

**КРИМІНАЛЬНЕ ПРАВО ТА КРИМІНОЛОГІЯ.
КРИМІНАЛЬНО-ВИКОНАВЧЕ ПРАВО**

УДК 316.6-047.37:343.9.018(477)

Бова Андрій Андрійович,

кандидат соціологічних наук, старший науковий співробітник,
провідний науковий співробітник ДНДІ МВС України, м. Київ, Україна,
старший науковий співробітник Інституту соціології
НАН України, м. Київ, Україна,
ORCID ID 0000-0003-1588-0250

**БАЗОВІ ПСИХОМЕТРИЧНІ ВЛАСТИВОСТІ ШКАЛИ ПОБОЮВАННЯ
СТАТИ ЖЕРТВОЮ ЗЛОЧИНУ: ДОСЛІДЖЕННЯ НА ВИБІРЦІ ДОРОСЛОГО
НАСЕЛЕННЯ УКРАЇНИ**

У дослідженні висвітлено створення короткої шкали вимірювання побоювання статі жертвою злочину та викладено аналіз її основних психометричних властивостей. Емпіричну базу становлять результати всеукраїнського соціологічного опитування ($n = 15\,021$), проведеного в листопаді – грудні 2020 року на замовлення Національної поліції України. Однофакторна модифікована модель 5-пунктової шкали продемонструвала хорошу узгодженість з даними ($scaled\ RMSEA = 0,041$, $scaled\ CFI = 0,999$, $SRMR = 0,007$, $WRMR = 0,92$), адекватну конвергентну валідність ($AVE = 0,60$) та високу надійність ($\omega_{cat} = 0,83$, $\alpha = 0,86$, $\alpha_{ordinal} = 0,89$). Результати аналізу підтвердили інваріантність вимірювання за статтю. Жінки статистично значущо більше побоювалися статі жертвою злочину ніж чоловіки ($d = 0,74$).

Ключові слова: *страх перед злочинністю, шкала побоювання статі жертвою злочину, конфірмаційний факторний аналіз, конструктивна валідність, надійність, багатогруповий аналіз, перевірка інваріантності, статі, Україна.*

Страх перед злочинністю є реакцією на реальну чи потенційну небезпеку, що загрожує індивіду. Його прояви та інтенсивність залежать не лише від психологічних рис, соціально-демографічних характеристик особи, її досвіду, але й від структурних чинників, зокрема рівня злочинності в регіоні, висвітлення кримінальних подій у ЗМІ, ефективності роботи правоохоронних органів та загального соціокультурного контексту, що формує сприйняття безпеки. Складність та багатовимірність цього феномену зумовлюють його дослідження в межах кримінології, психології та соціології. Зокрема, соціологічний моніторинг дає змогу оцінити динаміку страху перед злочинністю в суспільстві, визначити відносну вагу чинників, що його зумовлюють, а також проаналізувати його вплив на якість життя та суб'єктивне благополуччя громадян.

Дослідники акцентують увагу на тому, що певні методологічні особливості у

© Bova Andrii, 2024

DOI (Article): [https://doi.org/10.36486/np.2024.3\(65\).10](https://doi.org/10.36486/np.2024.3(65).10)

Issue 3-4(65-66) 2024

<https://naukaipravookhrona.com/>

вимірюванні страху перед злочинністю можуть впливати на точність отриманих результатів. Так, Марсель Ноак, узагальнюючи окремі методологічні недоліки вимірювання страху перед злочинністю, пропонує використовувати оцінки страху щодо конкретних видів злочинів замість загальних питань. Ранні підходи до вимірювання страху перед злочинністю фокусувалися на загальних поняттях, таких як «відчуття безпеки», що не завжди точно відбивало його емоційні або когнітивні аспекти [1].

Сучасна кримінологія розглядає сприйняття злочинності як багатогранний психологічний феномен, що складається з різних компонентів та вимірів. Кеннет Ферраро та Ренді Грейндж, спираючись на роботу Фреда Дюбоу, Едварда Маккейба та Гейл Каплан, запропонували концептуальну схему, яка дає змогу розмежувати різні аспекти цього явища: когнітивні судження, ціннісне ставлення та емоційні реакції як на загальному, так і на особистому рівнях [2, с. 72]. Указані соціологи також зазначають: «Страх перед злочинністю – це негативна емоційна реакція, викликана злочинністю або символами, пов'язаними з нею, яка концептуально відрізняється від суджень (ризиків) чи занепокоєння (цінностей) щодо злочинності» [2, с. 73].

