

УДК 159.923.2:159.922.7

DOI <https://doi.org/10.30970/PS.2025.26.18>

ПСИХОМЕТРИЧНА ПЕРЕВІРКА ШКАЛИ «САМООЦІНКА СХИЛЬНОСТІ ОСОБИ ДО ОБМАНУ»

Денис Мельник

*Львівський національний університет імені Івана Франка,
вул. Університетська, 1, Львів, 79000, Україна
e-mail: denys.melnyk@lnu.edu.ua*

Софія Грабовська

*Львівський національний університет імені Івана Франка,
вул. Університетська, 1, м. Львів, Україна, 79000
e-mail: sofya.hrabovska@lnu.edu.ua*

У статті представлено результати психометричної перевірки короткої шкали «Самооцінка схильності особи до обману», розробленої для використання в соціально-психологічних дослідженнях. Актуальність роботи зумовлена потребою у валідних та економних інструментах, що дозволяють вимірювати індивідуальні настанови щодо нещирості без надмірного навантаження на респондентів. Теоретичні засади шкали спираються на сучасні моделі особистості (HEXACO, Honesty–Humility), концепції соціальної бажаності та поведінкові парадигми дослідження здатності до обману. У процесі створення інструменту здійснено експертну оцінку тверджень, пілотне дослідження та багатоступеневу перевірку надійності й валідності відповідно до рекомендацій ІТС. До фінальної версії увійшло 6 тверджень, що продемонстрували прийнятні показники внутрішньої узгодженості (α Кронбаха та ω МакДональда), ретестової стабільності та конструктивної валідності. Експлораторний та конфірмаційний факторний аналіз підтвердили однофакторну структуру шкали з високими факторними навантаженнями (.45–.80) та належними індексами відповідності моделі. Конвергентна й критеріальна валідність забезпечена кореляціями зі шкалою соціальної бажаності Марлоу–Краун. Отримані результати свідчать, що шкала «Самооцінка схильності до обману» є психометрично надійним та змістовно релевантним інструментом, придатним для використання як самостійно, так і в комплексних батареях опитувальників. Вона може застосовуватися для контролю щирості відповідей, дослідження індивідуальних відмінностей у ставленні до нечесності та аналізу контекстної чутливості поведінки. Практичне значення шкали полягає у скороченні часу тестування, зниженні втомі респондентів та можливості інтеграції в міжкультурні дослідження з урахуванням вимог адаптації та інваріантності вимірювання.

Ключові слова: шкала; схильність до обману; психометрія; соціальна бажаність; валідність; надійність.

Постановка проблеми. Актуальність дослідження зумовлена потребою у валідних інструментах для вимірювання схильності до обману в соціально-психологічному контексті. Останні десятиліття в психодіагностиці спостерігається тенденція до створення коротких та радикально коротких опитувальників, які за використання мінімальної кількості запитань, дозволяють отримати достатньо надійну інформацію про досліджуваного. Прикладом такої широко застосованої та адаптованої в багатьох країнах методики може слугувати коротка версія п'ятифакторного опитувальника особистості С. Гослінга, П. Ренфру і В. Свон TIPI (Samuel D. Gosling, Peter J. Rentfrow, and William B. Swann Jr.:

Ten Item Personality Inventory) [9]. Короткі опитувальники мотивують учасників дослідження до бажання співпрацювати, тоді як опитувальники, що містять десятки або й сотні запитань чи тверджень викликають опір та небажання їх заповнювати. Це і було одним з мотивів вдатися до розробки короткої шкали самооцінювання схильності до обману, яку можна було б за потреби застосовувати як самостійну шкалу, а також в комплексному дослідженні різних психологічних феноменів як шкалу щирості.

Мета дослідження полягає в представленні психометричної перевірки короткої шкали «Самооцінка схильності до обману». Внесок авторів статті: ідея розробки шкали «Самооцінка схильності до обману», розробка запитань та психометрична перевірка опитувальника належить Д. Мельнику. С. Грабовська виступила як один з експертів та брала участь в процесі валідазації представленого опитувальника.

Аналіз останніх досліджень та публікацій. Проблематика обману та нещирості у набула нової динаміки із переходом психології до багаторівневих моделей особистості й до інтеграції поведінкових, нейрокогнітивних та психометричних підходів. Класичні інструменти соціальної бажаності (зокрема шкала Марлоу–Краун і її короткі модифікації) традиційно слугували засобом контролю за тенденцію респондентів відповідати так, щоб виглядати позитивно в очах інших, навіть якщо їхні справжні думки чи поведінка відрізняються, але сучасний ландшафт досліджень показує, що нещирість є як стабільною індивідуальною схильністю, так і контекстно чутливою поведінкою, яка змінюється залежно від норм, стимулів та етичних рамок ситуації [5; 14; 16; 17]. Відтак розробка коротких, психометрично адекватних шкал – на кшталт «Самооцінки схильності до обману» – відповідає практичній потребі одночасно контролювати соціальну бажаність і валідно вимірювати ставлення до нещирості без надмірного навантаження на респондентів [2; 19].

