

УДК 159.923.2

DOI: [https://doi.org/10.17721/upj.2023.1\(19\).2](https://doi.org/10.17721/upj.2023.1(19).2)

Данилюк І. В.,

доктор психологічних наук, професор, професор,
член-кореспондент НАПН України,
декан факультету психології
E-mail: danyliuk6@gmail.com
ORCID: 0000-0002-6522-5994
Scopus ID: 57217043144

Ягіяєв І. І.,

кандидат психологічних наук, асистент
E-mail: askamah@gmail.com
ORCID: 0000-0003-1432-6821
Scopus ID: 57194193084

Курапов А. О.,

кандидат психологічних наук, асистент
E-mail: ankurapov@knu.ua
ORCID: 0000-0002-1286-9788
Scopus ID: 57217046852

Малишева К. О.,

кандидат психологічних наук, доцент, доцент
E-mail: karinemalysheva@gmail.com
ORCID: 0000-0003-3903-5799

Льошенко О. А.,

кандидат психологічних наук, доцент, доцент
E-mail: psiholog3003@gmail.com
ORCID: 0000-0002-3303-3162

Литвин С. В.,

доктор філософії в галузі знань
053 Психологія, асистент
E-mail: sergiylytvyn@gmail.com
ORCID: 0000-0002-2859-1530
Кафедра експериментальної та
прикладної психології,
Київський національний університет
імені Тараса Шевченка

УКРАЇНОМОВНА АДАПТАЦІЯ ТА ПСИХОМЕТРИЧНІ ВЛАСТИВОСТІ ОПИТУВАЛЬНИКА ЗМОВНИЦЬКОГО УМОНАСТРОЮ (CONSPIRACY MENTALITY QUESTIONNAIRE)

Прихильність до теорій змови серед населення України є суттєвою проблемою, особливо на тлі боротьби з наслідками пандемії COVID-19 та через події, пов'язані з російською воєнною агресією. Складний соціально-політичний ландшафт в Україні, сформований історичним контекстом і нещодавньою геополітичною напруженістю, може потенційно сприяти поширенню таких конспірологічних поглядів. Враховуючи нинішню ситуацію, цей аспект є надзвичайно актуальним.

Цілі: Метою дослідження є оцінка психометричних характеристик опитувальника змовницького умонастрою (СМҚ), адаптованого в Україні. Життєво важливо адаптувати міжнародно визнані інструменти до місцевого культурного та мовного контексту, щоб забезпечити точність та релевантність.

Методи: Оцінка характеристик опитувальника проводилася на вибірці із 392 респондентів. Методи аналізу, що використовувались, включали: оцінку внутрішньої узгодженості через альфа-коефіцієнт Кронбаха, факторний аналіз, кореляційний аналіз. Відбір різноманітної групи учасників має вирішальне значення в таких дослідженнях, щоб забезпечити широке представництво населення в цілому.

Результати: Альфа Кронбаха склала 0,87. Це вважається хорошим показником надійності, який вказує на те, що опитувальник послідовно вимірює те, для чого він призначений. Виявлено високу узгодженість усіх пунктів шкали та рівномірність розподілу відповідей. Однофакторна модель опитувальника є менш прийнятною для використання, оскільки її показники не відповідають нормативним значенням. Складність конспірологічних вірувань не може бути адекватно представлена однофакторною моделлю. У двофакторній моделі всі коваріації між пунктами шкали є зрозумілими. У двофакторній моделі індекс TLI = 0,973, CFI = 0,989, індекс RMSEA = 0,083.

Висновки: Українська версія опитувальника СМҚ демонструє прийнятні психометричні характеристики. Враховуючи його надійність та культурну адаптацію, дослідники та професіонали можуть використовувати цей інструмент для глибшого розуміння конспірологічного менталітету, що переважає в Україні. Вона може ефективно застосовуватися для визначення рівня конспірологічного умонастрою українців та україномовних респондентів.

Ключові слова: опитувальник СМQ, теорії змови, адаптація, узгодженість, валідація.

Вступ

Постановка проблеми. Теорії змови є одним із способів будувати картину світу. Зростання актуальності глобальних проблем, таких як безпекова нестабільність, пандемія COVID-19, економічні та екологічні негаразди, ведуть до поширення теорій змови та унааявнюють їхню подекуди деструктивний вплив. Прихильність до теорій змови виявляється у схильності окремих індивідів чи груп пояснювати значущі події діяльністю таємних організацій, які мають значну владу та здатні вплинути на політичне, економічне, культурне життя людських спільнот (Бондарчук & Роєнко, 2022). Такі організації можуть бути різними за своїм масштабом, але всім їм, на думку схильних до конспірологічного мислення осіб, властива наявність влади та ресурсів, які використовуються ними виключно у власних меркантильних інтересах. Проблема наявності великої кількості прихильників теорій змови характерна для України не менше, ніж для інших країн. Зокрема, одним із прикладів таких теорій змови є система переконань, відповідно до якої розпад СРСР був не природним результатом низки соціально-політичних процесів, а наслідком хитромудрих інтриг західних урядів. Аналогічно, дотепер чимало людей висловлюють тезу, відповідно до якої таємний і всеосяжний контроль над світовими справами мають масони, глобальний уряд, євреї тощо. Національне опитування Дитячого фонду Організації Об'єднаних Націй (ЮНІСЕФ) в Україні, оприлюднене МОЗ, показало, що станом на осінь 2021 року 54,6% громадян не бажали вакцинуватися проти COVID-19 (МОЗ, 2021), а рівень віри в теорії змови у прихильників вакцинації суттєво нижчий за такий у її супротивників (Хомин, Широка, Завада & Пелех, 2022). Хоча прихильність до теорій змови часто розглядається як відносно нешкідлива особливість, яка притаманна деяким людям (а також незважаючи на те, що така точка зору може мати певні підстави), ці конспірологічні переконання можуть бути й досить небезпечними (Douglas, 2021). Особливо негативні наслідки спостерігаються в разі, коли значна частина населення поділяє ці переконання і діє відповідно до них.

Зокрема, віра у теорії змови впливає на політичну поведінку, підтримуючи довіру до демократичних інститутів та поляризуючи суспільство (Van Prooijen, Spadaro & Wang, 2022). Теорії змови є причиною упереджень та дискримінації, до того ж не лише стосовно тих груп, які підозрювані у змові, але навіть стосовно тих груп, які безпосередньо «змови» не стосу-

ються (Jolley, Meleady & Douglas, 2020). Конспірологічні теорії пропонують наративи, які можуть допомогти людям спрямувати власні почуття обурення на ту чи ту групу людей. А це, зі свого боку, підживлює радикалізм і стає передумовою фізичного та вербального насильства (Vegetti & Littvay, 2022). Віра у те, що глобальна зміна клімату є наслідком змови, призводить до зниження ефективності просвітницьких заходів щодо екологічної небезпеки (Hornsey, Harris & Fielding, 2018; Van der Linden, 2015). Теорії змови знижують довіру до науки та наукових досліджень як таких (Lewandowsky, Gignac & Oberauer, 2013), а також можуть ставати причиною «мотивованого невігластва», за якого люди свідомо відмовляються від ознайомлення з інформацією, яка може підірвати їхню віру (наприклад віру в пласку Землю) та, відповідно, соціальну ідентичність, яка ґрунтується на такій вірі (Jones, Adams & Mayoh, 2023). Віра в теорії змови часто пов'язана з недовірою до сучасної медицини та лікарів, що, як наслідок, призводить до небажання значної кількості людей вакцинуватися від інфекційних захворювань (Bierwaczonек, Gundersen & Kunst, 2022; Goldberg & Richey, 2020; Pertwee, Simas & Larson, 2022).