Свою чергою Уте Габріель та Вернер Греве запропонували теоретичну схему, яка розглядає страх перед злочинністю у трьох основних категоріях: специфічний для конкретного злочину, загальний для низки злочинів та неспецифічний. Наведені категорії оцінюються через чотири аспекти: емоційний, когнітивний, поведінковий та глобальний. Емоційний аспект передбачає вивчення частоти або інтенсивності страху, наприклад, запитання про те, як часто респонденти бояться стати жертвами конкретного злочину чи злочинів загалом. Когнітивний аспект зосереджується на очікуваннях та сприйнятті ймовірності стати жертвою злочину в майбутньому. Поведінковий аспект аналізує зміни в поведінці, викликані страхом, наприклад, уникнення громадських місць чи носіння засобів самооборони. Глобальний аспект охоплює загальні уявлення і відчуття страху перед злочинністю, не прив'язані до конкретних ситуацій [3, с. 10].

Встановлення рівня страху перед злочинністю через побоювання стати жертвою різних видів правопорушень, зокрема, майнових та насильницьких злочинів, широко представлене в методиках сучасних кримінологічних досліджень [4–9]. В огляді літератури за темою, проведеному Тімоті Хартом, Майклом Чатавеєм та Жаком Меллбергом [10], висувається рекомендація, згідно з якою кількісні дослідження мають чіткіше визначати, який саме аспект страху перед злочинністю вони вимірюють (емоційний чи/та когнітивний), а також містити показники якості вимірювального інструментарію.

Попри суттєвий прогрес у розвитку теоретичних підходів до пояснення феномену страху перед злочинністю та значну кількість проведених емпіричних досліджень, досі спостерігається брак компактних шкал для використання у масових соціологічних опитуваннях.

Мета статті полягає в розробленні короткої шкали побоювання стати жертвою злочину та перевірці її основних психометричних властивостей (факторної структури, надійності – внутрішньої узгодженості та інваріантності вимірювання за статтю) на вибірці дорослого населення України.

Емпіричною базою дослідження слугували результати соціологічного опитування щодо вивчення рівня довіри громадян до поліції, здійснене ТОВ «ФОРСЕРВІС ЮА СЕЙЛЗ» у листопаді – грудні 2020 р. на замовлення Національної поліції України. Метод дослідження: структуроване інтерв'ю (face-to-face) за місцем проживання респондента. Вибірка національна, територіально-поселенська (місто/село) – випадкова, стратифікована, репрезентативна для населення України від 18 років. Добір респондентів здійснювався випадково, а загальна кількість опитаних склала $n = 15\,021$, зокрема по 600 респондентів у кожному регіоні.

Для подальшого аналізу було відібрано підпитання з табличного запитання із загальним формулюванням: «Наскільки Ви побоюєтесь...» та підпитаннями (у дужках подано імена змінних):

«...крадіжки з вашого будинку»? (Burglary);

«...бути обманутим шахраями (телефоном, з банківськими картками тощо)?» (Scam);

«...бути пограбованим чи обкраденим на вулиці»? (Robbery Theft);

«...стати жертвою фізичного насильства з боку незнайомих вам людей»? (Assault);

«...стати жертвою образи на вулиці або в громадському місці»? (Insult).

Початково шкала містила п'ять варіантів відповідей. Респондентів, які обрали альтернативу «важко відповісти» принаймні в одному з підпитань, було вилучено з масиву. Відтак, у подальшому аналізі використовувалася порядкова шкала з такими градаціями: 1 – «зовсім не побоююсь», 2 – «скоріше не побоююсь», 3 – «скоріше побоююсь», 4 – «дуже побоююсь».

Слід зазначити, що обрані для аналізу питання відбивають різноманітні прояви злочинних посягань та інших правопорушень. Індикатори демонструють змістовну гетерогенність, що дає змогу врахувати різні аспекти віктимізаційних побоювань респондентів. За характером потенційної шкоди досліджувані правопорушення можна розділити на дві категорії: ті, що пов'язані з матеріальними втратами (крадіжки, шахрайство, пограбування), та ті, що становлять загрозу особистій безпеці (фізичне насильство, вербальна агресія). За критерієм локації скоєння злочину виокремлюються правопорушення вуличного характеру (пограбування, обкрадання, образа). Специфічною характеристикою шахрайства є можливість його скоєння без безпосереднього контакту між злочинцем та потерпілою особою.

Хоча образа на вулиці або в громадському місці (лайка, нецензурні висловлювання, глузування, принизливі жести, погрози) є адміністративним правопорушенням, така дія, особливо якщо супроводжується агресією з боку кривдника, може порушувати емоційну рівновагу людини та створювати дискомфорт у соціальній взаємодії. Включення до шкали зазначеного запитання є обґрунтованим, оскільки воно забезпечує повніше розуміння спектра ситуацій, що викликають занепокоєння в людей та впливають на їхнє відчуття безпеки в повсякденному житті, слугуючи водночас базою для порівняння з побоюваннями щодо інших правопорушень.