У моделюванні індивідуальних відмінностей важливою стала роль фактору «чесність (правдивість, відсутність маніпуляцій, щирість) – скромність (непретензійність, небажання домінувати чи експлуатувати інших)» (Honesty–Humility) у сучасній шестифакторній моделі особистості Майкла Ештона та Кіба Лі (HEXACO) [1] як предиктора схильності до шахрайства, маніпуляцій та обману. Емпіричні дослідження послідовно показують, що низький Honesty–Humility пов'язаний із більшою ймовірністю неетичної поведінки [1; 10]. Ці дані узгоджуються з метааналітичними оглядами, що пов'язують нечесність із комбінацією рис, включно з нарцизмом, макіавеллізмом та психопатією, а також із ситуативними чинниками винагород, анонімності та нормативної толерантності до «малих обманів» [8; 20]. У цьому контексті короткі шкали, які прямо фіксують установки щодо прийнятності обману («мета виправдовує засоби», прагнення використовувати хитрість тощо), демонструють високу змістову релевантність і доповнюють моделі рис особистості, будучи придатними як для скринінгу, так і для контролю щирості в багатоконструктних опитувальниках.

Теорії комунікації радикально переосмислили механізми виявлення і виникнення обману. «Теорія правдивості за замовчуванням» (Truth-Default Theory (TDT) обґрунтовує, що люди за замовчуванням довіряють комунікативним повідомленням, а детекція брехні є рідкістю поза специфічними умовами, де «тригери» нульового рівня правди активують перевірку [12]. Практичні наслідки TDT для психодіагностики полягають у тому, що очікування правдивості структурно вбудовані в відповіді респондентів, а отже шкали щирості мають не лише «караулити» соціальну бажаність, а й відображати реальні моральні настанови щодо допустимості обману в соціальних взаємодіях. Детальний огляд, зроблений А. Врей, підкреслює культурну варіативність невербальних і вербальних маркерів нещирості та обмеженість «інтуїтивних» детекторів брехні, що посилює значення валідних психометричних інструментів у порівнянні з спостереженням за поведінковими виявами обману [18].

Поведінкові парадигми дали сильний імпульс до розуміння механізмів нечесності і критеріальної валідності шкал. Дослідження Н. Мазара, О. Аміра та Д. Аріелі [13] показало, що більшість людей «трошки» обманюють – достатньо, щоб отримати вигоду, але не настільки, щоб зруйнувати позитивний образ себе; це пояснює слабкі й помірні кореляції між настановами й поведінкою: настанови фіксують готовність, а поведінка залежить від мікростимулів і виправдань. «Парадигма підкидання монети», яку запровадили Ернст Фішбахер та Франциска Фьолльмі-Гойзі (2013), стала класикою для групового вимірювання шахрайства: коли індивідуальні обмани анонімні, групова статистика відкриває справжній рівень нечесності [6]. На додаток, експерименти з примінгом професійної ідентичності та з нормативною толерантністю у групах показують, що контексти можуть підсилювати або послаблювати нечесність незалежно від індивідуальних схильностей, що важливо для інтерпретації конвергентної/критеріальної валідності коротких шкал [3].

Останнє десятиліття позначене стрімким розвитком нейрокогнітивних досліджень нечесності, що уточнюють її динаміку. Гаррет, Лазаро та їхні колеги продемонстрували, що повторюваний обман супроводжується зменшенням реактивності мигдалеподібного тіла на нечесність – нейронний маркер «десенситизації», який узгоджується з самовиправданням малої нечесності [7]. Дослідниками також було доведено роль когнітивного контролю та ціннісної оцінки наслідків у бажанні брехати; у ситуаціях низького ризику санкцій знижується активність мереж контролю, що підвищує ймовірність обману [15]. Ці механізми пояснюють чому ретестова стабільність настанов може бути високою при помірній поведінковій варіативності: настанови стабільні, але рішення про брехню чутливі до поточних оцінок ризиків і виправдань.