Теоретичний аналіз

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Як стверджують дослідники, теорії змови покликані надати пояснення складним подіям чи явищам, інтерпретуючи їх за допомогою маніхейських термінів: боротьба добра проти утаємниченого зла, яке шкодить людям задля збереження та здобуття влади (Brotherton & Eser, 2015). Douglas & Sutton (2023), пропонують таке визначення теорії змови – «віра в те, що два або більше суб'єкти таємно координували свої дії для досягнення певного результату; і їхня змова становить суспільний інтерес, але не є загальновідомою». Теорії змови (а) є опозиційними, тобто протистоять загальноприйнятому розумінню подій; (б) описують зловмисні або заборонені дії; (с) приписують здатність до дії окремим особам і групам, а не безособовим або системним силам; (д) є епістемічно ризикованими, тобто, хоча вони не обов'язково хибні чи неправдоподібні, загалом вони є швидше хибними, ніж інші типи переконань; та (е) є соціальними конструктами, які не просто приймаються індивідами, а поділяються людьми з соціальними цілями, і мають потенціал не лише репрезентувати та інтерпретувати дійсність, але й формувати нові соціальні реалії». Віра в теорії змови є вельми поширеною. Близько половини населення США погоджується принаймні з одним твердженням про змову з короткого списку запропонованих теорій змови (Oliver & Wood, 2014), і схоже, що в інших країнах, включаючи Україну, ситуація суттєво не відрізняється.

Оцінка наявності та міри вираженості віри в теорії змови, подібно до багатьох психологічних конструктів, здебільшого здійснюється за допомогою шкал самозвіту. Від учасників вимагається оцінити міру власної згоди з конкретними або загальними твердженнями, використовуючи шкалу Лікерта. Ці шкали зазвичай демонструють високу внутрішню узгодженість, що свідчить про те, що люди схильні вірити в різні теорії змови одночасно (Douglas & Sutton, 2023). Висока внутрішня узгодженість шкал конспірологічних переконань дозволяє припустити, що існує загальна тенденція вбачати таємні зловмисні змови в соціально-політичному житті суспільства, яка отримала назву «змовницький умонастрій» (*conspiracy ideation*). Віра в одну теорію змови суттєво збільшує ймовірність віри в інші теорії змови, навіть за умови суперечності між ними (Wood, Douglas & Sutton, 2012). Основа конспірологічного умонастрою – принциповий брак довіри до офіційних інститутів та інформації, яку вони пропонують, а також схильність вбачати у подіях злу волю таємних сил, які знаходяться «за лаштунками» та керують подіями і людьми.

На сьогодні існують різні шкали, які дозволяють оцінити прихильність людини до конспірологічних теорій. Однією з найефективніших і, водночас, простих є CMQ (Conspiracy Mentality Questionnaire). Опитувальник Конспірологічного Умонастрою (Conspiracy Mentality Questionnaire - CMQ) – це методика з 5 пунктів, розроблена для оцінки схильності людини вірити у загальні (тобто не специфічні щодо вакцинації) теорії змови. У ході його розробки, автори провели чотири дослідження, спрямовані на оцінку психометричних якостей CMQ, а саме: вивчили його факторну структуру, надійність, еквівалентність вимірювань у різних культурах, а також його конвергентну, дискримінантну та прогностичну валідність (Bruder et al., 2013). Надалі цей опитувальник використовувався в багатьох дослідженнях, результати яких також підтвердили можливість його застосування в різних культурних середовищах. Зокрема, M. Bruder et al. (2013) розглядали CMQ у контексті його застосування англійською, німецькою та турецькою мовами. Автори довели, що кожна з версій опитувальника демонструє прийнятну або високу внутрішню узгодженість (альфа Кронбаха не менше 0,72). Усі факторні навантаження для трьох версій перевищили 0,71. При цьому результати факторного аналізу показали, що англійська, німецька та турецька шкали можуть мати однофакторну структуру. Перевірка більш строгих моделей показала, що показники CFI, TLI та RMSEA демонструють хорошу відповідність, тоді як PCLOSE не має достатньої значущості. Таким чином, автори зробили висновок про високу якість вимірювань CMQ для всіх трьох шкал. Дослідження конспірологічного умонастрою в 26 країнах

з використанням опитувальника CMQ також показало, що ця шкала має високий рівень валідності і може бути використана для оцінки ставлення людей до теорій змови, незалежно від їхніх політичних переконань (Imhoff et al., 2022). Зі свого боку, результати дослідження M. Atari et al. (2019) засвідчують, що CMQ також був адаптований перською мовою і має однофакторну структуру. Водночас, згідно з R. Brotherton et al. (2013), опитувальник CMQ не стосується конкретних теорій чи ідей змов (а також не фокусується на конкретних подіях чи спільнотах). CMQ фокусується на вимірюванні загальної схильності людини до віри у теорію змови. Тому, як вважають автори дослідження, він більше підходить для використання в недемократичних та/або незахідних суспільствах. Про проблеми при використанні цього опитувальника також повідомляють V. Swami et al. (2017). Зокрема, дослідники зазначають, що відомі випадки застосування CMQ, коефіцієнти внутрішньої узгодженості якого були дуже низькими. Також, на думку авторів, не всі елементи шкали здатні пояснити конспірологічні ідеї, і тому внутрішня узгодженість шкали може бути низькою. Результати дослідження показали, що тільки 4-й та 5-й пункти шкали узгоджуються один з одним, тоді як інші пункти можуть оцінюватися як такі, що підтверджують конкретні факти, але не несуть конспірологічного змісту. Проте, він добре продемонстрував себе у поєднанні із іншими опитувальниками (Данилюк та ін., 2023а, Данилюк та ін., 2023b). Таким чином, як показують результати попередніх досліджень, за умови застосування шкали CMQ у різних мовних середовищах, внутрішня узгодженість її елементів може відрізнитися. Як наслідок, шкала CMQ потребує додаткової адаптації та оцінки для її використання в україномовному середовищі, результати представленого дослідження якраз це демонструють.

Мета статті. З огляду на вищенаведені тези, вивчення схильності населення країни до теорій змови та розробка найбільш ефективних і оптимальних інструментів оцінки цього явища, становлять значний інтерес для наукової спільноти. У цьому дослідженні фокус уваги спрямований на оцінку психометричних характеристик Опитувальника Змовницького Умонастрою – CMQ (Conspiracy Mentality Questionnaire), яка адаптована для україномовного населення з метою забезпечення можливості подальшого використання цього інструменту на території України.