При формуванні виміральної шкали було виключено певні категорії правопорушень, що містилися в опитувальнику. Це стосувалося протиправних діянь,

які характеризуються специфічною віктимізацією та обмеженим колом потенційних жертв: угон або крадіжка речей з автомобіля (актуально лише для власників транспортних засобів), дорожньо-транспортні пригоди, а також сексуальне насильство (має гендерно-асиметричний характер віктимізації). Крім того, виключено загальне формулювання «побоювання стати жертвою будь-якого злочину», оскільки воно не мало змістовної інтерпретації.

Питання шкали зосереджені на фіксації особистого занепокоєння щодо конкретних видів правопорушень, а не на загальному страху перед злочинністю. Отже, згідно з класифікацією Кеннета Ферраро й Ренді Грейнджа пункти нової шкали можна віднести до категорії тих, що вимірюють особистісний афективний компонент сприйняття страху перед злочинністю [2, с. 72].

Аналіз охоплював розрахунок процентних розподілів, обчислення поліхоричних коефіцієнтів кореляції та проведення факторного аналізу трьох типів: експлораторного, конфірматорного та багатогрупового категоріального конфірматорного.

Поліхоричні коефіцієнти кореляції використовуються для вимірювання лінійного зв'язку між порядковими ознаками. В основі коефіцієнта поліхоричної кореляції лежить припущення, що за кожними двома спостережуваними порядковими змінними стоять неперервні латентні змінні, які мають спільний двовимірний нормальний розподіл. Ці латентні змінні розділені на впорядковані категорії за допомогою порогових значень.

Побоювання стати жертвою злочину є складним психологічним конструктом, що вимірюється опосередковано через латентний фактор, який визначає відповіді респондентів на пункти відповідної шкали. Експлораторний факторний аналіз (ЕФА) застосовувався для виявлення потенційних латентних змінних, тоді як конфірматорний факторний аналіз (КФА) – для перевірки альтернативних моделей та підтвердження факторної структури шкали.

У ЕФА виокремлення факторів здійснювалося за методом мінімальних залишків (Minimum Residual) з подальшим косокутним обертанням (oblimin).

У КФА використано оцінювач WLSMV, який демонструє більшу стійкість до порушення нормального розподілу даних у разі порядкових індикаторів, а також відповідні масштабовані версії показників допасованості.

Зважаючи на чутливість критерію χ^2 з відповідною кількістю ступенів свободи (df) до великого розміру вибірки, ми спиралися на такі показники узгодженості моделі та їх референтні значення: масштабований індекс середньоквадратичної помилки апроксимації (scaled RMSEA) $<0,05$ для відмінної та $<0,08$ для прийнятної узгодженості; масштабований порівняльний індекс допасованості (scaled CFI) $>0,95$; стандартизований корінь середнього квадрата залишків (SRMR) $<0,08$; зважений корінь середньоквадратичного залишку (WRMR) $\leq 1,0$.

Шкалювання латентної змінної у КФА здійснювалося за допомогою методу маркерної змінної, коли факторне навантаження одного з індикаторів фіксувалося на одиниці.

Внутрішня конвергентна валідність свідчила про те, що індикатори вимірюють один і той самий конструкт. Про її підтвердження свідчили значення факторних навантажень ($\lambda > 0,40$) та середньої вилученої дисперсії (AVE $> 0,50$).

Надійність шкали оцінювалася двома способами: структурна надійність латентного фактора визначалася за допомогою коефіцієнта ω_{cat} , а внутрішня узгодженість спостережуваних змінних – за допомогою коефіцієнтів α Кронбаха та $\alpha_{ordinal}$. Прийнятними вважалися значення показників $> 0,7$.

Інваріантність вимірювання означає, що певні аспекти характеристики моделі залишаються стабільними в різних групах. Конфігураційна інваріантність передбачає, що структура моделі є однаковою між групами. Метрична інваріантність додатково вимагає, щоб коефіцієнти факторних навантажень були еквівалентними в порівнюваних групах. Скалярна інваріантність, окрім умов попередніх рівнів, потребує, щоб еквівалентність зберігали також інтерсепти/порогові значення індикаторів.

У багатогруповому конфірмаційному факторному аналізі послідовно перевіряються вкладені моделі з поступовим обмеженням їх параметрів та порівнянням змін у показниках узгодженості. Існують різні підходи до визначення референтних значень, зважаючи на кількість порівнюваних груп, обсяг вибірки та збалансованість чисельності груп, кількість латентних факторів та індикаторів тощо. За умови рівних за обсягом груп із кількістю спостережень понад 300 у кожній, одночасна зміна показника CFI на $\geq -0,010$ та RMSEA на $\geq 0,015$ між послідовними рівнями інваріантності вказує на нееквівалентність факторних навантажень або інтерсептів [11, с. 501].