З огляду на інтернаціональний характер інструментів, питання перекладу, культурної адаптації та інваріантності вимірювання залишаються важливими. Рекомендації ІТС вимагають багатокрокових процедур еквівалентності, включно з перевіркою інваріантності за статтю, віком і соціальними групами, крос-перевіркою змісту і функціонування пунктів [11]. Практика сучасної адаптації соціально-бажаних шкал також враховує застереження щодо SDS-17 і BIDR: зокрема, різні субшкали імпресійного керування і самообману репрезентують не тотожні процеси й можуть по-різному корелювати з поведінковими показниками нечесності [4; 14; 16]. У цьому контексті шкала «Самооцінки схильності до обману», побудована на настановах про прийнятність брехні, доповнює класичні методи вимірювання соціальної бажаності, дозволяючи точніше відокремлювати моральні норми респондента від його контролю в ситуації тестування.

Нарешті, у практичних дослідженнях короткі шкали мають дві особливі переваги. По-перше, вони скорочують втому і опір респондентів, зберігаючи добрі показники гомогенності та структурної валідності [19]. По-друге, вони краще інтегруються в комплексні батареї (наприклад, із TIPI) для одночасного контролю широти та оцінки рис особистості [2; 9]. Коли однофакторна структура і прийнятні індекси відповідності моделі підтверджені, такі шкали функціонують як практичні індикатори як базової схильності до нещирості, так і готовності виправдовувати брехню як «прийнятний засіб» у соціальних цілях. Загалом можна стверджувати, що кількість прихильників використання коротких, адаптованих до певних культурних реалій і психометрично надійних інструментів неухильно зростає. Тому запропонована шкала може знайти своє місце у дослідженнях соціальної бажаності, нечесності й пов'язаних із ними рис особистості, з обов'язковим урахуванням контекстної чутливості поведінки.

Методологія дослідження. Розробка та валідація шкали «Самооцінка схильності до обману» здійснювалася згідно з ІТС Guidelines for Translating and Adapting Tests [11], та складалася з таких етапів: формулювання тверджень опитувальника; експертна

оцінка тексту шкали фахівцями (психологами, які мали досвід створення та/або адаптації психодіагностичних методик); перевірка, наскільки учасники дослідження однозначно розуміють наведені в шкалі твердження у пілотному випробуванні; перевірка шкали «Самооцінка схильності особи до обману» на надійність (гомогенність та відтворюваність) та валідність (проводилася перевірка конструктної, конвергентної, критеріальної, ретестової валідності); надання рекомендацій щодо застосування шкали в дослідженнях. Загалом група учасників дослідження становила 383 особу віком від 16 до 67 (M = 25.2), (35% чоловіків і 65% жінок). 30 осіб (M = 26), 19 жінок та 11 чоловіків) взяли участь у пілотному дослідженні, 200 – в основному та 153 у проведенні проби тест-ретест. Учасникам дослідження повідомляли про нерозголошення індивідуальних результатів. Застосовано опитування «face to face», респонденти заповнювали паперові бланки опитувальника. Статистичне опрацювання результатів проводилося за допомогою комп'ютерних програм STATISTICA 8.0 та Jamovi. Здійснювався аналіз описових статистик тверджень досліджуваної шкали, внутрішньої надійності шкал за критеріями альфа-Кронбаха й омега-МакДональда, тест-ретестової надійності за критерієм Спірмена. Факторна структура опитувальника оцінювалась за допомогою процедур експлораторного (ЕФА) та конфірма-торного (КФА) факторного аналізів. Перед проведенням факторизації визначалася при-датність показників для цього виду аналізу за критерієм Кайзера-Майєра-Олкіна (КМО) та тестом сферичності Бартлетта. Конвергентна та критеріальна валідність опитувальника визначались через співставлення шкали самооцінки схильності до обману з теоретично дотичним конструктом (зі шкалою соціальної бажаності (щирості) Марлоу-Краун) з вико-ристанням критерію Спірмена.

Результати. Вибір тверджень. Спочатку шкала складалася з 20 тверджень, які досліджувані мали оцінити за критеріями: 1 – абсолютно не погоджуюся; 2 – не погоджу-юся; 3 – швидше не погоджуюся; 4 – важко сказати; 5 – швидше погоджуюся; 6 – погоджу-юся; 7 – абсолютно погоджуюся.

