха, λ_2 Гуттмана, λ_6 Гуттмана. Мірами однорідності шкали виступали коефіцієнти максимального розщеплення (λ_4 Гуттмана) та мінімального розщеплення (β Ревелле). Граничне значення для вказаних показників становило 0,7 та більше.

Одновимірність шкали оцінювалася за допомогою аналізу Раша та відповідних індексів якості залишків – середньоквадратична інформаційно-зважена статистика (information-weighted mean square statistic, Infit) та чутлива до викидів середньоквадратична статистика (outlier-sensitive means square statistic, Outfit), прийнятний діапазон значень яких перебуває в діапазоні від 0,5 до 1,5, а також індексів надійності відокремлення пунктів і осіб (item and person reliability) за Рашем $\geq 0,7$ та індексів відокремлення пунктів та осіб (item and person separation indexes) за Рашем ≥ 2 . Наявність другого або третього виміру визначалася на підставі результатів аналізу за методом головних компонент стандартизованих залишків,

якщо значення першого або другого контрасту перевищувало 2.

Статистичний аналіз здійснювався у середовищі R (R Core Team, 2022, версія 4.2.2) та пакеті jMetrik for Windows (версія 4.1.1).

Результати. Описова статистика. У табл. 1 подано основні описові статистики кожного пункту та сумарного балу. Середні зважених оцінок варіювалися в діапазоні від 1,38 до 2,79.

Респонденти більшою мірою виражали свій ступінь незгоди з твердженнями, ніж погоджувалися з ними. Чотири пункти опитувальника (Afraid, Umcomf, AfraidDie, AnxNews) мали середні значення від 2,17 до 2,79 бала, що відповідало категорії «не згоден/на» або «як згоден/на, так і не згоден/на». За самозвітами опитаних, соматичні/вегетативні прояви страху, пов'язаного з коронавірусом, були відносно рідкісними. Середні значення за пунктами Insomnia, ClammyHands та HeartRaces є суттєво нижчими, ніж середні за рештою пунктів.

Коефіцієнти асиметрії пунктів шкали перебували в діапазоні від 0,07 до 2,26, ексцесу – від -1,00 до 7,51 (табл. 1). Правостороння асиметрія розподілів пунктів Insomnia, ClammyHands та ексцес були дуже вели-

кими. Коефіцієнти Мардіа засвідчили наявність багатомірної асиметрії та ексцесу ($mSkewness = 17,3$, $\chi^2(84) = 731,1$, $p < 0,001$, $mKurtosis = 84,7$, $z = 15,4$, $p < 0,001$).

Усі пункти шкали демонстрували «ефект підлоги». Відповідаючи на всі сім запитань, лише 12,3% респондентів вибирали однакові категорії (зокрема, 7,9% відмітили альтернативу «повністю не згоден/на», 4,0% – «не згоден/на» та 0,4% – «повністю згоден/на»).

Медіана (14) сумарної оцінки майже дорівнювала середньому значенню (14,09). Розподіл за шкалою мав малу правосторонню асиметрію та відносно невеликий ексцес.

Кореляції між пунктами. Наведені в табл. 2 коефіцієнти кореляції Пірсона між пунктами FCV-19S були додатними, статистично значущими ($p < 0,001$) та коливалися від 0,30 до 0,62, що відповідало середньому або великому ефектові. Найтісніші парні лінійні зв'язки спостерігаються між пунктами, що поєднувалися із соматичними проявами страху (пункти Insomnia, HeartRaces, ClammyHands).

Передумовою застосування факторного аналізу є наявність взаємопов'язаних змінних, проте зв'язок яких не занадто сильний. Визначник матриці коефіцієнтів кореляції дорівнював

Таблиця 1

Описові статистики за пунктами FCV-19S та сумарним балом

Пункти	M	SD	Skew	Kurtosis	Діапазон	Floor effect (%)	Ceiling effect (%)
Afraid	2,17	0,92	0,57	0,04	1–5	24,5	1,2
Umcomf	2,79	1,18	0,07	-1,00	1–5	15,8	6,7
ClammyHands	1,42	0,69	2,26	6,99	1–5	66,0	0,8
AfraidDie	2,42	1,26	0,53	-0,76	1–5	30,4	7,9
AnxNews	2,19	1,09	0,65	-0,37	1–5	32,4	2,8
Insomnia	1,38	0,65	2,25	7,51	1–5	68,0	0,8
HeartRaces	1,73	0,90	1,22	1,06	1–5	50,6	0,8
Сумарний бал	14,09	4,79	0,80	1,37	7–35	7,9	0,4

Примітка. M – середнє значення, SD – стандартне відхилення, Skew – асиметрія, Kurtosis – ексцес, Floor effect – «ефект підлоги», Ceiling effect – «ефект стелі».

Таблиця 2

Кореляція між пунктами FCV-19S, скорегована кореляція між пунктом і шкалою та значення коефіцієнта α Кронбаха, якщо пункт видалено

Пункти	Коефіцієнт кореляції							Шкала	
	1	2	3	4	5	6	7	Скорегована кореляція «пункт – решта»	Коефіцієнт α , якщо пункт видалено
1. Afraid	–							0,49	0,81
2. Umcomf	0,31	–						0,51	0,82
3. ClammyHands	0,35	0,32	–					0,60	0,80
4. AfraidDie	0,40	0,41	0,37	–				0,59	0,80
5. AnxNews	0,40	0,48	0,53	0,48	–			0,67	0,78
6. Insomnia	0,33	0,30	0,60	0,34	0,48	–		0,59	0,81
7. HeartRaces	0,39	0,38	0,54	0,52	0,54	0,62	–	0,68	0,78

Примітка. Усі коефіцієнти кореляції Пірсона статистично значущі, $p < 0,001$.