Методологія та методи

Шкала «Conspiracy Mentality Questionnaire» (CMQ)

Оригінальна версія шкали CMQ є інструментом для оцінки схильності людини до віри у конспірологічні теорії. Зміст пунктів шкали CMQ був

розроблений на базі контенту форумів та веб-сайтів, присвячених питанням та темам теорій змови (Bruder et al., 2013). Шкала включає п'ять пунктів, які дозволяють оцінити віру людини в теорії змови на підставі її згоди або незгоди з поданим твердженням. Учасникам необхідно оцінити твердження, вказавши свою згоду за п'ятибальною шкалою, в якій «1» є «зовсім не згоден/на», а «5» є «цілком згоден/на». Шкалу CMQ було обрано тому, що, порівняно з іншими опитувальниками загальних конспірологічних переконань, ця методика була перевірена на великій міжкультурній вибірці, яка включала респондентів з США, Великої Британії, Ірландії, Німеччини та Туреччини (N=7,766). Крім того, опитувальник CMQ був визнаний таким, що дає стабільні результати протягом тривалого часу. Засвідчуючи свою конвергентну валідність, CMQ на високому рівні корелює з іншими показниками віри в теорії змови. По-друге, результати CMQ демонструють значущі зв'язки з особистісними властивостями (наприклад, рисами Великої П'ятірки, шизотипією), іншими узагальненими політичними установками (наприклад, орієнтацією на соціальне домінування та правий авторитаризм), а також не менш цікавими індивідуальними особливостями (наприклад, паранормальними переконаннями, відчуттям відсутності соціально-політичного контролю). Нарешті, CMQ є сильнішим предиктором віри в конкретні теорії змови ніж інші поширені показники індивідуальних відмінностей (Bruder et al., 2013).

Статистичний аналіз

Статистична обробка даних проводилась за допомогою програмного забезпечення R версії 4.2.2. Внутрішня узгодженість шкали досліджувалась за допомогою показника альфа Кронбаха. Значними ми вважали ефекти, довірчі інтервали яких становили 95%. Як оптимальні показники для факторного аналізу були прийняті наступні: CFI-більше 0,9; TLI – більше 0,9; RMSEA – не більше 0,08. Для визначення факторної структури опитувальника CMQ використовувалась процедура експлораторного факторного аналізу. Також, кількість факторів в українському дослідженні опитувальника CMQ визначалась за допомогою методу паралельного аналізу Хорна.

Збір даних та вибірка

У нашому дослідженні було зібрано дані 393 респондентів, які мешкають на території України або є її громадянами та були змушені тимчасово виїхати на інші території через російську агресію. Набір учасників здійснювався за допомогою соціальних мереж, таких як Telegram та Facebook,

через поширення публічних оголошень. Дослідження проводилося на платформі Іка.sі. Обов'язковими критеріями були володіння українською мовою та вік не менше 18 років. Перед проходженням опитування усі учасники заповнювали форму інформованої згоди.

Результати

Внутрішня узгодженість

Шкала СМQ була адаптована для України шляхом перекладу оригінальних питань українською мовою. Оригінальні формулювання та український переклад пунктів наведені у табл. 1. В україномовній версії методики нами було використано 11-бальну шкалу оцінок; учасникам необхідно було оцінити кожне твердження відповідно до неї: «1» – «зовсім не згоден/на», а «11» – «цілком згоден/на». Застосування 11-бальної шкали підвищує дискримінативність методики і дає змогу більш диференційовано виміряти аспекти змовницького умонастрою досліджуваних.

Таблиця 1

**Пункти Опитувальника конспірологічного умонастрою
(Conspiracy Mentality Questionnaire – СМQ)**

Англomовна версія	Україномовна версія
Indicate the extent to which extent you agree with each statement on a 5-point scale (1 = strongly disagree, 5 = strongly agree).	Визначте якою мірою ви згодні з кожним твердженням за шкалою з 11 пунктів, де 1 – це «Зовсім не згоден/на», а 11 – «Цілком згоден/на»
1. I think that many very important things happen in the world, which the public is never informed about	1. Я думаю, що в світі відбуваються дуже важливі речі, про які широка аудиторія ніколи не дізнається
2. I think that politicians usually do not tell us the true motives for their decisions	2. Я думаю, що політики зазвичай не розказують нам про справжні мотиви своїх рішень
3. I think that government agencies closely monitor all citizens	3. Я думаю, що урядові організацій пильно слідкують за всіма громадянами
4. I think that events which superficially seem to lack a connection are often the result of secret activities	4. Я думаю, що подій, які при поверховому ознайомленні здаються не пов'язаними між собою, є результатом таємної активності
5. I think that there are secret organizations that greatly influence political decisions	5. Я думаю, що існують таємні організацій, які сильно впливають на політичні рішення

Внутрішня узгодженість шкали досліджувалась за допомогою показника альфа Кронбаха. У нашому дослідженні цей показник дорівнює 0,87, що свідчить про дуже високий рівень взаємної кореляції між пунктами шкали. Отриманий результат варіює в межах 0,85–0,89 при 95% довірчому інтервалі. Виключення окремих пунктів не підвищує альфу Кронбаха, якщо послідовно вилучати кожен з п'яти пунктів, альфа варіює у діапазоні від 0,82 до 0,86.

Матриця взаємних кореляцій між пунктами наведена на рис. 1. Ми бачимо, що пункти «4. Я думаю, що події, які при поверховому ознайомленні здаються не пов'язаними між собою, є результатом таємної активності» та «5. Я думаю, що існують таємні організації, які сильно впливають на політичні рішення» демонструють найбільший ступінь узгодженості у відповідях респондентів, порівняно з іншими.

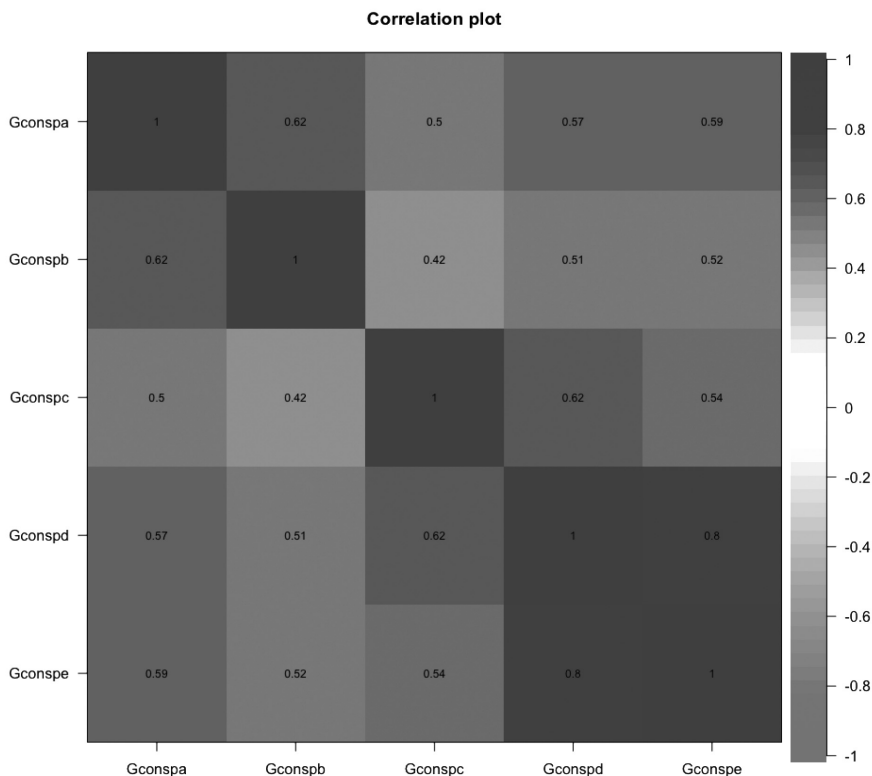


Рис. 1. Інтеркореляції між пунктами Опитувальника конспірологічного умонастрою (Conspiracy Mentality Questionnaire – CMQ)

Стосовно дискримінативності українського варіанту методики, спостерігається достатньо рівномірний розподіл відповідей (табл. 2). Проте, на рівні тенденції, окремі пункти відносно частіше викликають згоду досліджуваних. Так, наприклад, досліджувані тяжіють до згоди у відповідях на пункт «1. Я думаю, що в світі відбуваються дуже важливі речі, про які широка аудиторія ніколи не дізнається» і пункт «2. Я думаю, що політики зазвичай не розказують нам про справжні мотиви своїх рішень».