Таблиця 1

Твердження шкали «Самооцінка схильності до обману»

	Твердження Я є людиною, яка....	Критерії оцінки						
		1	2	3	4	5	6	7
1	любить завжди вигравати							
2	може легко змінити свою думку на протилежну, якщо інші її притримуються							
3	завжди виконує свої обіцянки							
4	підозрілива до довкілля							
5	здатна вигадати пояснення, щоб виплутатися з незручної ситуації							
6	вважає, що для досягнення омріяної мети усі засоби добрі							
7	вважає, що вводити інших в оману для досягнення власної мети неприйнятно							
8	вважає будь-які свої вчинки і погляди правильними і добри-ми							
9	вважає, що інші особи існують для того, щоб задовольняти її потреби та бажання							
10	вважає, що обман може допомогти виплутатися зі складної ситуації							
11	легко домовляється з власним сумлінням, коли доводиться говорити неправду							

Продовження таблиці 1

	Твердження	Критерії оцінки						
	Я є людиною, яка....	1	2	3	4	5	6	7
12	живе за гаслом «мета виправдовує засоби»							
13	втішена, коли їй вдається хитрістю досягнути бажаного							
14	переконана, що у світі більше правди і щирості, ніж брехні							
15	вважає, що обман – це прийнятний засіб отримання бажаного та досягнення успіху							
16	вважає, що обманювати нормально і навіть престижно							
17	вважає, що при поділі будь-яких ресурсів їй належить отримувати в першу чергу і більше, ніж іншим							
18	вважає, що обман має негативні наслідки, які важко виправити							
19	хотіла б завжди бути щирою і правдивою							
20	прагне використовувати хитрість для досягнення успіху, як це часто роблять інші							

Твердження, запропоновані для опитувальника, зберігались якщо показник кореляції між ними становив 0.3 і вище (згідно з рекомендаціями [2]). Відповідно, шкалу «Самооцінки схильності до обману» складають 6 тверджень (14 з 20 тверджень виключено з опитувальника (Таблиця 2). Зауважимо, що співвідношення кількості пропонуванних тверджень опитувальника до групи досліджуваних становить 1:10. Отже, пропонувані твердження опитувальника:

Таблиця 2

Шкала «Самооцінка схильності до обману»

Я є людиною, яка....		Ключ						
1. (№7)	вважає, що вводити інших в оману для досягнення власної мети неприйнятно	7	6	5	4	3	2	1
2. (№10)	вважає, що обман може допомогти виплутатися зі складної ситуації	1	2	3	4	5	6	7
3. (№11)	легко домовляється з власним сумлінням, коли доводиться говорити неправду	1	2	3	4	5	6	7
4. (№13)	втішена, коли їй вдається хитрістю досягнути бажаного	1	2	3	4	5	6	7
5. (№18)	вважає, що обман має негативні наслідки, які важко виправити	7	6	5	4	3	2	1
6. (№20)	прагне використовувати хитрість для досягнення успіху, як це часто роблять інші	1	2	3	4	5	6	7

(у дужках вказані порядкові номери із пропонуванних тверджень опитувальника).

Конструктивна валідність. З метою формування структури опитувальника, максимально незалежної від особливостей/характеристик досліджуваних, експлораторний факторний аналіз (ЕФА) та конфірмаційний факторний аналіз (КФА) проведено на різних групах досліджуваних (по 100 осіб в кожній).

Група учасників дослідження для проведення ЕФА становила 100 осіб віком від 16 до 52 років ($M=23.1$), з них 39% чоловіків і 61% жінок. За результатами визначених значень критерію КМО (критерію адекватності вибірки Кайзера-Майєра-Олкіна) (.86) та тесту сферичності Бартлетта ($p<.001$) підтверджено високу адекватність та придатність даних опитувальника для проведення факторного аналізу.

У результаті ЕФА (Таблиця 3) за допомогою методу Principal Axis, використовуючи ротацію Promax виявлено однофакторну структуру опитувальника, що пояснює 47.5% розсіювання даних; вибір кількості факторів здійснювався на основі головних компонент. Отримані факторні навантаження становлять від .45 до .80, що свідчить про адекватність запропонованої факторної структури та значимі кореляції тверджень у факторі. Метод Principal Axis обрано для проведення ЕФА, оскільки він є рекомендованим для моделі-гіпотези, що потребує підтвердження КФА [19].

Таблиця 3

Факторна структура шкали брехні за результатами ЕФА

	Факторне навантаження твердження
1.	.59
2.	.80
3.	.68
4.	.74
5.	.45
6.	.80
Накопичений відсоток дисперсії	47.5%

Для проведення КФА обрано іншу групу досліджуваних у 100 осіб віком від 16 до 67 років (M=27.6), з них 33% чоловіків і 67% жінок. За результатами визначених значень критерію КМО (критерію адекватності вибірки Кайзера-Майєра-Олкіна) (.76) та тесту сферичності Бартлетта ($p < .001$) підтверджено достатню адекватність та придатність даних опитувальника для проведення факторного аналізу.