Досягнення інваріантності вимірювання дає змогу порівнювати латентні середні між групами (у нашому дослідженні – чоловіків та жінок). Для оцінювання величини ефекту використовувалося абсолютне значення d Коена (Cohen's d), що інтерпретувалося так: d , що дорівнює 0,2, вказує на малий ефект, 0,5 – на помірний ефект, а 0,8 – на великий ефект.

Довірчий інтервал (ДІ) точкової оцінки відображає діапазон можливих значень, у якому з певною надійністю міститиметься ця статистична оцінка генеральної сукупності при повторних випадкових вибірках.

Статистичні гіпотези перевірялися на рівні значущості $\alpha = 0,05$. Статистичну обробку та аналіз даних (без зважування масиву) було проведено за допомогою мови програмування R (версія 4.4.1). До подальшого аналізу включено 13 497 спостережень, серед яких частка чоловіків становила 45,6 %, а частка жінок – 54,4 %.

У таблиці 1 наведено розподіл відповідей респондентів на запитання анкети. Одновимірні розподіли демонструють схожу структуру для чотирьох із п'яти видів правопорушень (крадіжки, шахрайство, пограбування та фізичне насильство). Для таких видів правопорушень вбачається відносно симетричний розподіл із переважанням вибору альтернатив відповідей щодо помірних побоювань. Понад половина респондентів висловила певною мірою занепокоєння можливістю стати жертвою цих правопорушень.

Таблиця 1

Розподіл оцінок побоювань респондентів стати жертвою різних видів злочину (%)

Змінні	Зовсім не побоююсь	Скоріше не побоююсь	Скоріше побоююсь	Дуже побоююсь
Burglary	17,2	28,0	36,4	18,4
Scam	19,4	29,1	34,2	17,2
Robbery Teft	17,7	28,5	35,2	18,6
Assault	20,3	25,7	34,7	19,3
Insult	31,6	31,3	25,7	11,4

Розподіл відповідей щодо побоювання стати жертвою образи в громадському місці суттєво відрізняється: лише трохи більше третини респондентів (37,1 %) висловили певною мірою побоювання з цього приводу. Люди менше бояться образ, оскільки вони є поширеним явищем у повсякденному житті, що не призводить до матеріальних збитків чи фізичної шкоди, а мають швидше психологічні, ніж практичні негативні наслідки.

У таблиці 2 наведено матрицю поліхоричних коефіцієнтів кореляції.

Таблиця 2

Матриця поліхоричних коефіцієнтів кореляції пунктів шкали побоювання стати жертвою злочину

Змінні	Burglary	Scam	Robbery Teft	Assault	Insult
Burglary	1				
Scam	0,67	1			
RobberyTeft	0,73	0,66	1		
Assault	0,61	0,56	0,69	1	
Insult	0,53	0,52	0,59	0,68	1

Страх перед злочинністю, як правило, охоплює різні види правопорушень. Тобто, побоювання стати жертвою одного злочину часто супроводжується страхом перед іншими видами протиправних діянь. Усі види правопорушень, відібраних для побудови шкали, мали додатну кореляцію між собою, з коефіцієнтами від 0,52 до 0,73. Можна виокремити дві групи правопорушень за тісністю взаємозв'язку: 1) крадіжка, шахрайство та пограбування; 2) напад та образа. Отже, страх перед майновими злочинами, з одного боку, та злочинами проти особи, з іншого, можуть формувати два відносно відокремлені виміри в структурі побоювань громадян.

Критерій сферичності Бартлетта ($\chi^2(10) = 38465,1$, $df=10$, $p < 0,001$) та міра адекватності вибірки (КМО = 0,86) дали підстави для проведення ЕФА. Два фактори пояснили 70 % спільної дисперсії змінних. Індекс RMSEA, що відображає розбіжність

між гіпотетичною моделлю та спостережуваними даними, беручи до уваги складність моделі (тобто кількість параметрів) та обсяг вибірки, дорівнював 0,062 з 90 % [ДІ: 0,049, 0,077].

Перший фактор (сума квадратів навантажень – 2,05) виявився пов’язаним з правопорушеннями проти власності. Зокрема, змінні Burglary, Scam та Robbery Theft мали високі факторні навантаження, відповідно 0,90, 0,78 та 0,68. Другий фактор (сума квадратів навантажень – 1,42) відображає правопорушення проти особи, з високими навантаженнями для змінної Assault та для Insult, відповідно 0,94 та 0,60. Змінна Robbery Theft мала перехресне навантаження: 0,68 для першого та 0,21 для другого латентного фактора. Це питання має подвійний сенс, охоплюючи як злочини проти власності, так і проти особи. Між двома латентними факторами спостерігався сильний взаємозв’язок ($r = 0,79$).