Таблиця 2

**Розподіл варіантів відповідей за кожним пунктом Опитувальника
конспірологічного умонастрою (Conspiracy Mentality
Questionnaire – CMQ)**

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	Miss
Пункт 1	0.02	0.02	0.04	0.02	0.06	0.07	0.06	0.08	0.14	0.13	0.35	0.12
Пункт 2	0.00	0.02	0.01	0.02	0.08	0.07	0.07	0.09	0.11	0.19	0.34	0.12
Пункт 3	0.10	0.07	0.10	0.08	0.12	0.14	0.09	0.10	0.05	0.04	0.09	0.12
Пункт 4	0.13	0.09	0.09	0.07	0.11	0.11	0.08	0.07	0.07	0.06	0.12	0.12
Пункт 5	0.12	0.07	0.10	0.07	0.08	0.06	0.08	0.08	0.06	0.07	0.21	0.12

Факторний аналіз

Для визначення факторної структури опитувальника використовувалася процедура експлораторного факторного аналізу. Результати відображені на рис. 2.

Якщо порівняти отриманий в українському дослідженні графік з оригінальною факторною структурою, конфігурація є доволі схожою. Однак автори CMQ наполягають на однофакторній структурі, а дані, отримані на українській вибірці, тяжіють до двофакторної моделі.

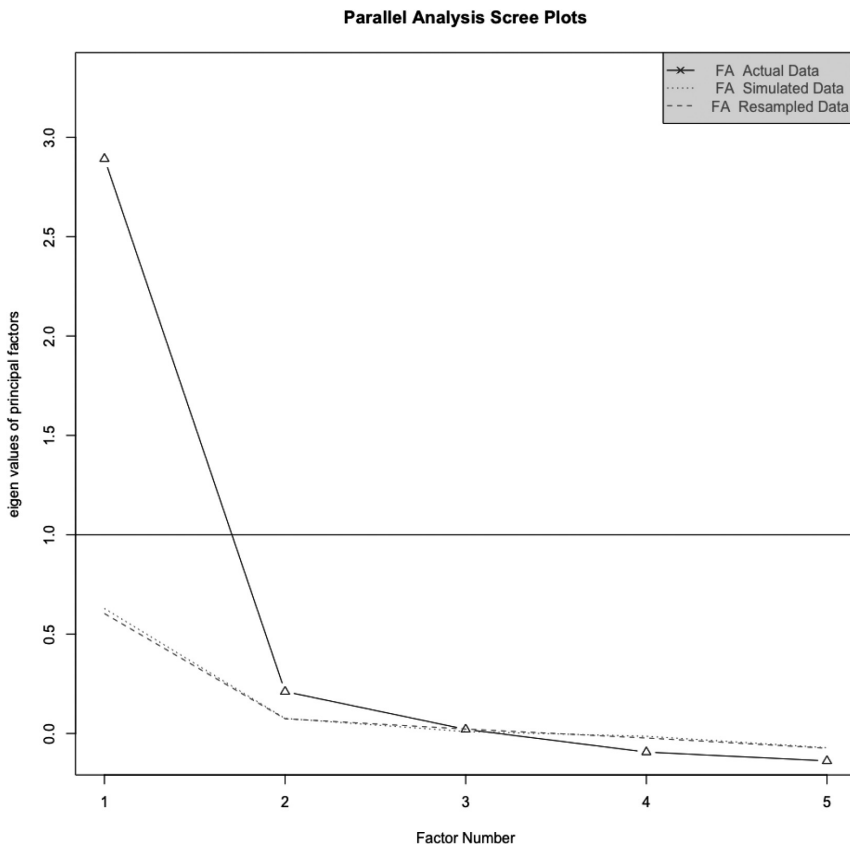


Рис. 2. Визначення кількості факторів в українському дослідженні опитувальника CMQ за допомогою методу паралельного аналізу Хорна

В українському варіанті в однофакторній моделі навантаження пунктів 2 та 3 менше 0,7 (табл. 3), водночас в оригінальній версії всі пункти продемонстрували навантаження більше 0,74.

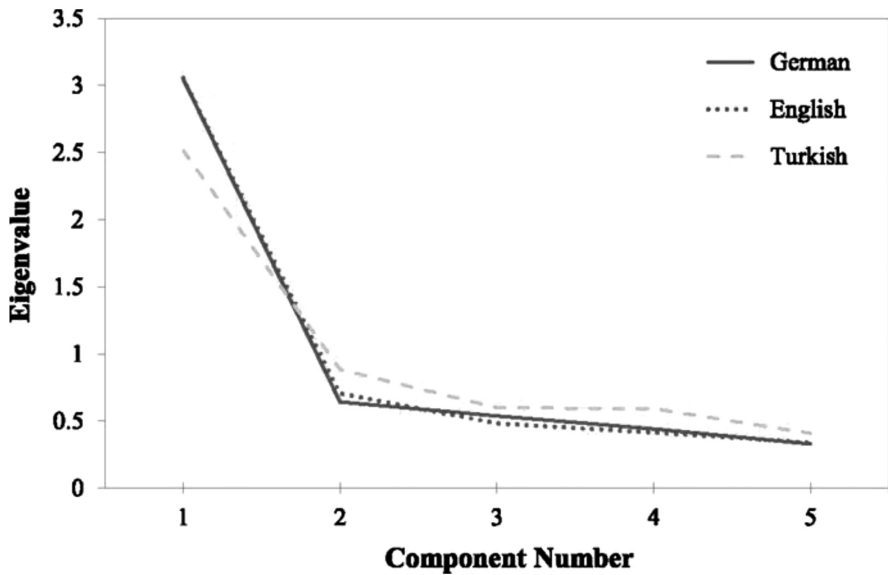


Рис. 3. Визначення кількості факторів в оригінальному дослідженні опитувальника CMQ (Bruder et al., 2013) за допомогою методу SCREE PLOT

Таблиця 3

**Факторні навантаження пунктів опитувальника CMQ
в однофакторній моделі**

Номер пункту CMQ	Факторні навантаження
Пункт 1	0,74
Пункт 2	0,66
Пункт 3	0,68
Пункт 4	0,86
Пункт 5	0,84

Однофакторна модель продемонструвала такі показники якості: індекс Такера-Льюїса (Tucker Lewis Index of factoring reliability, TLI) = 0.866, індекс порівняльної придатності (comparative fit index, CFI) = 0,933, індекс RMSEA = 0.186. Хі-квадрат показує різницю між спостережуваною та очікуваною коваріаційними матрицями (значення, які ближче до нуля, вказують на кращу відповідність між ними, щоправда, Хі-квадрат є чутливим

до розміру вибірки). У однофакторній моделі української версії опитувальника СМQ цей показник дорівнює 72,530, що вважається надто високим. Крім того, однофакторна модель недостатньо пояснила коваріації між пунктами 1 і 2, а також 4 і 1, 4 і 2 (рис. 4).