0,084, а значення коефіцієнтів інфляції дисперсії пунктів коливалося від 1,33 до 2,14, що свідчило про відсутність мультиколінеарності.

Експлораторне лікертівське шкалювання. Цей статистичний метод дає змогу віднайти в наборі змінних одновимірні шкали. Він виявляє групи пунктів, які мають високу кореляцію між собою, та низьку з іншими елементами шкали. Ядром кристалізації шкали є максимально однорідна «шкала з двох пунктів», між якими фіксується найбільша додатна кореляція. Між пунктами розраховується сумарний бал і до нової змінної додається новий пункт, що має сильний зв'язок. Кроки повторюються. Ядро поступово розширюється до утворення шкали, що відповідає умовам моделі монотонної однорідності. Процедура долучення нових пунктів до шкали завершується у разі досягнення заданого порогового значення – скорегованої кореляції «пункт – шкала» [10, с. 61–62].

Як видається з табл. 3, ядро шкали становили пункти HeartRaces та Insomnia ($r = 0,62$). Найбільше значення кореляції зі шкалою, що включало два пункти, мала змінна ClammyHands ($r = 0,63$). Останній пункт, який

було доєднано до шкали, – Afraid. Його кореляція з новою змінною – сумарним балом за іншими пунктами дорівнювала 0,49. Цей пункт розташовувався першим у відповідному блоці анкети. Ймовірно, він був неочікуваним для респондентів і, відповідаючи на наступні запитання, вони могли вибрати власну когнітивну стратегію та краще визначитися із самооцінкою своїх переживань.

У разі мінімального значення скорегованої кореляції 0,45 усі пункти належали до одновимірної шкали. Середня інтеркореляція пунктів шкали дорівнювала 0,43, а стандартизований коефіцієнт α для всієї шкали – 0,842 з 95% ДІ (0,810, 0,870).

Кластерний аналіз пунктів. Цей статистичний метод дає змогу виявити ієрархічне об'єднання змінних у кластери. На рис. 1 у прямокутниках подано пункти, у кружечках – нові композитні змінні, які об'єднують пару найближчих за відстанню змінних. Коефіцієнти біля стрілок – коефіцієнти кореляції між кластерами та пунктами або між кластерами нижчого та вищого порядку. Узгодженість змінних, що містяться в одному кластері, є вищою за

Таблиця 3

Експлораторне лікертівське шкалювання пунктів FCV-19S

Пункти	mr _{it}	r _{bar}	alpha
HeartRaces, Insomnia	0,62	0,62	0,76
ClammyHands	0,63	0,59	0,81
AnxNews	0,61	0,55	0,83
AfraidDie	0,54	0,50	0,83
Umcomf	0,50	0,46	0,84
Afraid	0,49	0,43	0,84

Примітка. Мінімальне значення скорегованої кореляції «пункт – шкала» для процедури пошуку 0,45, mr_{it} – кореляція «крайній пункт – шкала», r_{bar} – середнє значення кореляції між пунктами, alpha – α Кронбаха.

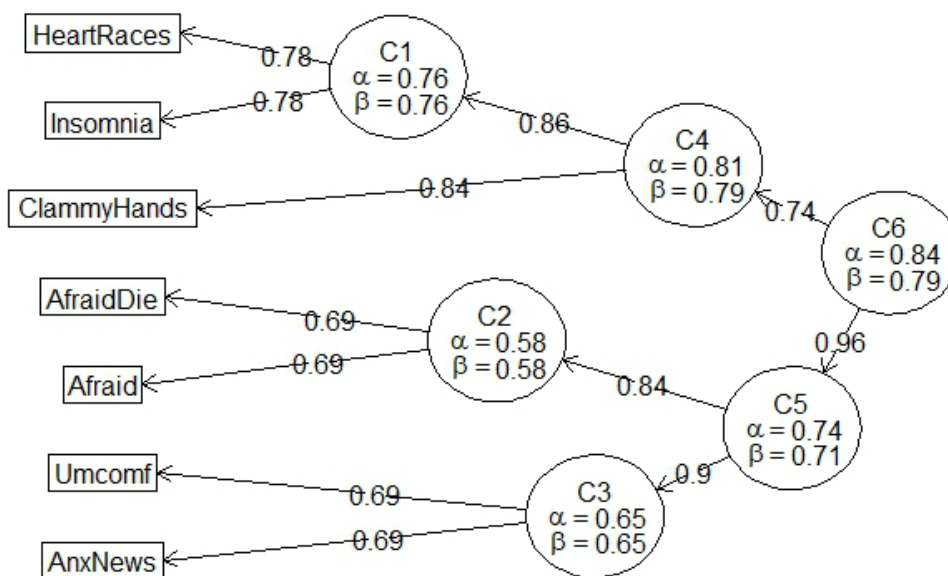


Рис. 1. Кластерний аналіз пунктів FCV-19S

їх узгодженість з іншими змінними. В кружечках подано значення коефіцієнтів стандартизованої α Кронбаха (середнє значення всіх коефіцієнтів надійності розщеплень шкали на дві частини) та β Ревелле (коефіцієнт надійності найгіршого розщеплення). На кожному кроці об'єднання у кластери відбувалося підвищення значень цих коефіцієнтів, допоки не буде досягнуто максимуму.

Шкала за своєю структурою була одноклас-терною. Проміжні кластери C_4 та C_5 могли вказувати на потенційну наявність двох субшкал.

Експлораторний факторний аналіз. Цей статистичний метод дає змогу оцінити латентні фактори, що пояснюють взаємозв'язки між явними змінними. Критерій адекватності вибірки Кайзера – Мейера – Олкіна становив 0,86, а критерій сферичності Бартлетта ($\chi^2(21) = 617,6, p < 0,001$) був статистично значущим, що свідчило про доцільність проведення експлораторного факторного аналізу.