Для перевірки відповідності емпіричних даних визначеній моделі гіпотезі (отриманій у результаті ЕФА) застосовано: індекс відношення χ^2 до кількості ступенів свободи df (χ^2/df), RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation – квадратний корінь середньоквадратичної помилки апроксимації, межі його 90% інтервалу довіри), CFI (Comparative Fit Index – порівняльний індекс відповідності) та TLI (Tucker-Lewis Index – індекс Такера-Льюїса). Аналіз та інтерпретація результатів КФА здійснювалася на основі загальноприйнятих норм значень показників (Finch et al., 2016), згідно з якими: 1) $\chi^2/df < 5$ – допустимо, χ^2/df між 2 і 3 – добрий показник, $\chi^2/df < 2$ – ідеальне значення; 2) $RMSEA \leq 0.05$ – добра згода, $RMSEA \leq 0.08$ – прийнятна, $RMSEA 0.08-0.1$ – слабка, $RMSEA > 0.1$ – неприпустима; 3) CFI та $TLI > 0.95$ – дуже добрі показники відповідності моделі, CFI та $TLI > 0.90$ – добрі, CFI та $TLI > 0.8$ – допустимі.

Отримані результати КФА (Таблиця 4) вказують на відповідність ЕФА. Однофакторна модель опитувальника характеризується ідеальним показником χ^2/df (1.9), слабкою RMSEA (0.95), добрими показником CFI (0.92) та допустимим показником TLI (0.87).

Таблиця 4

Факторна структура шкали брехні за результатами КФА (100 осіб)

	χ^2 ($p < 0.05$)	df ($p < 0.05$)	χ^2 / df	RMSEA (90% CI)	CFI	TLI
Однофакторна структура, 6 тверджень	17.1	9	1.9	.0949	.923	.872

Значення показника RMSEA (.095) для II підгрупи (100 осіб) вказує на слабку, проте допустиму відповідність даних досліджуваної групи запропонованій моделі, що зумовлено групою досліджуваних (RMSEA 90% CI: 0.01-0.16), а не запропованою структурою моделі (

$\chi^2/df=1.9, p<0.05$). Варто зазначити, що RMSEA для загальної групи досліджуваних (200 осіб) становить .07. Також виявлено, що ЕФА для цієї підгрупи досліджуваних встановив однофакторну структуру шкали «Сомооцінки схильності до обману», що пояснює 32.9% розсіювання даних із факторним навантаженням від .52 до .72 (за допомогою методу Principal Axis, використовуючи ротацію Promax) та 43.7% розсіювання даних із факторним навантаженням від .61 до .77 (методом головних компонент, Varimax Normalized) (Таблиці 5 та 6).

Таблиця 5

Експлораторний факторний аналіз даних опитувальника

Твердження	Фактор 1	Унікальність
№1	.521	.728
№2	.507	.724
№3	.601	.639
№4	.527	.723
№5	.531	.718
№6	.724	.476

Примітка: використано метод екстракції «факторизація головних осей» (Principal axis factoring) у поєднанні з обертанням «promax».

Таблиця 6

Статистика факторів

Фактор	Сума навантажень (SS Loadings)	% дисперсії	Кумулятивний %
1	1.97	32.9%	32.9%

Ці результати показують, наскільки кожна змінна пов’язана з єдиним виділеним фактором, а також частку загальної дисперсії, яку він пояснює.

Щоб виявити, наскільки кожна змінна сприяє першій головній компоненті, а також яку частку загальної дисперсії вона пояснює, застосовано аналіз головних компонент (Principal Component Analysis) (Таблиці 7 та 8).

Таблиця 7

Аналіз головних компонент (Principal Component Analysis)

Твердження	Компонент 1	Унікальність
№1	.623	.612
№2	.614	.623
№3	.692	.521
№4	.626	.608
№5	.633	.600
№6	.767	.411

Примітка : застосовано обертання варимакс (varimax rotation).

Таблиця 8

Статистика компонентів

Компонента	Сума навантажень (SS Loadings)	% дисперсії	Кумулятивний %
Компонента 1	2.62	43.7%	43.7%

Додатково було проведено ЕФА методом головних компонент (Varimax Normalized) та КФА для загальної групи досліджуваних. Загальна група досліджуваних становила 200 осіб, віком від 16 до 67 років, ($M=25.3$), з них 37% чоловіків і 63% жінок. За результатами визначених значень критерію КМО (критерію адекватності вибірки Кайзера-Майєра-Олкіна) (.83) та тесту сферичності Бартлетта ($p<.001$) підтверджено достатню адекватність та придатність даних опитувальника для проведення факторного аналізу.