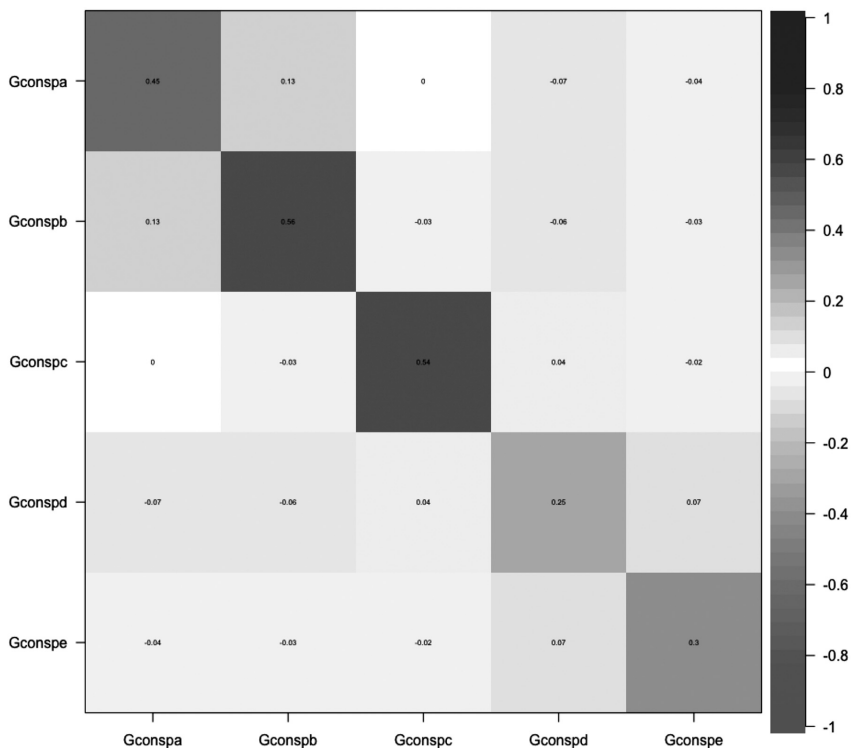


Рис. 4. Зв'язки між пунктами опитувальника СМQ, які не пояснила однофакторна модель

Подальший експлораторний факторний аналіз, але з двофакторною структурою, дозволив отримати такі факторні навантаження (табл. 4):

Таблиця 4

**Факторні навантаження пунктів опитувальника СМQ
в двофакторній моделі**

Номер пункту СМQ	Навантаження фактора 1	Навантаження фактора 2
Пункт 1		0,88
Пункт 2		0,66
Пункт 3	0,46	0,25
Пункт 4	1,03	
Пункт 5	0,66	0,22

Двофакторна модель майже не залишила непоясненими коваріації між пунктами (рис. 5).

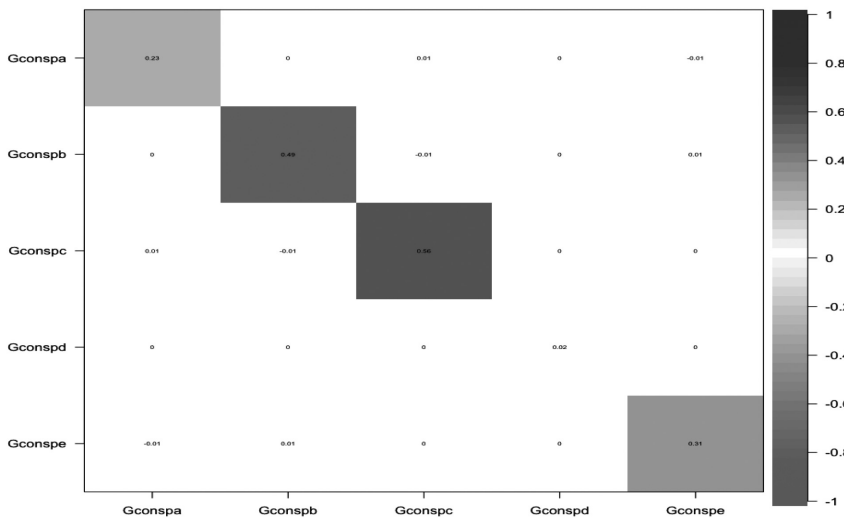


Рис. 5. Зв'язки між пунктами опитувальника СМQ, які не пояснила двофакторна модель

Перший фактор, утворений пунктами 3, 4, 5, можна умовно назвати «Зловмисний вплив», а другий фактор, що складається з пунктів 1 і 2 – «Непізнаваність справжніх причин подій». У двофакторній моделі індекс TLI= 0,973, CFI=0,989, індекс RMSEA=0,083. Показник хі квадрат знизився до 14,713, порівняно з однофакторною моделлю, це свідчить про кращу відповідність моделі даним.

Дискусія

Аналіз результатів оцінки психометричних характеристик україномовної версії опитувальника СМQ показав, що його можна ефективно використовувати для оцінки міри вираженості змовницького умонастрою. Оцінюючи україномовну версію опитувальника, ми з'ясували, що внутрішня узгодженість між пунктами шкали є дуже високою, оскільки, при врахуванні довірчого інтервалу 95%, отримані показники перебувають в межах від 0,85 до 0,89. Це є позитивним результатом і свідчить про сильну взаємну кореляцію між усіма елементами опитувальника. Також, ми можемо зауважити, що отриманий нами показник альфа Кронбаха є навіть вищим, ніж в оригінальному дослідженні авторів методики, де він становив: $\alpha=0.84$ (Bruder et al., 2013). У цьому випадку ми можемо припустити, що ці розбіжності відбивають не стільки якості української версії методики, порівняно з англійською, але, можливо, пов'язані з самим вимірюваним конструктом. Доволі ймовірно, що за останню декаду (яка минула з 2013 року) на тлі драматичних соціальних потрясінь, конспірологічні уявлення українців продемонстрували певну динаміку до більшого усвідомлення, в одних випадках – до кристалізації певних переконань, а в інших – до чіткого критичного ставлення до них. Водночас, на матриці взаємних кореляцій можна побачити ситуацію, описану в попередніх дослідженнях, а саме наявність вираженої внутрішньої узгодженості між пунктами 4 та 5, як зазначали V. Swami et al. (2017), та меншу узгодженість між рештою пунктів. Це може пояснюватися тим, що пункти 4 і 5 більшою мірою орієнтовані безпосередньо на конспірологічні теорії, тоді як інші пункти виступають як підтримувальні, однак загальна узгодженість між пунктами залишається високою.