На підставі емпіричного критерію Кайзера та Hull методу пропонувалося вибрати один фактор, паралельного факторного аналізу – два фактори, критеріїв «дуже простої структури» (very simple structure) – один або два фактори. Зважаючи на неоднакові результати, подальший аналіз було виконано з виокремленням одного та двох факторів за методом «мінімальний залишок».

Рішення з одним фактором (власне значення – 3,62) свідчило про обґрунтованість виокремлення одного виміру: проста оцінка одновимірності Ревелле (u), що коливається від 0 до 1, дорівнювала 0,938. Частка спільної дисперсії, яка пояснювалася латентним фактором, становила 44,2%. Показники допасованості були незадовільними (RMSEA = 0,102, 90% ДІ: 0,073–0,134, TLI = 0,906, SRMR = 0,07).

Двофакторне рішення виконане з косокутним обертанням «облімін». У цьому разі показники допасованості (RMSEA = 0,037, 90% ДІ: 0,0088, TLI = 0,988, SRMR = 0,04) свідчили про хорошу узгодженість емпіричних даних з моделлю. Частка поясненої спільної дисперсії першим фактором становила 29,1%, другим фактором – 22,3%. Кореляція між двома латентними змінними показувала

великий ефект ($r = 0,65$). Відповідно, частка дисперсії, що збігалася між факторами, дорівнювала 42,6%.

З матриці патернів (табл. 4) убачалося, що перший спільний фактор (власне значення – 3,62) навантажувалася чотирма пунктами (AfraidDie, Umcomf, AnxNews, Afraid), а другий (власне значення – 0,88) – трьома (Insomnia, ClammyHands, HeartRaces). Обидва фактори майже однаково навантажувалися пунктом HeartRaces.

Середнє значення індексу складності Хофмана дорівнювало 1,2. Більшість індикаторів у моделі зумовлювалася або першим, або другим латентним фактором. Спільність (h^2) показувала частку дисперсії змінної, що пояснювалася факторами. Менша пояснювальна сила факторів проявлялася для пунктів Afraid та Umcomf.

Отже, перший фактор міг інтерпретуватися як емоційна реакція на страх, а другий – як соматичні прояви страху.

Конфірматорний факторний аналіз. Цей метод дає змогу перевірити відповідність даних певній теоретичній моделі, а також порівняти альтернативні моделі з використанням показників допасованості. Попередньо проведений аналіз вказував на потенційну наявність однієї або двох латентних змінних. До конфірматорного факторного аналізу було включено чотири вимірювальні моделі: перша – однофакторна, в якій спільний фактор охоплював сім пунктів, друга – модифікована однофакторна, третя – двофакторна з фактором емоційної реакції на страх (пункти AfraidDie, Umcomf, AnxNews, Afraid) та фактором соматичного прояву страху (Insomnia, ClammyHands, HeartRaces), четверта – біфакторна S-1 з одним генеральним фактором, ортогональним до специфічного фактора, що відбивав лише соматичний прояв страху (пункти Insomnia, ClammyHands, HeartRace) у респондентів.

Результати тестування факторних структур FCV-19S з використанням MLR естиматора на вибірці київських студентів наведено в табл. 5.

Однофакторна вимірювальна модель не відповідала даним.

Таблиця 4

Матриця факторного відображення для пунктів FCV-19S

Пункти	Фактор 1	Фактор 2	Спільність
AfraidDie	0,75	-0,07	0,49
Umcomf	0,63	-0,06	0,35
AnxNews	0,62	0,18	0,56
Afraid	0,50	0,07	0,30
Insomnia	-0,04	0,90	0,76
ClammyHands	0,22	0,56	0,53
HeartRaces	0,42	0,43	0,60

Примітка. Напівжирним шрифтом виділено факторні навантаження, що відповідають певному фактору.

Показники допасованості факторних моделей для FCV-19S

Моделі	χ^2 (df)	p	Robust RMSEA	Верхня межа 90% ДІ robust RMSEA	SRMR	Robust CFI	Robust TLI	AIC
Однофакторна	42,07 (14)	< 0,001	0,098	0,133	0,050	0,943	0,914	4209,5
Модифікована однофакторна	17,93 (12)	0,118	0,047	0,089	0,031	0,989	0,981	4182,2
Двофакторна	24,19 (13)	0,029	0,063	0,102	0,035	0,978	0,965	4188,4
Біфакторна S-1	14,24 (11)	0,220	0,036	0,083	0,026	0,994	0,989	4179,8
Пропонована відсічка		> 0,05	< 0,7	Менше є кращим	< 0,08	> 0,96	> 0,96	Менше є кращим

Примітка. χ^2 (df) – значення робастного критерію χ^2 та кількість ступенів свободи, p – p -значення критерію χ^2 , robust RMSEA – robust root mean square error of approximation (робастна оцінка середньоквадратичної похибки апроксимації), верхня межа 90% ДІ robust RMSEA – верхня межа 90% ДІ значення робастної оцінки середньоквадратичної похибки апроксимації, SRMR – standardized root mean square residual (стандартизований середньоквадратичний залишок), robust CFI – robust comparative fit index (робастний порівняльний індекс допасованості моделі), robust TLI – robust Tucker – Lewis index (робастний індекс Такера – Льюїса), AIC – Akaike information criterion (інформаційний критерій Акаїке).

Результати попереднього аналізу зумовили необхідність модифікації моделі з одним фактором. Пункти ClammyHands, Insomnia та HeartRaces мали найнижчі середні бали та групувалися в один кластер або навантажували другий латентний фактор в експлораторному факторному аналізі. Отже, у конфірмаційному факторному аналізі було додано два зв'язки між залишками вказаних пунктів (ClammyHand та Insomnia, Insomnia та HeartRaces).

Модифікація однофакторної моделі призвела до покращання абсолютних індексів допасованості (табл. 5). Потужність показника robust RMSEA (0,047) становила 0,33.