Отримані результати ЕФА та КФА підтверджують запропоновану однофакторну структуру опитувальника. За допомогою ЕФА встановлено, що однофакторна структура опитувальника пояснює 48.7 % розсіювання даних. Отримані факторні навантаження становлять від .60 до .79, що свідчить про значимі кореляції тверджень у факторі.

КФА вказує на відповідність емпіричних даних загальної групи досліджуваних однофакторній структурі опитувальника. Однофакторна модель опитувальника характеризується ідеальним показником χ^2/df (2.09), прийнятним показником RMSEA (.07), дуже добрим показником CFI (.97) та добрим показником TLI (.94).

Надійність опитувальника: внутрішня надійність-узгодженість (гомогенність) та надійність-стійкість (відтворюваність) встановлювалася за допомогою традиційної процедури обрахування показників статистики *альфа*-Кронбаха (Cronbach's α) та *омега*-МакДональда (McDonald's ω).

Значення коефіцієнта внутрішньої узгодженості тверджень опитувальника склали .79 за показником *альфа*-Кронбаха (Cronbach's α) та .79 за показником *омега*-МакДональда (McDonald's ω), що свідчить про високий рівень узгодженості тверджень опитувальника (Таблиця 9).

Таблиця 9

Статистика надійності окремих пунктів (якщо пункт виключено)

№ твердження	α Кронбаха	ω Макдональда
№1	.768	.771
№2	.749	.752
№3	.751	.756
№4	.754	.756
№5	.779	.781
№6	.728	.731

Оскільки ці показники допомагають оцінити внутрішню узгодженість шкали – тобто, наскільки добре її пункти вимірюють одну й ту саму конструкцію. Якщо виключення певного пункту підвищує загальний коефіцієнт, це може свідчити про його слабку узгодженість з іншими. Загалом, жоден із пунктів не демонструє критично низьких показників, тому шкала може використовуватись у подальших дослідженнях без модифікацій.

Для оцінки стабільності показників шкали «Самооцінки схильності до обману» було проведено процедуру тестування та ретестування за участю 153 респондентів. У Таблиці 10 наведено описову статистику для обох етапів вимірювання. Значення коефіцієнту кореляції Спірмена при дослідженні відтворюваності методом тест-ретесту ($N = 153$) з часовим інтервалом 4 тижні склало .71 ($p<.001$), що свідчить про стійкість отриманого результату впродовж зазначеного часового інтервалу (Таблиця 10).

Аналіз описових показників шкали свідчить про відносну стабільність результатів між тестуванням і ретестуванням. Середнє значення зросло з 18.7 до 19.7, що може вказувати на незначне підвищення рівня соціальної бажаності або адаптацію респондентів до тесту. Розподіл даних демонструє помірну правосторонню асиметрію (Skewness = .639 для тесту; .403 для ретесту), а значення ексцесу близькі до нуля, що свідчить про наближеність

до нормального розподілу. Проте результати тесту Шапіро – Вілка ($W = .963$; $p < .001$ для тесту та $W = .976$; $p = .008$ для ретесту) вказують на статистично значуще відхилення від нормальності, що слід враховувати при виборі подальших методів аналізу.

Таблиця 10

Описова статистика за шкалою «Самооцінка схильності до обману» (тестування та ретестування)

Показник	Тест (n = 153)	Ретест (n = 153)
Середнє значення	18.7	19.7
Медіана	17	18
Стандартне відхилення	6.87	6.73
Мінімальне значення	6	6
Максимальне значення	39	39
Асиметрія	.639	.403
Стандартна помилка асиметрії	.196	.196
Експес	.013	-.139
Стандартна помилка експесу	.390	.390
Коефіцієнт Шапіро — Вілка (W)	.963	.976
Значущість (p)	< .001	.008

Примітка. Значення $p < .05$ свідчить про статистично значуще відхилення від нормального розподілу. Асиметрія > 0 вказує на правостороннє зміщення, а експес, близький до нуля, свідчить про наближеність розподілу до нормального.

Для оцінки надійності шкали «Самооцінка схильності до обману» було проведено кореляційний аналіз між результатами тестування та ретестування. Використано коефіцієнт рангової кореляції Спірмена, що дозволяє враховувати можливе відхилення від нормального розподілу даних, підтверджену тестом Шапіро – Вілка. Отримано значущий позитивний кореляційний зв'язок між результатами тесту та ретесту: $\rho = .714$; $p < .001$. Це свідчить про високу узгодженість показників шкали в часі, що підтверджує її ретестову надійність (Таблиця 11).