За допомогою КФА перевірено три моделі – однофакторну, двофакторну та модифіковану однофакторну модель. Показники узгодженості конкуруючих моделей подано в таблиці 3.

Таблиця 3

Показники узгодженості моделей для шкали побоювання
стати жертвою злочину

Модель	scaled χ^2	df	Pr(> scaled χ^2)	scaled RMSEA	90% CI scaled RMSEA	scaled RMSEA p	SRMR	scaled CFI	WRMR
Однофакторна	1729,8	5	<0,001	0,160	0,154, 0,166	<0,001	0,039	0,980	5,42
Двофакторна	336,0	4	<0,001	0,078	0,071, 0,086	0,001	0,015	0,996	2,15
Модифікована однофакторна	70,3	3	<0,001	0,041	0,033, 0,049	0,963	0,007	0,989	0,92

Примітка. Scaled χ^2 – масштабований критерій χ^2 ; df – ступені свободи масштабованого критерію; Pr(> χ^2) – р-значення масштабованого критерію χ^2 ; scaled RMSEA – масштабований індекс середньоквадратичної помилки апроксимації; 90 % CI scaled RMSEA – 90 % довірчий інтервал для scaled RMSEA; scaled RMSEA p – р-значення для перевірки нульової гіпотези про те, що scaled RMSEA $\leq 0,05$; SRMR – стандартизований корінь середнього квадрата залишків; scaled CFI – масштабований порівняльний індекс dopasovanosti; WRMR – зважений корінь середньоквадратичного залишку.

Моделі з одним та двома латентними факторами не відповідали даним. До того ж у двофакторній моделі, де перший фактор насичував індикатори Burglary, Scam та Robbery Teft, а другий – Assault та Insult взаємозв'язок факторів (стандартизоване рішення) був сильним ($r = 0,86$ [95 % ДІ: 0,85, 0,87]). Отже, два фактори мали високу схожість.

З огляду на концептуальну близькість відповідних пар змінних (Burglary і Scam представляють майнові злочини без застосування насильства, тоді як Assault і Insult відображають прояви агресивної, ворожої поведінки, спрямованої проти особи) однофакторну модель було модифіковано шляхом визначення коваріацій між залишковими дисперсіями індикаторів Burglary та Scam, а також Assault та Insult.

Значення індексу scaled RMSEA (0,041) та його верхня межа 90 % довірчого інтервалу (0,049) були меншими за 0,05, що свідчить про хорошу узгодженість моделі з даними. Показники допасованості модифікованої однофакторної моделі – scaled RMSEA (0,041), scaled CFI (0,989), SRMR (0,007) та WRMR (0,92) – відповідали прийнятним відсічкам (табл. 3).

На рисунку 1 представлено структурну діаграму моделі 5-пунктової шкали побоювання стати жертвою злочину, яка містить стандартизовані факторні навантаження та коваріації залишкових дисперсій. Усі оцінки, за винятком індикатора Burglary, значення якого було зафіксовано на 1 (на рис. 1 вплив латентного фактора FCV на цю явну змінну позначено пунктирною лінією), виявилися статистично значущими ($p < 0,001$). Для всіх індикаторів отримано високі факторні навантаження ($\lambda > 0,6$). Показник AVE становив 0,60, що свідчить про досягнення внутрішньої конвергентної валідності.