Стандартизовані навантаження виявляли статистичну значущість ($p < 0,001$) та коливалися від 0,54 (пункт Afraid) до 0,76 (пункт AnxNews) (рис. 2). Коваріація залишків змінних ClammyHands та Insomnia дорівнювала 0,32 ($p = 0,01$), змінних Insomnia та HeartRaces – 0,29 ($p = 0,002$).

Для модифікованої однофакторної моделі частка середньої вилученої дисперсії дорівнювала 42,7%, а коефіцієнт ω_2 – 0,817 з 95% ДІ (0,765, 0,853). Коефіцієнт кореляції Пірсона факторного балу, обчисленого за моделлю, із сумарним балом за FCV-19S дорівнював 0,989 ($p < 0,001$).

Залишки, що свідчили про різницю між спостережуваною кореляційною матрицею та передбаченою моделлю, за абсолютними числами були менше 0,1, а отже, специфікація модифікованої однофакторної моделі була правильною.

Порівняно з однофакторною моделлю показники якості двофакторного рішення покращилися (табл. 5). Проте воно не відповідало цілковито даним. До того ж у рішенні

з двома латентними змінними дискримінаційна валідність не підтримувалася: кореляція між факторами дорівнювала 0,840 з 95% ДІ (0,752, 0,929), $\Delta \chi^2 = 1,7$, $df = 1$, $p = 0,193$.

Біфакторна S-1 модель передбачала наявність генерального латентного фактора (G), що пояснював страх перед коронавірусом загалом, і фактора специфічного (S), який фіксував лише соматичні прояви страху (рис. 3). Ця модель мала найкращі абсолютні та відносні показники допасованості та мінімальне значення інформаційного критерію Акаїке (табл. 5). Потужність показника robust RMSEA (0,036) становила 0,19.

Усі факторні навантаження індикаторів на генеральний та специфічний фактори були статистично значущими (рис. 3). Необхідно зазначити, що спосіб шкалювання фактора впливав на оцінки параметрів, стандартні похибки та p -значення.

Розбіжності між спостережуваною кореляційною матрицею та відтвореною за моделлю були незначні.

Частка спільної поясненої дисперсії генеральним фактором дорівнювала 80,2%, специфічним – 36,6%. Коефіцієнт ω для генерального фактора дорівнював 0,866, ω_s для специфічного (потенційної субшкали) – 0,839. Коефіцієнт ω_H для генерального фактора дорівнював 0,795, а ω_{Hs} для специфічного – 0,274. Коефіцієнт конструктивної відтворюваності H становив відповідно 0,843 та 0,568.

З огляду на показники допасованості, значення факторних навантажень та їхню статистичну значущість, високі значення всіх показників надійності, попри менше за референтне значення показника середньої вилученої дисперсії однофакторне рішення може вважа-

