

СЕРГІЙ ДЕМБІЦЬКИЙ,

кандидат соціологічних наук, старший науковий співробітник відділу методології і методів соціології Інституту соціології НАН України

Застосування L-шкали (ММРІ) щодо загальної популяції в Україні: результати і гіпотези

Анотація

У статті розглянуто результати використання L-шкали Міннесотського багатозначного особистісного переліку (ММРІ) в рамках низки соціологічних опитувань. Подано результати перевірки внутрішньої надійності шкали. Описано демографічну специфіку відповідей за окремими пунктами методики (на підставі груп за статтю та віком). Оцінюється використання вагових коефіцієнтів для повної та скороченої версії L-шкали. Проаналізовано рівні, що вказують на нещирі відповіді респондентів.

За результатами аналізу зроблено припущення про те, що ця методика слід вважати інтегральним індексом. Останнє знімає проблему низької внутрішньої узгодженості методики, а також відкриває додаткові можливості для її аналізу й використання.

Ключові слова: *L-шкала, щирість у масових опитуваннях, зважування*

Вступ

Згідно із сучасною термінологією, помилки в опитувальних дослідженнях поділяються на помилки вибірки (sampling error) і помилки, не пов'язані з вибірковими процедурами (nonsampling error). До другої групи, приміром, належать вимірвальні помилки, помилки внаслідок невідповідей та дій інтерв'юєрів. Усі вони вносять ті чи інші зсуви, що погіршують фінальні результати, покликані відображати генеральну сукупність [McNabb, 2014: р. 42–46].

Одним із важливих джерел виникнення помилок в опитувальних дослідженнях є запитання анкети, що викликають побоювання респондентів. Для оцінювання відповідних зсувів використовують спеціальні методики. Назагал їх можна розділити на тести, що оцінюють щирість респондентів (див., напр.: [Crowne et al., 1960; Groth-Marnat, 2003: р. 244–245]), а також більш загальні вимірювальні інструменти для оцінювання респондента як надійного джерела соціальної інформації [Головаха и др., 2008].

Пропонована стаття має за мету розгляд результатів використання *L*-шкали (шкали брехні) Міннесотського багатофазного особистісного переліку (*MMPI*), що належить до першої категорії зазначених інструментів. Цінність аналізу полягає в тому, що відповідні результати отримано в рамках репрезентативного опитування в Україні (Інститут соціології НАН України, 2006).

Особливості опитувальника дослідження, а також наявність результатів трьох додаткових методичних опитувань із застосуванням *L*-шкали дали змогу розглянути такі аспекти:

- показники надійності;
- демографічна специфіка відповідей на індикатори шкали;
- застосування вагових коефіцієнтів;
- рівні (не)щирості респондентів.

До згаданих опитувань належать такі: 1. Омнібус “Українське суспільство” (Інститут соціології НАН України, 2006 рік, $N = 1800$, середній вік – 45 років, співвідношення чоловіків і жінок у вибірці – 45% і 55%). 2. Онлайн опитування серед користувачів соціальних мереж (2016 рік, $N = 380$, середній вік – 25 років, співвідношення чоловіків і жінок у вибірці – 28% і 72%)¹. 3. Опитування серед пацієнтів Чернігівської обласної психоневрологічної лікарні (2016 рік, $N = 181$, середній вік – 44 роки, співвідношення чоловіків і жінок у вибірці – 50% і 50%). 4. Методичне опитування А.Мягкова [Мягков, 2002] (2002 рік, $N = 387$, дані про демографічні параметри відсутні).

Показники надійності *L*-шкали

Передусім розгляньмо розподіл відповідей за всіма показниками шкали з метою виявлення тих із них, що частіше спрацьовують як індикатори соціальної бажаності (див. табл. 1). Як можна бачити, пункти шкали істотно різняться під кутом зору виявлення установки на соціально схвалювані відповіді. Звісно, якщо ми виходимо з того, що всі вони працюють саме на розв’язання цієї проблеми. Так, оскільки *MMPI* був розроблений понад 70 років тому, можна припустити, що окремі показники з *L*-шкали змінили свій смисловий зміст. Ще однією ймовірною причиною, що впливає на розподіл відповідей, може бути особливість формулювань різних індикаторів.

Разом із тим на даному етапі приймімо робочу гіпотезу, відповідно до якої всі твердження спрямовані на виявлення установки на соціально схвалювані відповіді в перебігу опитування, тобто мають за основу спільну ла-

¹ Це дослідження було проведено спільно із кафедрою методології і методів соціологічних досліджень КНУ ім. Тараса Шевченка.