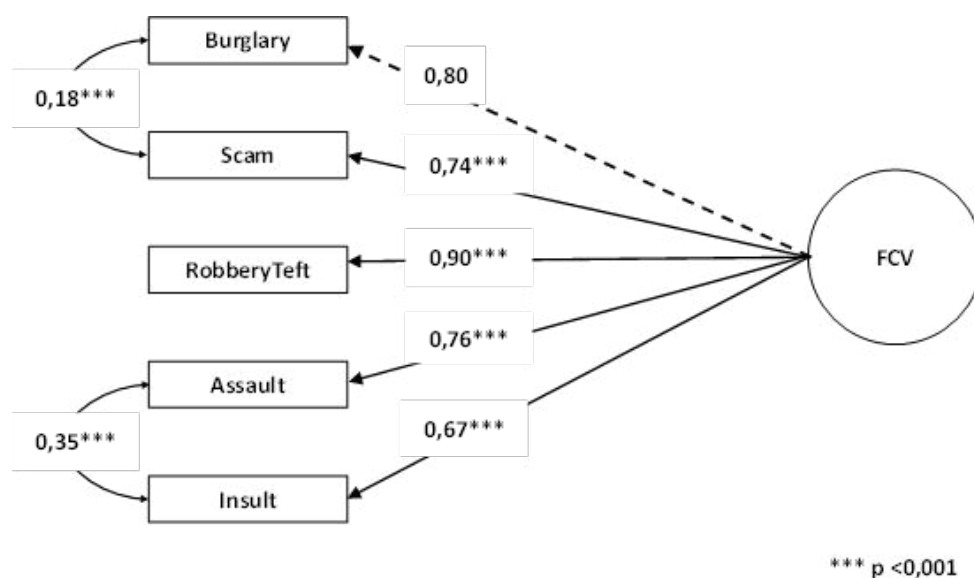


Рис. 1. Конфірматорна факторна модель вимірювання побоювання стати жертвою злочину

Подальший аналіз психометричних властивостей шкали передбачав оцінювання її надійності. У загальній вибірці коефіцієнт композитної надійності фактора $\omega_{\text{сат}}$ дорівнював 0,83, тоді як значення α Кронбаха становило 0,86, а α_{ordinal} – 0,89, що свідчить про високу внутрішню узгодженість пунктів шкали.

У групі чоловіків значення α Кронбаха становило 0,83, α_{ordinal} – 0,87, а в групі жінок α Кронбаха дорівнювало 0,85, α_{ordinal} – 0,88, що підтверджує надійність шкали в обох групах.

Модифіковану однофакторну модель було перевірено на інваріантність вимірювання за статтю. Референтною категорією виступала група чоловіків (латентне середнє фіксувалося на нулі), а фокусною – жінок. Результати багатогрупового категоріального факторного аналізу (табл. 4) засвідчили інваріантність вимірювання для шкали побоювання стати жертвою злочину за статтю, оскільки зміни CFI та RMSEA для факторних навантажень (Δ scaled CFI = -0,002, Δ scaled RMSEA = 0,011) та порогів (Δ scaled CFI = -0,003, Δ scaled RMSEA = 0,005) не перевищували відповідних відсічок. Інваріантність моделі на рівні середніх показників не підтверджено.

Таблиця 4

Показники узгодженості моделей для різних рівнів інваріантності
вимірювання за статтю шкали побоювання стати жертвою злочину

Рівні інваріантності моделі	χ^2	df	різниця χ^2	різниця df	Pr(> χ^2)	scaled CFI	scaled RMSEA	Δ scaled CFI	Δ scaled RMSEA
Конфігураційний	24,0	6				0,999	0,041		
Метричний	98,5	10	105,3	4	< 0,001	0,997	0,052	-0,002	0,011
Скалярний	272,7	19	252	9	< 0,001	0,994	0,057	-0,003	0,005

Примітка. χ^2 – стандартна статистики критерію узгодженості моделі χ^2 ; df – ступені свободи; різниця χ^2 – функція двох стандартних статистик χ^2 між порівнюваними моделями; різниця df – різниця ступенів свободи між цими моделями. Значення Pr(> χ^2) – р-значення різниці; scaled CFI – масштабований порівняльний індекс допасованості; scaled RMSEA – масштабований індекс середньоквадратичної похибки апроксимації; Δ scaled CFI – різниця між двома масштабованими порівняльними індексами допасованості; Δ scaled RMSEA – різниця між двома масштабованими індексами середньоквадратичної похибки апроксимації.

У моделі з однаковими факторними навантаженнями та пороговими значеннями латентне середнє у вибірці жінок було статистично значущо ($p < 0,001$) більшим ніж латентне середнє у вибірці чоловіків. Різниця становила 0,60 бала. Показник d Коена дорівнював 0,74 [95% ДІ: 0,71, 0,78], що вказувало на помірний до великого ефект.

Дослідження виявило певні обмеження. Зокрема, формулювання запитання щодо побоювання стати жертвою пограбування чи крадіжки на вулиці (змінна Robbery Theft)

містило семантичну неоднозначність, охоплюючи одночасно два різні види злочинних дій. Отже, респонденти могли по-різному розуміти зміст цього запитання. Крім того, post-hoc модифікація однофакторної моделі через збільшення кількості оцінюваних параметрів шляхом додавання коваріацій між залишковими дисперсіями змінних (Burglary – Scam та Assault – Insult) хоча й покращила показники допасованості, проте такі корективи є специфічними саме для цієї вибірки, що не гарантує стійкості моделі на інших даних.