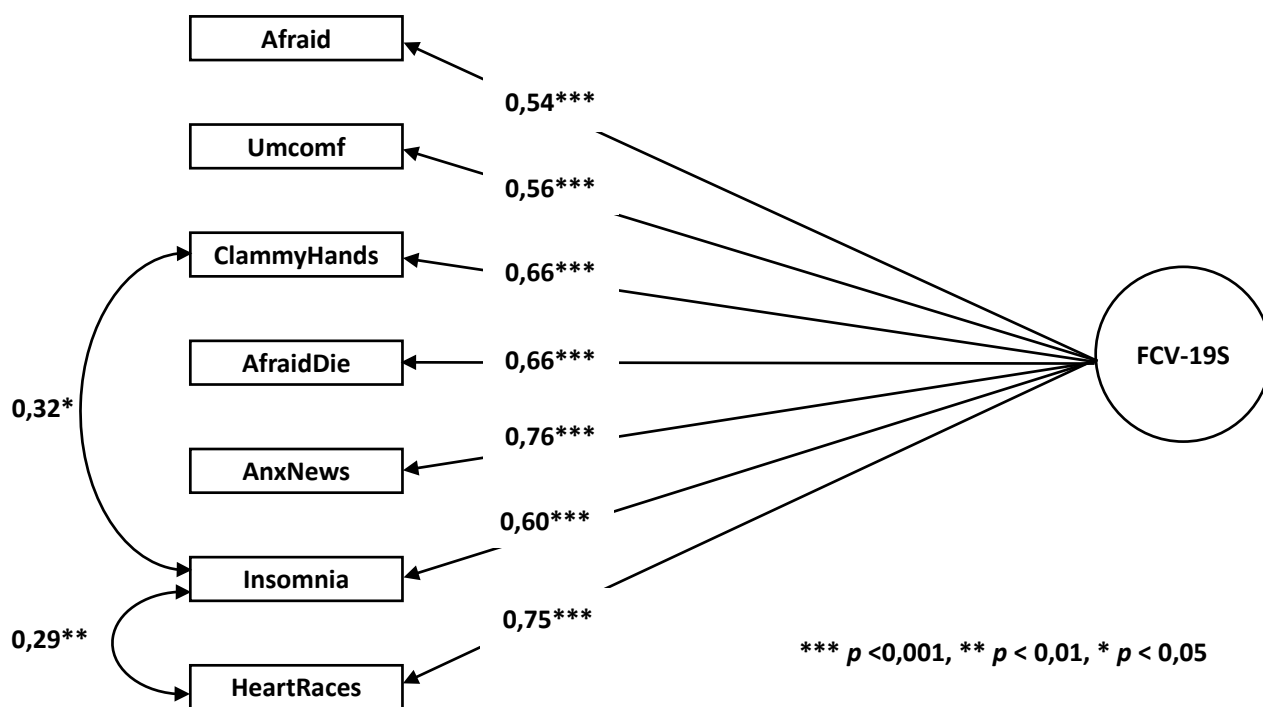


Рис. 2. Модифікована однофакторна модель FCV-19S

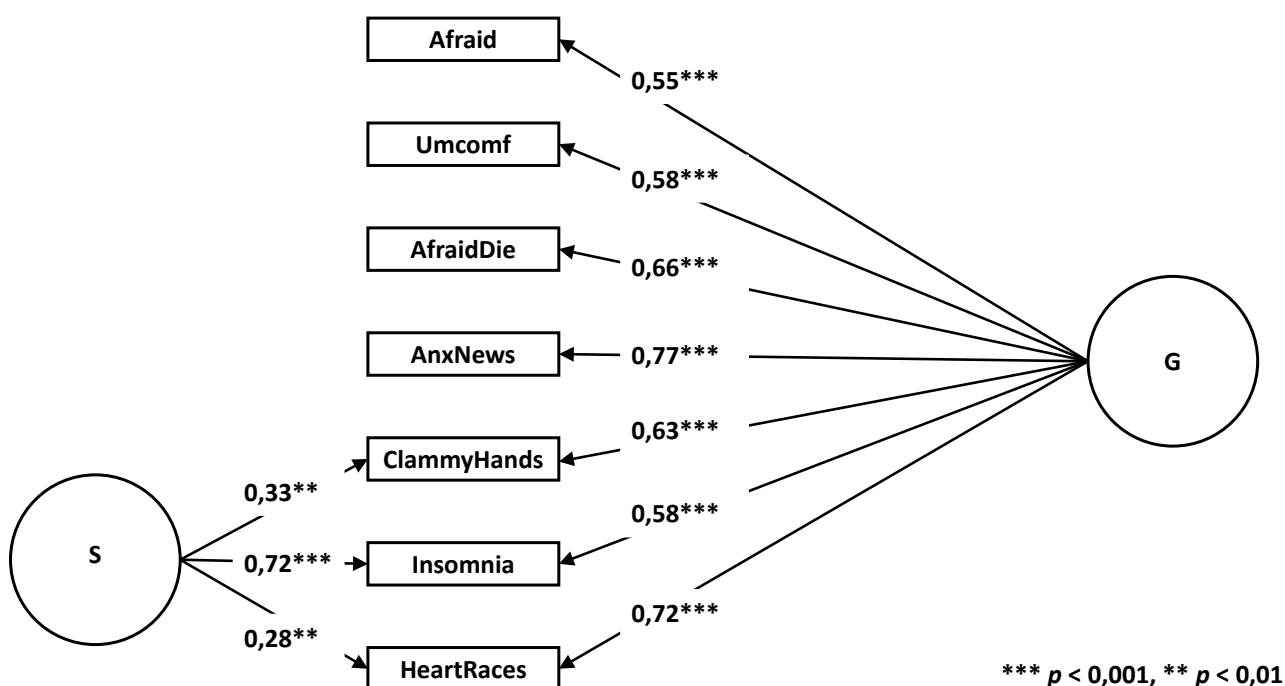


Рис. 3. Біфакторна S-1 модель FCV-19S

тися прийнятним. Однофакторна модель, хоча й зазнала модифікації в процесі аналізу, відповідала загалом базовому конструкту.

Надійність. Скореговані коефіцієнти кореляції між кожним із пунктів зі шкалою, що включала суму балів за рештою пунктів, коливалися від 0,49 (пункт Afraid) до 0,68 (пункт HeartRaces) та відповідали сильному зв'язку.

Вилучення жодного з пунктів не призводило до збільшення α Кронбаха (табл. 2).

Коефіцієнт α дорівнював 0,825 з 95% ДІ (0,790, 0,856), λ_2 Гуттмана – 0,832 з 95% ДІ (0,788, 0,868), λ_6 Гуттмана – 0,835 з 95% ДІ (0,802, 0,864), максимального розщеплення шкали на дві частини (λ_4 Гуттмана) – 0,861, мінімального розщеплення (β Ревелле) –

0,739, що вище за граничне значення (0,7) та свідчило про хорошу внутрішню узгодженість пунктів української версії FCV-19S.

Порівняння значення α Кронбаха (0,825), отримане за результатами валідизації шкали на вибірці студентів київського вишу ($n = 253$), зі значенням α Кронбаха (0,815, 95% ДІ: 0,796, 0,833) шкали, що мала інший переклад українською, на вибірці студентів чотирьох українських вишів ($n = 907$) [4, с. 1] не давало підстав для відхилення нульової гіпотези та прийняття альтернативної гіпотези про наявність різниці цих коефіцієнтів у генеральній сукупності ($\chi^2(1) = 0,226, p = 0,635$).

Аналіз Раша. Цей метод доповнював результати факторного аналізу під час перевірки факторної валідності FCV-19S. Модель рейтингової шкали пов'язує ймовірність вибору категорій тверджень зі ступенем вираженості латентної риси, «складності» пункту та набору порогових значень (фіксованих для всіх пунктів). Індекс складності, що виражається в логітах, показує наскільки «складно» або «легко» було погодитися респондентам з пунктом, де найвище значення вказує на складніше (з яким респондент найбільш згоден) твердження для оцінки. Як видається з табл. 6, найпростішим був пункт Umcomf, а найскладнішим – пункт Insomnia. Відстань між мінімальним та максимальним рівнями складності становила 3,23 логіти.

Конструктивна валідність пунктів оцінювалася за допомогою різниці між спостережуваними відповідями та відповідями, розрахованими за моделлю. Індeksi залишків – середньоквадратичні зважені та незважені відхилення – вказували, чи відповідав пункт одновимірності. Значення індєксів Infit та Outfit перебували у прийнятному діапазоні від 0,64 до 1,28.

Аналіз стандартизованих залишків моделі за методом головних компонент засвідчив, що значення першого (1,69) або другого (1,38) контрасту було меншим 2, а отже, пункти належали до одного виміру.