тентну змінну. Лише в такому разі є сенс у перевірці надійності *L*-шкали в частині її внутрішньої узгодженості.

Таблиця 1

Кількість відповідей “Згоден” за індикаторами *L*-шкали, %¹

№	Індикатор	ІС НАНУ	Онлайн	ЧОПНЛ
1	Часом мені на думку спадають такі погані думки, що про них краще не розповідати	57,5	66,0	61,9
2	Іноді мені хочеться вилаятися	78,3	80,1	61,1
3	Я не завжди кажу правду	61,5	81,5	59,1
4	Я не щодня читаю передовиці в газетах	81,6	78,2	84,7
5	Іноді я буваю сердитим(-ою)	89,1	92,5	77,5
6	Іноді я відкладаю на завтра те, що можна зробити сьогодні	77,6	95,0	70,2
7	Іноді, коли я погано почуваюся, я буваю дратівливим(-ою)	83,6	93,6	76,0
8	Мої манери за столом у себе вдома не такі гарні, як у гостях	46,8	52,8	42,0
9	Я переходжу вулицю в недозволеному місці, коли упевнений(-а), що мене не помітить мільціонер	50,5	38,7	43,8
10	У грі мені приємніше вигравати, ніж програвати	80,4	81,2	83,8
11	Мені подобається мати поважних людей серед моїх знайомих, бо це підвищує мій престиж	55,9	44,5	64,4
12	Не всі, кого я знаю, мені подобаються	85,7	93,6	82,1
13	Іноді я можу трохи попліткувати	66,8	80,4	57,1
14	Іноді я даю хорошу оцінку людям, про яких знаю дуже мало	55,1	77,3	66,7
15	Трапляється, що я сміюся з непристойного жарту	65,4	89,5	54,4
Середнє значення сумарного індексу		4,64	3,55	5,02

Використовуючи підхід, запропонований у статті А.Мягкова [Мягков, 2002: с. 121–123], проаналізуємо взаємозв'язок пунктів шкали один з одним із застосуванням коефіцієнта контингентії, взаємозв'язок кожного пункту із сумарним індексом *L*-шкали на підставі η -коефіцієнта, внутрішню узгодженість на підставі α Кронбаха та узгодженість двох частин шкали на підставі коефіцієнта Спірмена–Брауна.

Взаємозв'язок пунктів L-шкали один з одним. У своїй праці А.Мягков навів усю кореляційну матрицю, а також підрахував середню силу зв'язку з іншими пунктами для кожного індикатора і зазначив щодо кожного з них кількість статистично значимих взаємозв'язків. Тут я обмежуся лише се-

¹ Тут і далі в таблицях використовуються такі скорочення: ІС НАНУ — Омнібус “Українське суспільство”, Онлайн — Онлайн опитування серед користувачів соціальних мереж, ЧОПНЛ — Опитування серед пацієнтів Чернігівської обласної психоневрологічної лікарні, Мягков — методичне опитування А.Мягкова.

редньою силою зв'язку і кількістю статистично значимих відношень (див. табл. 2).

Таблиця 2

Взаємозв'язок між пунктами *L*-шкали

№ індикатора	Середнє значення коефіцієнта контингенції				Кількість значимих зв'язків			
	ІС НАНУ	Онлайн	ЧОПНЛ	Мягков	ІС НАНУ	Онлайн	ЧОПНЛ	Мягков
1	0,154	0,093	0,151	0,131	12	7	10	7
2	0,207	0,113	0,173	0,110	14	9	9	7
3	0,214	0,132	0,114	0,122	14	10	6	8
4	0,193	0,046	0,089	0,055	14	3	3	4
5	0,184	0,120	0,121	0,094	11	9	4	4
6	0,186	0,042	0,130	0,131	14	3	5	8
7	0,201	0,112	0,157	0,075	14	7	8	4
8	0,188	0,098	0,115	0,090	13	7	5	5
9	0,179	0,100	0,169	0,102	12	8	10	7
10	0,170	0,096	0,118	0,054	13	9	6	2
11	0,182	0,077	0,071	0,063	14	7	3	3
12	0,162	0,068	0,121	0,053	12	4	8	1
13	0,175	0,110	0,175	0,132	14	9	9	3
14	0,160	0,069	0,115	0,101	12	4	5	7
15	0,212	0,097	0,176	0,097	14	5	12	4
Середнє	0,185	0,092	0,133	0,094				

При цьому, щоб забезпечити коректність порівняння кількості значимих зв'язків, розмір вибірки соціологічного моніторингу "Українське суспільство" було узгоджено з характеристикою дослідження А.Мягкова ($N = 387$). Для цього з масиву моніторингового дослідження було виокремлено вибірку необхідного розміру, на підставі якої здійснювався розрахунок коефіцієнтів контингенції.