Висновки. Розроблена шкала для вимірювання побоювання стати жертвою злочину включає п'ять пунктів та охоплює різні прояви злочинних посягань та інших правопорушень, враховуючи типи загроз, характер взаємодії з правопорушником, рівень насильства та його види, а також локалізацію вчинення правопорушень. Така компактна шкала є зручною для інтеграції в комплексні соціологічні опитування. Невелика кількість запитань дає змогу респондентам краще зосередитися та надавати більш обдумані, менш шаблонні відповіді. Оцінки за цією шкалою характеризують емоційний компонент страху перед злочинністю.

КФА підтвердив однофакторну структуру шкали, де п'ять спостережуваних змінних належать до єдиного латентного фактору. Розроблений інструмент демонструє високу надійність – внутрішню узгодженість. Модель зберігає інваріантність вимірювання за статтю на конфігураційному, метричному та скалярному рівнях, що забезпечує коректне порівняння латентних середніх між групами. Жінки статистично значуще мали більший рівень побоювань ніж чоловіки. Стандартизована різниця латентних середніх продемонструвала помірний до великого ефект.

За результатами проведеного аналізу доцільно розділити пункт Robbery Theft на два окремі підпитання (побоювання бути пограбованим на вулиці та побоювання бути обкраденим на вулиці), що відображають різні за своєю кримінологічною природою види злочинів. Крім того, у разі модифікації інструменту пункт Insult, що стосується психологічного насильства, рекомендується виключити зі шкали, однак зберегти в блоці запитань як референтний показник для порівняльного аналізу. Такі рішення нададуть змогу підвищити гомогенність та конструктну валідність шкали. Подальше вдосконалення методик кримінологічних досліджень створить надійне підґрунтя для точнішого вимірювання суб'єктивного сприйняття злочинності в масовій свідомості населення.

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ

1. Noack M. Messung von Kriminalitätsfurcht. In: *Methodische Probleme bei der Messung von Kriminalitätsfurcht und Viktimisierung serfahrungen*. Kriminalität und Gesellschaft. Wiesbaden: Springer VS. 2015. P. 87–92.
2. Ferraro K.F., Grange R.L. The Measurement of Fear of Crime. *Sociological Inquiry*. 1987. Vol. 57. No. 1. P. 70–97. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1475-682x.1987.tb01181.x>.
3. Gabriel U. The Psychology of Fear of Crime. Conceptual and Methodological Perspectives. *British Journal of Criminology*. 2003. Vol. 43. No. 3. P. 600–614. DOI: <https://doi.org/10.1093/bjc/azg600>.
4. Ferraro K.F. Fear of crime: Interpreting victimization risk. Albany, NY: State University of New York Press, 1995. 179 p.

5. Jackson J. Experience and Expression: Social and Cultural Significance in the Fear of Crime. *British Journal of Criminology*. 2004. Vol. 44. No. 6. P. 946–966. DOI: <https://doi.org/10.1093/bjc/azh048>.
6. Hirtenlehner H. Kriminalitätsfurcht – Ausdruck generalisierter ängste und schwindender gewissheiten? *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*. 2006. Vol. 58. No. 2. P. 307–331. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11575-006-0057-y>.
7. Buil-Gil, D., Moretti, A., Shlomo, N., & Medina, J. (2019). Worry about crime in Europe: A model-based small area estimation from the European Social Survey. *European Journal of Criminology*, 18(2), 1-25. DOI: <https://doi.org/10.1177/1477370819845752>.
8. Chataway M.L., Hart T.C., Bond C. The social-psychological process of fearing crime: Developing and testing a new momentary model of victimisation worry. *Australian & New Zealand Journal of Criminology*. 2019. Vol. 52. No. 4. P. 462–482. DOI: <https://doi.org/10.1177/0004865819836153>.
9. Engström A., Kronkvist K. The relationship between lifestyle/routine activities and worry about personal victimisation across months, days and moments. *Journal of Criminology*. 2024. DOI: <https://doi.org/10.1177/26338076241277390>.
10. Hart T C., Chataway M., Mellberg J. Measuring fear of crime during the past 25 years: A systematic quantitative literature review. *Journal of Criminal Justice*. 2022. Vol. 82. Article number: 101988. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jcrimjus.2022.101988>.
11. Chen F.F. Sensitivity of Goodness of Fit Indexes to Lack of Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*. 2007. Vol. 14. No. 3. P. 464–504. DOI: <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>.