Порогові параметри Андрича, – точки, в яких сусідні категорії мають приблизно рівні шанси вибору респондентом, демонстрували хорошу впорядкованість (-2,27, -0,30, 0,50, 2,08).

На карті Райта подано розподіл значень латентної риси страху перед коронавірусом у вибірці респондентів (зліва) та пункти (справа) на єдиній інтервальної шкалі, що вимірюється в логітах; нумерація пунктів на рис. 4 відповідає порядку їх розміщення в рядках табл. 6. З цього рисунку вбачається певна ієрархія пунктів: пункти Insomnia, ClammyHands та HeartRaces відповідали максимально вираженій латентній рисі страху перед коронавірусом, пункт Umcomf – виокремлював респондентів з низьким страхом, решта пунктів – Afraid, AfraidDie, AnxNews охоплювали центральну частину розподілу значень латентної риси.

Показники якості шкали за Рашем були загалом прийнятними: індекс надійності відокремлення пунктів дорівнював 11,19, надійність відокремлення пунктів становила 0,99, індекс надійності відокремлення осіб дорівнював 1,93, надійність відокремлення осіб становила 0,79.

Обговорення. *Перше.* Новий психометричний інструмент – FCV-19S, широко використовувався в зарубіжних країнах та, щонайменше тричі (у різних перекладах), в Україні. FCV-19S вирізняється лаконічністю та хорошими психометричними властивостями. Результати різних апробацій збігаються за основними мірами надійності, проте суттєво відрізняються за факторною структурою. У низці досліджень показники допасованості моделі з двома факторами були кращими за модель з одним фактором.

Торкаючись якісного аналізу змісту вживаних мовленнєвих зворотів, слід зазначити, що дві пари пунктів є синонімічно близькими або схожими за сприйняттям. Так, формулювання пунктів Afraid («Найбільше я боюся COVID-19») та AfraidDie («Я боюся втратити своє життя через COVID-19») містять три однакові слова («я», «боюся», «COVID-19»).

Таблиця 6

Показники якості пунктів FCV-19S

Пункти	Difficulty	Infit	Outfit
1. Afraid	-0,49	1,06	1,28
2. Umcomf	-1,62	1,24	1,27
3. ClammyHands	1,48	0,83	0,68
4. AfraidDie	-0,96	1,25	1,24
5. AnxNews	-0,53	0,87	0,87
6. Insomnia	1,61	0,84	0,64
7. HeartRaces	0,49	0,84	0,78

Примітка. Difficulty – складність пункту, Infit – information-weighted mean square statistic (середньоквадратична інформаційно-зважена статистика), Outfit – outlier-sensitive means square statistic (чутлива до викидів середньоквадратична статистика).

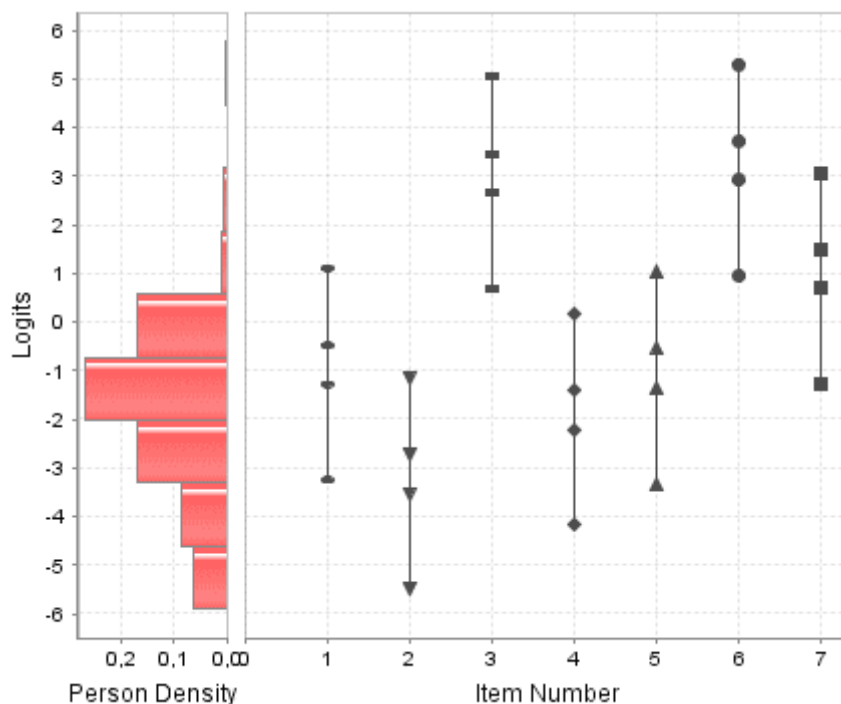


Рис. 4. Карта Райта для FCV-19S

Пункти Umcomf («Мені неприємно думати про COVID-19») та AnxNews («Під час перегляду новин та історій щодо COVID-19 у соціальних мережах я нервую або тривожуся») можуть мати спільне в тому, що в обох випадках страх проявляється через когнітивні механізми. Крім того, інформаційні повідомлення можуть зумовлювати неприємні думки, через які людина починала нервувати та тривожитися.

У пунктах Umcomf («Мені неприємно думати про COVID-19») та ClammyHands («Мої руки пітніють, коли я думаю про COVID-19») вживається дієслово «думати». У формулюваннях усіх пунктів наявне слово «COVID-19».

Отже, якщо респонденти відповідали за шкалою Лікерта однаково на схожі формулювання, це могло збільшити кореляційний взаємозв'язок змінних.

До шкали було включено пункти, які фіксують спектр емоційних переживань (Afraid, Umcomf, AfraidDie, AnxNews), притаманних певній категорії осіб, та пункти, що фіксували вегетативні зміни, спричинені побоюваннями коронавірусу (ClammyHands, Insomnia, HeartRaces), у невеликої кількості людей. Соматичні прояви страху могли відбуватися на фоні надмірної тривожності, а також неприємних почуттів чи надлишкового споживання інформації щодо теми коронавірусу. До того ж високий рівень емоційної тривоги може призвести до розвитку вегетативної дисфункції.