Щодо дискримінативності української версії СМQ, можна зробити висновок про прийнятність її застосування в Україні, про що свідчить рівномірність розподілу відповідей. Тобто констатовано належну здатність методики диференціювати вибірку за досліджуваною ознакою. Оскільки тест передбачає 11 варіантів відповіді (зазвичай застосовуються шкали, де не більше 5–7), це підсилює чутливість інструменту (однак, певною мірою, може ускладнювати збір даних). При цьому більш виражена схильність українських учасників до вираження згоди за пунктами 1 та 2 може пояснюватися соціокультурним контекстом конкретного регіону, і вона не впливає на загальну якість опитувальника та узгодженість його елементів. Також, можна пояснити цю тенденцію зростанням соціальної бажаності такої риси, як досвідченість, і навпаки – небажаність надмірної інфантильності чи наївності.

Важливі висновки можна зробити про факторну структуру, оскільки отримані результати відрізняються від результатів більш ранніх досліджень. Насамперед, увагу слід звернути на те, що творці оригінальної версії CMQ та деякі дослідники, які адаптували опитувальник до своєї аудиторії, вказують на однофакторний характер шкали, тоді як у нашій версії простежується чітко виражена двофакторна структура (Atari et al., 2019); Bruder et al., 2013). Зокрема виявлено, що в однофакторній моделі україномовного опитувальника не всі пункти мають однакове навантаження, на відміну від оригіналу. Більш того, індекси CFI, TLI та RMSEA у нашій версії однофакторної моделі не відповідають прийнятим нормам, а показник Хі-квадрат дорівнює 72,530, що вважається надто високим. Зрештою, однофакторна модель не може пояснити коваріації між окремими елементами шкали. Це може бути обумовлено відсутністю в ньому конкретики або його узагальненістю, як припускають М. Bruder et al (2013). Таким чином, однофакторна модель для цієї шкали має недостатні показники якості.

Зовсім інша картина при використанні двофакторної моделі. Насамперед, у двофакторній структурі показники TLI та CFI абсолютно відповідають загальноприйнятим нормам. Показник RMSEA лише трохи вище нормативного порога. Також у двофакторній моделі знизився показник хі-квадрат. Відповідно, можна дійти висновку, що двофакторна структура краще пояснює психометричні властивості опитувальника. Таким чином, адаптацію CMQ для україномовної аудиторії можна вважати успішною та опитувальник може бути використаний для оцінки схильності населення України до конспірологічних теорій та оцінки їхнього конспірологічного умонастрою.

Висновки

Українська адаптація CMQ демонструє помітні відмінності від його оригінальної версії та інших адаптацій. Водночас як в оригінальних версіях Опитувальника наголошується на одновимірній шкалі, українська версія має чітку біфакторну структуру. Ці розбіжності можна пояснити соціокультурним контекстом в Україні, враховуючи бурхливі події останнього десятиліття, що призвели до еволюції конспірологічних переконань її громадян. Незважаючи на відмінності в навантаженні окремих пунктів, CMQ залишається внутрішньо узгодженим, з високими кореляціями, особливо між пунктами 4 і 5. Це свідчить про те, що, хоча суть опитувальника залишається незмінною, певні фактори або переконання можуть бути більш вираженими або релевантними в українському контексті. Крім

того, підвищена чутливість завдяки 11-бальній шкалі відповідей, хоча й потенційно ускладнює збір даних, але забезпечує більш тонке відображення поглядів респондентів. Схильність українських респондентів до певних пунктів може відображати соціокультурні нюанси, не підриваючи загальної якості та узгодженості опитувальника.

Декларація про конфлікт інтересів. Автори заявляють про відсутність потенційного конфлікту інтересів стосовно дослідження, авторства і/або публікації цієї статті.

Список використаних джерел

- Atari, M., Afhami, R., & Swami, V. (2019). Psychometric assessments of Persian translations of three measures of conspiracist beliefs. *PLoS One*, *14*(4), e0215202. DOI: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0215202>
- Bierwaczzonek, K., Gundersen, A. B., & Kunst, J. R. (2022). The role of conspiracy beliefs for COVID-19 health responses: A meta-analysis. *Current Opinion in Psychology*, *101*346. DOI: [10.1016/j.copsyc.2022.101346](https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2022.101346).
- Brotherton, R., & Eser, S. (2015). Bored to fears: Boredom proneness, paranoia, and conspiracy theories. *Personality and Individual Differences*, *80*, 1–5.
- Brotherton, R., French, C. C., & Pickering, A. D. (2013). Measuring belief in conspiracy theories: The generic conspiracist beliefs scale. *Frontiers in Psychology*, *4*, 279. DOI: <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2013.00279>
- Bruder, M., Haffke, P., Neave, N., Nouripanah, N., & Imhoff, R. (2013). Measuring individual differences in generic beliefs in conspiracy theories across cultures: Conspiracy mentality questionnaire. *Frontiers in Psychology*, *4*, 225. DOI: <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2013.00225>
- Douglas, K. M. (2021). Are conspiracy theories harmless? *The Spanish journal of psychology*, *24*, e13. DOI: <https://doi.org/10.1017/SJP.2021.10>
- Douglas, K. M., & Sutton, R. M. (2023). What are conspiracy theories? A definitional approach to their correlates, consequences, and communication. *Annual review of psychology*, *74*, 271–298.
- Goldberg, Z. J., & Richey, S. (2020). Anti-vaccination beliefs and unrelated conspiracy theories. *World Affairs*, *183*(2), 105–124.
- Jolley, D., Meleady, R., & Douglas, K. M. (2020). Exposure to intergroup conspiracy theories promotes prejudice which spreads across groups. *British Journal of Psychology*, *111*(1), 17–35.
- Jones, I., Adams, A., & Mayoh, J. (2023). Motivated ignorance and social identity threat: the case of the Flat Earth. *Social Identities*, 1–16.
- Hornsey, M. J., Harris, E. A., & Fielding, K. S. (2018). Relationships among conspiratorial beliefs, conservatism and climate scepticism across nations. *Nature Climate Change*, *8*(7), 614–620.
- Imhoff, R., & Bruder, M. (2014). Speaking (un-) truth to power: Conspiracy mentality as a generalised political attitude. *European Journal of Personality*, *28*(1), 25–43.
- Imhoff, R., Zimmer, F., Klein, O., António, J. H., Babinska, M., Bangertner, A., Bilewicz, M., Blanuša, N., Bovan, K., Bužarovska, R., Cichocka, A., Delouvé, S., Douglas, K. M., Dyrendal, A., Etienne, T., Gjonneska, B., Graf, S., Gualda, E., Hirschberger, G., ... van Prooijen, J.-W. (2022). Conspiracy mentality and political orientation across 26 countries.

Nature Human Behaviour, 6(3), 392–403. DOI: <https://doi.org/10.1038/s41562-021-01258-7>

Lewandowsky, S., Gignac, G. E., & Oberauer, K. (2013). The role of conspiracist ideation and worldviews in predicting rejection of science. *PLOS ONE*, 8(10), e75637. DOI: 10.1371/journal.pone.0075637

Oliver, J. E., & Wood, T. J. (2014). Conspiracy theories and the paranoid style (s) of mass opinion. *American journal of political science*, 58(4), 952–966.

Pertwee, E., Simas, C., & Larson, H. J. (2022). An epidemic of uncertainty: rumors, conspiracy theories and vaccine hesitancy. *Nature medicine*, 28(3), 456–459.