Таблиця 11

Кореляційна матриця за коефіцієнтом Спірмена даних тестування та ретестування за допомогою шкали «Самооцінка схильності до обману»

	Шкала «Самооцінка схильності до обману» (тест)	Шкала «Самооцінка схильності до обману» (ретест)
Шкала «Самооцінка схильності до обману» (тест)	—	
Шкала «Самооцінка схильності до обману» (ретест)	.714***	—

Примітка. * $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

Конструктивна валідність (конвергентна, дивергентна) оцінювалась шляхом зіставлення даних, отриманих за розробленою шкалою «Самооцінки схильності до обману» та даних шкал теоретично пов'язаних явищ. У результаті проведеного кореляційного аналізу за допомогою коефіцієнту Пірсона виявлено обернений взаємозв'язок розробленого опитувальника із шкалою соціальної бажаності Марлоу – Краун ($-.42$ $p < .001$), та ($-.615$, $p < .05$) за допомогою коефіцієнту Спірмена, що підтверджує конструктивну (зокрема, дивергентну) валідність опитувальника.

Висновки. Отже, результати проведеної психометричної перевірки розробленої шкали «Самооцінки схильності до обману» свідчать про досить високу валідність й надійність створеного опитувальника. Результати ЕФА та КФА підтвердили однофакторну теоретичну модель структури опитувальника, яку формують 6 тверджень.

Конструктна валідність перевірена шляхом зіставлення опитувальника схильності до брехні із теоретично пов'язаним явищем (щирістю), що показує передбачуваний обернений взаємозв'язок. Внутрішня узгодженість тверджень свідчить про надійність-узгодженість запропонованого опитувальника. Ретестова надійність перебуває на високому рівні, що дозволяє констатувати стійкість отримуваних результатів у часі. Представлену шкалу можна вважати достатньо валідним і надійним інструментом для дослідження як в академічних, так і в прикладних дослідженнях. Відтак шкала «Самооцінка схильності до обману» відповідає сучасній тенденції до створення коротких, але психометрично надійних інструментів, має підтверджену однофакторну структуру, достатньо високі показники внутрішньої узгодженості (α і $\omega \approx .79$) та ретестову стабільність ($\rho \approx .71$). Це дозволяє використовувати її як самостійний інструмент у соціально-психологічних дослідженнях, а також як додаткову шкалу для контролю щирості у багатоконструктних опитувальниках.

Список використаної літератури

1. Ashton, M. C., & Lee, K. (2007). Empirical, theoretical, and practical advantages of the HEXACO model of personality structure. *Personality and Social Psychology Review*, 11(2), 150–166. <https://doi.org/10.1177/1088868306294907>
2. Carpenter, S. (2018). Ten steps in scale development and reporting: A guide for researchers. *Communication Methods and Measures*, 12(4), 285–300. <https://doi.org/10.1080/19312458.2018.1516583>
3. Cohn, A., Fehr, E., & Maréchal, M. A. (2014). Business culture and dishonesty in the banking industry. *Nature*, 516(7529), 86–89. <https://doi.org/10.1038/nature13977>
4. Credé, M., & Niehorster, S. (2012). Adjustment to college as measured by the Student Adaptation to College Questionnaire: A quantitative review of its structure and relationships with correlates and consequences. *Educational Psychology Review*, 24(1), 133–165. <https://doi.org/10.1007/s10648-011-9184-5>
5. Crowne, D. P., & Marlowe, D. (1960). A new scale of social desirability independent of psychopathology. *Journal of Consulting Psychology*, 24(4), 349–354. <https://doi.org/10.1037/h0047358>
6. Fischbacher, U., & Föllmi-Heusi, F. (2013). Lies in disguise—An experimental study on cheating. *Journal of the European Economic Association*, 11(3), 525–547. <https://doi.org/10.1111/jeea.12014>
7. Garrett, N., Lazzaro, S. C., Ariely, D., & Sharot, T. (2016). The brain adapts to dishonesty. *Nature Neuroscience*, 19(12), 1727–1732. <https://doi.org/10.1038/nn.4426>
8. Gino, F. (2016). Destructive behavior: Dishonesty, unethical decision making, and cheating. *Current Opinion in Psychology*, 6, 61–66. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2015.06.013>
9. Gosling, S. D., Rentfrow, P. J., & Swann, W. B. (2003). A very brief measure of the Big-Five personality domains. *Journal of Research in Personality*, 37(6), 504–528. [https://doi.org/10.1016/S0092-6566\(03\)00046-1](https://doi.org/10.1016/S0092-6566(03)00046-1)
10. Hilbig, B. E., & Zettler, I. (2015). Honesty–Humility and prosocial behavior: A meta-analysis. *European Journal of Personality*, 29(6), 572–593. <https://doi.org/10.1002/per.1979>
11. International Test Commission. (2017). The ITC guidelines for translating and adapting tests (Second edition). *International Journal of Testing*, 17(3), 195–226. <https://doi.org/10.1080/15305058.2017.1304926>
12. Levine, T. R. (2014). Truth-Default Theory (TDT): A theory of human deception and deception detection. *Journal of Language and Social Psychology*, 33(4), 378–392. <https://doi.org/10.1177/0261927X14535916>
13. Mazar, N., Amir, O., & Ariely, D. (2008). The dishonesty of honest people: A theory of self-concept maintenance. *Journal of Marketing Research*, 45(6), 633–644. <https://doi.org/10.1509/jmkr.45.6.633>