Друге. Відмінності результатів усіляких досліджень можуть зумовлюватися цілим комплексом чинників, зокрема, такими.

Неоднакове сприйняття проблеми епідемії COVID-19 у країнах світу різними соціально-демографічними групами й населенням загалом (культурні відмінності, дотримання емоційних норм) і під час певної стадії пандемії та її висвітлення в медіапросторі.

Особливості формування вибірок та їх обсяги. Багато опитувань проводилося в Інтернеті з використанням вибірок, що не мали властивості репрезентативності та були зміщені за соціально-демографічними ознаками. У різних вибірках могла існувати певна комбінація емоційних реакцій і соматичних проявів страху в респондентів.

Специфіка застосування статистичних методів або варіативність рішень у межах якогось одного типу аналізу.

Порівнювати результати різних досліджень можна за умови використання однакових методів аналізу даних. Під час вивчення структурної валідності FCV-19S за допомогою конфірмаційного факторного аналізу застосовувалися різні міри зв'язку та методи оцінки моделей.

У разі обчислення коефіцієнта кореляції Пірсона трактування шкали з невеликою кількістю градацій, які до того ж не мають однакових відстаней, як інтервальної є сильним припущенням. Змінні, які мали категорії з низькою частотою, виявляли щільніший взаємозв'язок, що зумовлювало утворення додаткових вимірів.

Поліхоричний коефіцієнт кореляції краще враховує тип вихідної шкали вимірювання пунктів, наявність сильної асиметрії та нелі-

нійність. Він моделює взаємозв'язок з припущенням про те, що в основі двох порядкових змінних лежать латентні неперервні змінні, які мають двовимірний нормальний розподіл. У разі обчислення поліхоричних коефіцієнтів на різних вибірках границі розділення латентної ознаки на інтервали будуть неоднакові та залежатимуть від «складності» запитань. Зазвичай факторизація матриці поліхоричних коефіцієнтів кореляції призводить до більшої частки поясненої дисперсії. Зі свого боку, наявність дуже щільних взаємозв'язків може призводити до виродження кореляційної матриці. Розрізнені дані або дані, що надто відрізняються за формою від нормального розподілу, потребують згортання категорій, а використання робастного варіанта методу оцінки моделі з порядковими змінними – більшого обсягу вибірки.

Третє. Київські студенти виявляли загалом низький рівень страху перед коронавірусом із середнім сумарним балом за FCV-19S 14,09. Лише у 3 з 71 проведених досліджень за аналізованою темою середнє значення коливалось від 13,39 до 14,37 бала [9, с. 7]. Середнє значення за шкалою у вибірці київських студентів було також нижчим, ніж в інших 16 опитуваних іноземних студентів (найменша ж оцінка в 14,37 бала спостерігалася у вибірці іспанських студентів) [3, с. 4].

Менший рівень страху перед коронавірусом у молоді загалом може пояснюватися кращим станом здоров'я цієї демографічної групи та нижчим ризиком тяжкого перебігу вказаного респіраторного захворювання [15, с. 5].

Необхідно також зазначити, що анкета інтернет-опитування київських студентів

містила різні тематичні блоки запитань. Натомість у спеціалізованих опитуваннях респонденти могли бути попередньо «розігріті» запитаннями щодо якоїсь однієї теми.

У процесі аналізу масиву даних соціологічного опитування з'ясувалося дослідницьке питання щодо розмірності шкали та кращого пояснення матриці коваріацій пунктів. У результаті аналізу встановлено, що структура шкали є одновимірною, а її психометричні властивості (додатково узагальнені в табл. 7) на вибірці київських студентів – адекватними.

Для визначення факторної структури здійснено порівняння показників допасованості чотирьох моделей: однофакторної, модифікованої однофакторної, двофакторної та біфакторної S-1. Однофакторна та двофакторна моделі не відповідали даним. Крім того, у двофакторній моделі латентні змінні мали високу кореляцію.

З двох моделей, що конкурували між собою, попри кращі показники відповідності біфакторної S-1 моделі, перевага надана модифікованій однофакторній моделі, оскільки вона співвідносилася з попередньою теорією. Модифікована однофакторна та біфакторна S-1 моделі враховували, хоча й по-різному, наявну специфіку взаємозв'язку непогодження або погодження респондентів з твердженнями щодо соматичних проявів страху. Пункти, що відповідали фізіологічним реакціям, мали суттєво менший середній бал (найбільшу складність). Вони швидше посилювали правий полюс шкали, вирізняючи осіб, які побоювалися коронавірусу, ніж утворювали окремих підвимір, як передбачає біфакторна S-1 модель.

Таблиця 7

Психометричні властивості FCV-19S

Міра надійності	Оцінка та 95% ДІ	Пропонована відсічка
<i>Класична теорія тестування</i>		
α Кронбаха	0,825 (0,790, 0,856)	$\geq 0,7$
Стандартизована α Кронбаха	0,842 (0,810, 0,870)	$\geq 0,7$
λ_2 Гуттмана	0,832 (0,788, 0,868)	$\geq 0,7$
λ_6 Гуттмана	0,835 (0,802, 0,864)	$\geq 0,7$
λ_4 Гуттмана	0,861	$\geq 0,7$
β Ревелле	0,739	$\geq 0,7$
ω_2	0,817 (0,765, 0,853)	$\geq 0,7$
Частка середньої вилученої дисперсії	42,7%	$> 50\%$
<i>Теорія вимірювання Раша</i>		
Надійність розділення пунктів за Рашем	0,99	$\geq 0,7$
Індекс надійності розділення пунктів за Рашем	11,19	≥ 2
Надійність відокремлення осіб за Рашем	0,79	$\geq 0,7$
Індекс надійності відокремлення осіб за Рашем	1,93	≥ 2

Латентний фактор пояснював менше 50% спільної дисперсії, проте, водночас, показники надійності шкали були загалом високими. Слід зазначити, що в різних апробаціях частка середньої вилученої дисперсії, що припадала на один фактор, суттєво різнилася.