Shapiro, G. K., Holding, A., Perez, S., Amsel, R., & Rosberger, Z. (2016). Validation of the vaccine conspiracy beliefs scale. *Papillomavirus research*, 2, 167–172.

Swami, V., Barron, D., Weis, L., Voracek, M., Stieger, S., & Furnham, A. (2017). An examination of the factorial and convergent validity of four measures of conspiracist ideation, with recommendations for researchers. *PLoS One*, 12(2), e0172617. DOI: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0172617>

Van der Linden, S. (2015). The conspiracy-effect: Exposure to conspiracy theories (about global warming) decreases pro-social behavior and science acceptance. *Personality and Individual Differences*, 87, 171–173.

Van Prooijen, J. W., Spadaro, G., & Wang, H. (2022). Suspicion of institutions: How distrust and conspiracy theories deteriorate social relationships. *Current opinion in psychology*, 43, 65–69.

Vegetti, F., & Littvay, L. (2022). Belief in conspiracy theories and attitudes toward political violence. *Italian Political Science Review/Rivista Italiana di Scienza Politica*, 52(1), 18–32.

Wood, M. J., Douglas, K. M., & Sutton, R. M. (2012). Dead and alive: Beliefs in contradictory conspiracy theories. *Social psychological and personality science*, 3(6), 767–773.

Бондарчук, О., & Роєнко, І. (2022). Теоретичний аналіз взаємозв'язку віри в теорію змови та локусу контролю особистості. *Наукові Часописи Університету. Серія 12. Психологічні Науки*, 18(63), 5–13. DOI: [https://doi.org/10.31392/NPU-nc.series12.2021.18\(63\).01](https://doi.org/10.31392/NPU-nc.series12.2021.18(63).01)

Данилюк, І., Ягіяєв, І., Курапов, А., Малишева, К., Льошенко, О., & Литвин, С. (2023а). Психометричні властивості шкали переконань про щеплення, опитувальника епістемологічних переконань та шкали цинічної недовіри на українській вибірці. *PSYCHOLOGICAL JOURNAL*, 9(4), 19–29. DOI: <https://doi.org/10.31108/1.2023.9.4.2>

Данилюк, І., Ягіяєв, І., Курапов, А., Малишева, К., Льошенко, О., & Литвин, С. (2023б). Психометричні властивості шкали «Багатомірна шкала локусу контролю здоров'я»: українська вибірка. *Bulletin of Taras Shevchenko National University of Kyiv. Psychology*, 1(17), 22–29. DOI: [https://doi.org/10.17721/BPSY.2023.1\(17\).3](https://doi.org/10.17721/BPSY.2023.1(17).3)

Міністерство охорони здоров'я України. 42% українців, які ще не вакцинувались від COVID19, готові це зробити – дослідження ЮНІСЕФ (2021, листопад). Режим доступу: <https://moz.gov.ua/article/news/42-ukrainsiv-jaki-sche-nevakcinuvalis-vid-covid-19-gotovice-zrobiti--doslidzhennja-junisef>

Хомин, С., & Широка, А. (2022). Ірраціональні переконання, віра у теорії змови та страх вакцинації: психологічний портрет осіб, які відмовляються вакцинуватися проти COVID-19. *Габітус*, 38, 166–173. DOI: <https://doi.org/10.32843/2663-5208.2022.38.28>

References

- Atari, M., Afhami, R., & Swami, V. (2019). Psychometric assessments of Persian translations of three measures of conspiracist beliefs. *PLoS One*, *14*(4), e0215202. DOI: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0215202>
- Bierwaczzonek, K., Gundersen, A. B., & Kunst, J. R. (2022). The role of conspiracy beliefs for COVID-19 health responses: A meta-analysis. *Current Opinion in Psychology*, *101346*. DOI: [10.1016/j.copsyc.2022.101346](https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2022.101346).
- Brotherton, R., & Eser, S. (2015). Bored to fears: Boredom proneness, paranoia, and conspiracy theories. *Personality and Individual Differences*, *80*, 1–5.
- Brotherton, R., French, C. C., & Pickering, A. D. (2013). Measuring belief in conspiracy theories: The generic conspiracist beliefs scale. *Frontiers in Psychology*, *4*, 279. DOI: <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2013.00279>
- Bruder, M., Haffke, P., Neave, N., Nouripanah, N., & Imhoff, R. (2013). Measuring individual differences in generic beliefs in conspiracy theories across cultures: Conspiracy mentality questionnaire. *Frontiers in Psychology*, *4*, 225. DOI: <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2013.00225>
- Douglas, K. M. (2021). Are conspiracy theories harmless? *The Spanish journal of psychology*, *24*, e13. DOI: <https://doi.org/10.1017/SJP.2021.10>
- Douglas, K. M., & Sutton, R. M. (2023). What are conspiracy theories? A definitional approach to their correlates, consequences, and communication. *Annual review of psychology*, *74*, 271–298.
- Goldberg, Z. J., & Richey, S. (2020). Anti-vaccination beliefs and unrelated conspiracy theories. *World Affairs*, *183*(2), 105–124.
- Jolley, D., Meleady, R., & Douglas, K. M. (2020). Exposure to intergroup conspiracy theories promotes prejudice which spreads across groups. *British Journal of Psychology*, *111*(1), 17–35.
- Jones, I., Adams, A., & Mayoh, J. (2023). Motivated ignorance and social identity threat: the case of the Flat Earth. *Social Identities*, 1–16.
- Hornsey, M. J., Harris, E. A., & Fielding, K. S. (2018). Relationships among conspiratorial beliefs, conservatism and climate scepticism across nations. *Nature Climate Change*, *8*(7), 614–620.
- Imhoff, R., & Bruder, M. (2014). Speaking (un-) truth to power: Conspiracy mentality as a generalised political attitude. *European Journal of Personality*, *28*(1), 25–43.
- Imhoff, R., Zimmer, F., Klein, O., António, J. H., Babinska, M., Bangerter, A., Bilewicz, M., Blauša, N., Bovan, K., Bužarovska, R., Cichočka, A., Delouvé, S., Douglas, K. M., Dyrendal, A., Etienne, T., Gjoneska, B., Graf, S., Gualda, E., Hirschberger, G., ... van Prooijen, J.-W. (2022). Conspiracy mentality and political orientation across 26 countries. *Nature Human Behaviour*, *6*(3), 392–403. DOI: <https://doi.org/10.1038/s41562-021-01258-7>
- Lewandowsky, S., Gignac, G. E., & Oberauer, K. (2013). The role of conspiracist ideation and worldviews in predicting rejection of science. *PLOS ONE*, *8*(10), e75637. DOI: [10.1371/journal.pone.0075637](https://doi.org/10.1371/journal.pone.0075637)
- Oliver, J. E., & Wood, T. J. (2014). Conspiracy theories and the paranoid style (s) of mass opinion. *American journal of political science*, *58*(4), 952–966.
- Pertwee, E., Simas, C., & Larson, H. J. (2022). An epidemic of uncertainty: rumors, conspiracy theories and vaccine hesitancy. *Nature medicine*, *28*(3), 456–459.
- Shapiro, G. K., Holding, A., Perez, S., Amsel, R., & Rosberger, Z. (2016). Validation of the vaccine conspiracy beliefs scale. *Papillomavirus research*, *2*, 167–172.