REFERENCES

1. Noack, M. (2015). Messung von Kriminalitätsfurcht. In *Methodische Probleme bei der Messung von Kriminalitätsfurcht und Viktimisierungserfahrungen* (P. 87-92). Wiesbaden: Springer VS. [in German].
2. Ferraro, K.F., & Grange, R.L. (1987). The Measurement of Fear of Crime. *Sociological Inquiry*, 57(1), 70-97. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1475-682x.1987.tb01181.x> [in English].
3. Gabriel, U. (2003). The Psychology of Fear of Crime. Conceptual and Methodological Perspectives. *British Journal of Criminology*, 43(3), 600-614. DOI: <https://doi.org/10.1093/bjc/azg600> [in English].
4. Ferraro, K.F. (1995). Fear of crime: Interpreting victimization risk. State University of New York Press. [in English].
5. Jackson, J. (2004). Experience and Expression: Social and Cultural Significance in the Fear of Crime. *British Journal of Criminology*, 44(6), 946-966. DOI: <https://doi.org/10.1093/bjc/azh048> [in English].
6. Hirtenlehner, H. (2006). Kriminalitätsfurcht — Ausdruck generalisierter ängste und schwindender gewissheiten? *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 58(2), 307-331. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11575-0060057y> [in German].
7. Buil-Gil, D., Moretti, A., Shlomo, N., & Medina, J. (2019). Worry about crime in Europe: A model-based small area estimation from the European Social Survey. *European Journal of Criminology*, 18(2), 1-25. DOI: <https://doi.org/10.1177/1477370819845752> [in English].
8. Chataway, M.L., Hart, T.C., & Bond, C. (2019). The social-psychological process of fearing crime: Developing and testing a new momentary model of victimisation worry. *Australian & New Zealand Journal of Criminology*, 52(4), 462-482. DOI: <https://doi.org/10.1177/0004865819836153> [in English].
9. Engström, A., & Kronkvist, K. (2024). The relationship between lifestyle/routine activities and worry about personal victimisation across months, days and moments. *Journal of Criminology*. DOI: <https://doi.org/10.1177/26338076241277390> [in English].

10. Hart, T.C., Chataway, M., & Mellberg, J. (2022). Measuring fear of crime during the past 25 years: A systematic quantitative literature review. *Journal of Criminal Justice*, 82, 101988. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jcrimjus.2022.101988> [in English].

11. Chen, F.F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464-504. DOI: <https://doi.org/10.1080/10705510701301834> [in English].

UDC 316.6-047.37:343.9.018(477)

Bova Andrii,

Candidate of Sociology Sciences, Senior Researcher, Leading Researcher,
State Research Institute MIA Ukraine, Senior Researcher,
Institute of Sociology of the National Academy of
Sciences of Ukraine, Kyiv, Ukraine,
ORCID ID 0000-0003-1588-0250

BASIC PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF FEAR OF CRIME VICTIMIZATION SCALE: FINDINGS OF THE ADULT POPULATION SURVEY

The study aimed to develop and validate a short scale to measure fear of crime victimization, adapted to the Ukrainian context. The empirical base consisted of the results of a survey on the level of public trust in the police, conducted in November-December 2020 by LLC “4 SERVICE UA SALES” commissioned by the National Police of Ukraine (n = 15,021). The final analysis included 13,497 cases (45.6% men and 54.6% women).

The scale included the following items: fear of becoming a victim of burglary, fraud, robbery or theft on the street, physical violence, and insult in public places.

This research employed confirmatory factor analysis to assess three alternative models: one-factor, multi-factor, and modified one-factor. The modified one-factor model demonstrated the best fit to the data (scaled $\chi^2 = 70.3$, $df = 3$, $p < 0.001$; scaled RMSEA = 0.041; scaled CFI = 0.999; SRMR = 0.007; WRMR = 0.92). The factor loadings ($\lambda > 0.6$) and AVE value of 0.60 indicated adequate convergent validity of the scale. The reliability coefficients ($\omega_{cat} = 0.83$, Cronbach's $\alpha = 0.86$, $\alpha_{ordinal} = 0.89$) pointed to high-level internal consistency of the new scale. Multi-group categorical confirmatory factor analysis demonstrated measurement invariance of the studied construct across respondents' sex. Women had a higher fear of crime victimization. The latent mean for women was statistically significantly higher compared to men, with a moderate to large effect size (Cohen's $d = 0.74$).

The psychometric indicators obtained in this study confirm the validity and reliability of the 5-item fear of crime victimization scale. Consequently, these findings underscore the scale's potential for utilization in nationwide surveillance of the subjective perception of crime within the country's population.

Keywords: fear of crime, fear of crime victimization scale, confirmatory factor analysis, construct validity, reliability, multi-group analysis, invariance testing, sex, Ukraine.

Отримано 24.10.2024

© Bova Andrii, 2024

DOI (Article): [https://doi.org/10.36486/np.2024.3\(65\).10](https://doi.org/10.36486/np.2024.3(65).10)

Issue 3-4(65-66) 2024

<https://naukaipravookhorona.com/>