14. Paulhus, D. L. (1991). Measurement and control of response bias. In J. P. Robinson, P. R. Shaver, & L. S. Wrightsman (Eds.), *Measures of personality and social psychological attitudes* (pp. 17–59). Academic Press.
15. Speer, S. P., Smidts, A., & Boksem, M. A. S. (2020). Cognitive control promotes either honesty or dishonesty, depending on one's moral default. *Journal of Experimental Psychology: General*, 149(6), 1106–1124. <https://doi.org/10.1037/xge0000708>
16. Stöber, J. (2001). The Social Desirability Scale–17 (SDS-17): Convergent validity, discriminant validity, and relationship with age. *European Journal of Psychological Assessment*, 17(3), 222–232. <https://doi.org/10.1027//1015-5759.17.3.222>
17. Strahan, R., & Gerbasi, K. C. (1972). Short, homogeneous versions of the Marlowe–Crowne social desirability scale. *Journal of Clinical Psychology*, 28(2), 191–193. [https://doi.org/10.1002/1097-4679\(197204\)28:2<191::AID-JCLP2270280220>3.0.CO;2-G](https://doi.org/10.1002/1097-4679(197204)28:2<191::AID-JCLP2270280220>3.0.CO;2-G)
18. Vrij, A. (2008). *Detecting lies and deceit: Pitfalls and opportunities*. 2nd ed. Chichester: Wiley.
19. Worthington, R. L., & Whittaker, T. A. (2006). Scale development research: A content analysis and recommendations for best practices. *The Counseling Psychologist*, 34(6), 806–838. <https://doi.org/10.1177/0011000006288127>
20. Zettler, I., Hilbig, B. E., & Heydasch, S. (2013). Two sides of one coin: Honesty–Humility and situational honesty. *Journal of Research in Personality*, 47(6), 829–843. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2013.08.009>

PSYCHOMETRIC VALIDATION OF THE SCALE “SELF-ASSESSMENT OF INDIVIDUAL TENDENCY TO DECEPTION”

Denys Melnyk

*Ivan Franko National University of Lviv
1, Universytetska Street, Lviv, 79000, Ukraine
e-mail: denys.melnyk@lnu.edu.ua*

Sofiya Hrabovska

*Lviv National Ivan Franko National University of Lviv,
1, Universytetska Street, Lviv, Ukraine, 79000
e-mail: sofiya.hrabovska@lnu.edu.ua*

The article presents the results of psychometric validation of a short scale “Self-assessment of individual tendency to deception,” developed for use in socio-psychological research. The relevance of the study is determined by the need for valid and economical instruments that allow measurement of individual attitudes toward insincerity without excessive burden on respondents. The theoretical foundations of the scale are based on modern personality models (HEXACO, Honesty–Humility), concepts of social desirability, and behavioral paradigms of deception research. During the development of the instrument, expert evaluation of items, a pilot study, and multistage reliability and validity testing were conducted in accordance with ITC recommendations. The final version included 6 items that demonstrated acceptable indices of internal consistency (Cronbach's α and McDonald's ω), test–retest stability, and construct validity. Exploratory and confirmatory factor analyses confirmed the unidimensional structure of the scale with high factor loadings (.45–.80) and adequate model fit indices. Convergent and criterion validity were supported by correlations with the Marlowe–Crowne Social Desirability Scale. The obtained results indicate that the “Self-assessment of tendency to deception” scale is a psychometrically reliable and substantively relevant instrument, suitable for use both independently and within comprehensive batteries of questionnaires. It can be applied to control response sincerity, study individual differences in attitudes toward dishonesty, and analyze the contextual sensitivity of behavior. The practical significance of the scale lies in reducing testing time, lowering respondent fatigue, and enabling integration into cross-cultural studies with consideration of adaptation and measurement invariance requirements.

Key words: scale; tendency to deception; psychometrics; social desirability; validity; reliability.

*Дата першого надходження рукопису до видання: 20.10.2025
Дата прийнятого до друку рукопису після рецензування: 24.11.2025
Дата публікації: 26.12.2025*