Swami, V., Barron, D., Weis, L., Voracek, M., Stieger, S., & Furnham, A. (2017). An examination of the factorial and convergent validity of four measures of conspiracist ideation, with recommendations for researchers. *PLoS One*, *12*(2), e0172617. DOI: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0172617>

Van der Linden, S. (2015). The conspiracy-effect: Exposure to conspiracy theories (about global warming) decreases pro-social behavior and science acceptance. *Personality and Individual Differences*, *87*, 171–173.

Van Prooijen, J. W., Spadaro, G., & Wang, H. (2022). Suspicion of institutions: How distrust and conspiracy theories deteriorate social relationships. *Current opinion in psychology*, *43*, 65–69.

Vegetti, F., & Littvay, L. (2022). Belief in conspiracy theories and attitudes toward political violence. *Italian Political Science Review/Rivista Italiana di Scienza Politica*, *52*(1), 18–32.

Wood, M. J., Douglas, K. M., & Sutton, R. M. (2012). Dead and alive: Beliefs in contradictory conspiracy theories. *Social psychological and personality science*, *3*(6), 767–773.

Bondarchuk, O., & Royenko, I. (2022). Teoretychnyj analiz vzajemov'jazku viry v teoriiju zmovy ta lokusu kontrolju osobystosti [Theoretical analysis of the relationship between conspiracy theory belief and personality control locus]. *Naukovi Chasopysy Universytetu. Serija 12. Psyhologichni Nauky*, *18*(63), 5–13. [in Ukrainian]. DOI: [https://doi.org/10.31392/NPU-nc.series12.2021.18\(63\).01](https://doi.org/10.31392/NPU-nc.series12.2021.18(63).01).

Danyliuk, I., Yahiiiaiev, I., Kurapov, A., Malysheva, K., Loshenko, O., & Lytvyn, C. (2023a). Psyhometrychni vlastyvosti shkaly perekonan' pro shheplennja, opytuval'nyka epistemologichnyh perekonan' ta shkaly cynichnoi' nedoviry na ukrai'ns'kij vybirci [Psychometric properties of the vaccine conspiracy beliefs scale, the epistemic beliefs questionnaire, and the cynical distrust scale in a ukrainian sample]. *PSYCHOLOGICAL JOURNAL*, *9*(4), 19–29. [in Ukrainian]. DOI: <https://doi.org/10.31108/1.2023.9.4.2>

Danyliuk, I., Yahiiiaiev, I., Kurapov, A., Malysheva, K., Loshenko, O., & Lytvyn, C. (2023b). Psyhometrychni vlastyvosti shkaly «Bagatovymirna shkala lokusu kontrolju zdorov'ja»: ukrai'ns'ka vybirka [Psychometric properties of the scale “Multiple health locus control”: Ukrainian Sample]. *Bulletin of Taras Shevchenko National University of Kyiv. Psychology*, *1*(17), 22–29. [in Ukrainian]. DOI: [https://doi.org/10.17721/BPSY.2023.1\(17\).3](https://doi.org/10.17721/BPSY.2023.1(17).3)

Ministerstvo ohorony zdorov'ja Ukraïny. 42% ukrai'nciv, jaki shhe ne vakcynuvalys' vid COVID19, gotovi ce zrobyty – doslidzhennja JUNISEF (2021, lystopad). [in Ukrainian]. Retrieved from: <https://moz.gov.ua/article/news/42-ukraïnciv-jaki-sche-nevakcinuvalis-vid-covid-19-gotovice-zrobiti---doslidzhennja-junisef>

Khomin, S., & Shyroka, A. (2022). Irracional'ni perekonannja, vira u teorii' zmovy ta strah vakcynacii': psyhologichnyj portret osib, jaki vidmovljajut'sja vakcynuvatysja proty COVID-19 [Irrational beliefs, conspiracy theories and fear of vaccination: a psychological portrait of the individuals refusing a COVID-19 vaccination]. *Habitus*, *38*, 166–173. [in Ukrainian]. DOI: <https://doi.org/10.32843/2663-5208.2022.38.28>

Abstract

Danyliuk I. V.,

DSc. in Psychological Sciences, professor,
Professor, Corresponding member of the
National Academy of Educational Sciences of Ukraine,
E-mail: danyliuk6@gmail.com

Yahiiiaiev I. I.,

Candidate of Psychological Sciences (PhD),
Assistant Professor,
Email: askamah@gmail.com

Kurapov A. O.,

Candidate of Psychological Sciences (PhD),
Assistant Professor
E-mail: ankurapov@knu.ua

Malysheva K. O.,

Candidate of Psychological Sciences (PhD),
Associate Professor, Head of the Department
E-mail: karinemalysheva@gmail.com

Loshenko O. A.,

Candidate of Psychological Sciences (PhD),
Associate Professor,
E-mail: psiholog3003@gmail.com

Lytvyn S. V.,

PhD in Psychology,
Assistant Professor
E-mail: sergiylytvyn@gmail.com

Department of the Experimental and
Applied Psychology,
Taras Shevchenko National University of Kyiv

A UKRAINIAN-LANGUAGE ADAPTATION AND PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE CONSPIRACY MENTALITY QUESTIONNAIRE

Conspiracy theories among the population of Ukraine are a significant problem, especially as we deal with the consequences of the COVID-19 pandemic and the events related to Russian military aggression. The complex socio-political landscape in Ukraine, shaped by its historical context and recent geopolitical tensions, could potentially contribute to the spread of such conspiracy theories. Given the current situation, this aspect is extremely relevant.

Objectives: The study aim was to assess the psychometric characteristics of the Conspiracy Mindset Questionnaire (CMQ) adapted in Ukraine. It is vital to adapt internationally recognized instruments to the local cultural and linguistic context to ensure accuracy and relevance in implementation of the corresponding assessments.

Methods: The questionnaire was evaluated on a sample of 392 respondents. The used analysis methods included: internal consistency assessment using Cronbach's alpha coefficient, factor analysis, and correlation analysis. The selection of a diverse group of participants is crucial in such studies to ensure a broad representation of the population as a whole.

Results: Cronbach's alpha was 0.87. This is considered a good indicator of reliability, indicating that the questionnaire consistently measures what it is intended to measure. There was high consistency across all scale items and a uniform distribution of responses. The one-factor model of the questionnaire is less acceptable for use, as its indicators do not meet the normative values. The complexity of conspiracy beliefs cannot be adequately represented by a one-factor model. In a two-factor model, all covariances between scale items are clear. In the two-factor model, TLI = 0.973, CFI = 0.989, RMSEA = 0.083.

Conclusions: The Ukrainian version of the CMQ demonstrates acceptable psychometric characteristics. Given its reliability and cultural adaptation, researchers and professionals can use this instrument to gain a deeper understanding of the conspiracy mentality prevalent in Ukraine. It can be effectively used to determine the level of conspiratorial mindset of Ukrainians and Ukrainian-speaking respondents.

Key words: *CMQ questionnaire, conspiracy theories, adaptation, consistency, validation.*

Отримано – 14 березня 2023

Рецензовано – 19 березня 2023

Прийнято – 20 березня 2023

Received – March 14, 2023

Revision – March 19, 2023

Accepted – March 20, 2023