Таким чином, результати соціологічного моніторингу загалом показують тісніший взаємозв'язок між пунктами шкали, і в переважній більшості випадків вони є статистично значимими. Далі, якщо говорити тільки про силу зв'язку, йде опитування серед пацієнтів психоневрологічної лікарні. Порівнювати тут кількість статистично значимих відношень важко з огляду на меншу вибірку цього опитування. Але навіть попри це як мінімум три пункти (№ 1, 9, 15) показують достатньо велику кількість статистично значимих взаємозв'язків. Решта два опитування демонструють достатньо посередні результати взаємозв'язаності різних пунктів шкали.

Взаємозв'язок пунктів L-шкали із сумарним індексом. З урахуванням попередніх результатів очікуваним результатом розрахунку η -коефіцієнтів були їхні вищі значення для моніторингового масиву (див. табл. 3). Оскільки в дослідженні А.Мягкова всі зв'язки були статистично значимими, для розрахунків за моніторинговими даними я використовував усі спостереження.

Взаємозв'язок пунктів *L*-шкали із сумарним індексом

№ індикатора	ІС НАНУ	Онлайн	ЧОПНЛ	Мягков
1	0,479	0,454	0,478	0,482
2	0,529	0,420	0,533	0,226
3	0,553	0,485	0,389	0,380
4	0,422	0,217	0,297	0,214
5	0,456	0,383	0,356	0,155
6	0,507	0,185	0,445	0,401
7	0,471	0,377	0,469	0,282
8	0,521	0,465	0,407	0,417
9	0,488	0,474	0,531	0,401
10	0,434	0,420	0,370	0,180
11	0,432	0,367	0,277	0,300
12	0,388	0,269	0,374	0,224
13	0,486	0,449	0,554	0,433
14	0,454	0,357	0,412	0,487
15	0,558	0,340	0,546	0,374
Середнє значення	0,479	0,377	0,429	0,330

Дані моніторингового опитування, а також опитування серед пацієнтів психоневрологічної лікарні показують доволі непогані результати. Результати онлайн опитування можна назвати прийнятними, тоді як опитування А.Мягкова дає вельми слабкий результат.

Внутрішня узгодженість (α Кронбаха). Якщо в опитуванні А.Мягкова α Кронбаха була встановлена на рівні лишень 0,44, то в онлайн опитуванні вона становила 0,57, в опитуванні пацієнтів психоневрологічної лікарні — 0,70, а в моніторинговому дослідженні “Українське суспільство” — 0,76. Результати, знову ж таки, вельми неоднозначні.

Узгодженість двох частин шкали (коефіцієнт Спірмена–Брауна). Схожа із внутрішньою узгодженістю картина спостерігається і при обчисленні показників надійності в рамках моделі *split-half*. Найвищі результати зафіксовано для моніторингового опитування (0,79), дещо нижчі — для опитування пацієнтів психоневрологічної лікарні (0,74), посередні — для результатів онлайн опитування (0,56), найнижчі — для опитування А.Мягкова (0,33).

Висновки та припущення. Як показують результати аналізу, надійність *L*-шкали істотно варіює від одного дослідження до іншого. Це, своєю чергою, не дає підстав для однозначних висновків про її якість за даною характеристикою.

Водночас слід замислитися стосовно необхідності перевірки внутрішньої надійності *L*-шкали. Згідно із принципами соціологічного тестування,

котрі я запропонував у своїй недавній публікації [Дембицкий, 2016b: с. 148], такий аналіз має сенс тільки в тому разі, коли йдеться про вимірювальну шкалу. Якщо ж використовується інтегральний індекс, то оцінювати внутрішню надійність немає сенсу. Особисто я схилиюся до того, що *L*-шкала є інтегральним індексом. Моя аргументація така.