Моделювання за Рашем показало задовільні показники надійності шкали.

Обмеження. Пошукове соціологічне інтернет-опитування проводилося в одному із закладів вищої освіти на невеликій вибірці, яка не репрезентувала генеральну сукупність студентів м. Києва.

Висновки. У період пандемії важливими є адекватна оцінка потенційної небезпеки захворювання на коронавірус, дотримання запобіжних заходів захисту себе та оточення і збереження психологічної стійкості. Опитувальник FCV-19S дає змогу виміряти страх перед коронавірусом у різних соціально-демографічних групах та населення загалом.

Україномовна адаптація FCV-19S включала переклад тверджень шкали та проведення пошукового соціологічного інтернет-опитування київських студентів. Для виявлення особливостей даних, пояснення взаємозв'язку між пунктами, встановлення розрізності шкали і факторної структури комплексно використано статистичні методи, що підвищило змістовну інтерпретацію даних, надійність висновків та надало змогу зіставити результати різних досліджень. Україномовна версія FCV-19S відповідала вимогам психометричних стандартів. Конфірматорним факторним аналізом підтверджено факторну валідність шкали. Вона мала одновимірну структуру та хороші показники надійності – узгодженості серед категорії київських студентів.

ЛІТЕРАТУРА:

1. The Fear of COVID-19 Scale: development and initial validation / D.K. Ahorsu et al. *International Journal of Mental Health and Addiction*. 2020. P. 1538–1545. URL: <https://doi.org/10.1007/s11469-020-00270-8> (дата звернення: 27.02.2023).
2. Blázquez-Rincón D., Durán J.I., Botella J. The Fear of COVID-19 Scale: a reliability generalization meta-analysis. *Assessment*. 2021. P. 940–948. URL: <https://doi.org/10.1177/1073191121994164> (дата звернення: 30.11.2022).
3. Fear of COVID-19 among college students: a systematic review and meta-analysis / F. Wang et al. *Frontiers in Public Health*. 2022. Vol. 10. P. 1–10. URL: <https://doi.org/10.3389/fpubh.2022.846894> (дата звернення: 30.12.2022).
4. COVID-19 fear association with Ukrainian “help profession” student mental health, substance use, and resilience / V. Pavlenko et al. *Journal of Loss and Trauma*. 2021. P. 1–4. URL: <https://doi.org/10.1080/15325024.2021.1961408> (дата звернення: 28.12.2022).
5. Fear of COVID-19 Scale (FCV-19S) across countries: measurement invariance issues / C. Lin et al. *Nursing Open*. 2021. Vol. 8. No. 4. P. 1892–1908. URL: <https://doi.org/10.1002/nop.2.855> (дата звернення: 17.12.2022).
6. The Fear of COVID-19 scale: its structure and measurement invariance across 48 countries / A.J. Sawicki et al. *Psychological Assessment*. 2022. Vol. 34. No. 3. P. 294–310. URL: <https://doi.org/10.1037/pas0001102> (дата звернення: 17.12.2022).
7. Cross-cultural measurement invariance of the fear of COVID-19 scale in seven Latin American countries / T. Caycho-Rodríguez et al. *Death Studies*. 2021. P. 1–15. URL: <https://doi.org/10.1080/07481187.2021.1879318> (дата звернення: 17.12.2022).
8. Item Response Theory analysis of the Fear of COVID-19 Scale (FCV-19S): A Systematic Review / Z. Alimoradi et al. *Psychology Research and Behavior Management*. 2022. Vol. 15. P. 581–596. URL: <https://doi.org/10.2147/prbm.s350660> (дата звернення: 17.12.2022).
9. Fear of COVID-19 and its association with mental health-related factors: systematic review and meta-analysis / Z. Alimoradi et al. *BJPsych Open*. 2022. Vol. 8, no. 2. P. 1–26. URL: <https://doi.org/10.1192/bjo.2022.26> (дата звернення: 28.12.2022).
10. Müller-Schneider T. Exploratory Likert scaling as an alternative to exploratory factor analysis. *Methods, data, analyses*. 2022. Vol. 16(1). P. 51–76. URL: <https://doi.org/10.12758/mda.2021.12> (дата звернення: 17.12.2022).
11. Revelle W. ICLUST: A cluster analytic approach to exploratory and confirmatory scale construction. *Behavior Research Methods & Instrumentation*. 1978. Vol. 10. No. 5. P. 739–742. URL: <https://doi.org/10.3758/bf03205389> (дата звернення: 17.12.2022).
12. Gana K., Broc G. Structural equation modeling with Lavaan. Wiley & Sons, Incorporated, John, 2019. 304 p.
13. Hair J.F., Black W.C., Babin B.J. and Anderson R.E. Multivariate data analysis. Eighth edition. Publisher: Cengage Learning, EMEA, Hampshire, UK, 2019. 813 p.
14. Rönkkö M., Cho E. An updated guideline for assessing discriminant validity. *Organizational Research Methods*. 2022. Vol. 25. Issue 1. P. 6–47. URL: <https://doi.org/10.1177/1094428120968614> (дата звернення: 17.12.2022).
15. Age-stratified infection fatality rate of COVID-19 in the non-elderly population / A.M. Pezzullo et al. *Environmental Research*. 2023. Vol. 216. Part 3. P. 1–13. URL: <https://doi.org/10.1016/j.envres.2022.114655> (дата звернення: 10.01.2023).