Результати відповідей за індикаторами методики визначаються не латентною змінною, а набором установок щодо соціальної самопрезентації в сучасному суспільстві. Джерелом таких установок є цілий комплекс чинників, що змінюється як від однієї соціальної групи до іншої, так і для конкретного індивіда в процесі його статусних змін і набуття нового соціального досвіду. Отже, говорити про якусь латентну змінну тут проблематично. Якщо це припущення є правильним, тоді розподіл відповідей за різними індикаторами *L*-шкали має показати варіативність з урахуванням різних демографічних груп.

Демографічна специфіка відповідей за індикаторами L-шкали

Відповідно до інструкції ММРІ, згоду з твердженнями *L*-шкали слід розглядати як щирі відповіді. Виходячи з цього можна оцінити міру щирості за індикаторами шкали брехні в основних демографічних групах (див. табл. 4). Загалом результати доволі варіативні. Найменша щирість фіксується для жінок похилого віку за індикатором “Я перехожу вулицю в недозволеному місці, коли упевнений(-а), що мене не помітить міліціонер” (39,3%), найбільша — для жінок середнього віку за індикатором “Іноді я буваю сердитим(-ою)” (91,4%). Середній рівень згоди становить 69,3% за стандартного відхилення у 14,8%.

Таблиця 4

Кількість відповідей “згоден” на твердження *L*-шкали, %

Вікова група	Стать	
	Чоловіча	Жіноча
<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>
<i>1. Часом мені на думку спадають такі погані думки, що про них краще не розповідати</i>		
Молодь (до 29)	53,5	56,1
Середній вік (від 30 до 54)	61,8	57,7
Похилий вік (від 55 і старші)	54,5	57,4
<i>2. Іноді мені хочеться вилаятися</i>		
Молодь (до 29)	80,3	80,1
Середній вік (від 30 до 54)	85,4	77,6
Похилий вік (від 55 і старші)	80,9	67,6
<i>3. Я не завжди кажу правду</i>		
Молодь (до 29)	71,7	69,4
Середній вік (від 30 до 54)	66,8	59,3
Похилий вік (від 55 і старші)	60,0	49,3

Продовження табл. 4

1	2	3
<i>4. Я не щодня читаю передовиці в газетах</i>		
Молодь (до 29)	81,8	83,2
Середній вік (від 30 до 54)	81,7	82,8
Похилий вік (від 55 і старші)	81,4	79,1
<i>5. Іноді я буваю сердитим(-ою)</i>		
Молодь (до 29)	86,9	90,3
Середній вік (від 30 до 54)	90,8	91,4
Похилий вік (від 55 і старші)	88,2	85,7
<i>6. Іноді я відкладаю на завтра те, що можна зробити сьогодні</i>		
Молодь (до 29)	80,8	82,7
Середній вік (від 30 до 54)	81,0	75,8
Похилий вік (від 55 і старші)	78,2	70,9
<i>7. Іноді, коли я погано почуваюся, я буваю дратівливим(-ою)</i>		
Молодь (до 29)	81,2	86,8
Середній вік (від 30 до 54)	82,3	86,5
Похилий вік (від 55 і старші)	82,7	81,6
<i>8. Мої манери за столом у себе вдома не такі гарні, як у гостях</i>		
Молодь (до 29)	47,2	42,3
Середній вік (від 30 до 54)	50,4	45,2
Похилий вік (від 55 і старші)	48,2	45,9
<i>9. Я перехожу вулицю в недозволеному місці, коли впевнений(-а), що мене не помітить міліціонер</i>		
Молодь (до 29)	56,6	52,6
Середній вік (від 30 до 54)	57,1	51,5
Похилий вік (від 55 і старші)	48,2	39,3
<i>10. У грі мені приємніше вигравати, ніж програвати</i>		
Молодь (до 29)	81,3	81,6
Середній вік (від 30 до 54)	86,2	76,7
Похилий вік (від 55 і старші)	84,5	74,8
<i>11. Мені подобається мати значимих людей серед моїх знайомих, бо це підвищує мій престиж</i>		
Молодь (до 29)	66,7	54,6
Середній вік (від 30 до 54)	61,3	55,7
Похилий вік (від 55 і старші)	47,3	50,4
<i>12. Не всі, кого я знаю, мені подобаються</i>		
Молодь (до 29)	86,4	86,3
Середній вік (від 30 до 54)	86,2	87,4
Похилий вік (від 55 і старші)	85,0	83,0
<i>13. Іноді я можу трохи попліткувати</i>		
Молодь (до 29)	53,5	82,7
Середній вік (від 30 до 54)	55,5	80,2
Похилий вік (від 55 і старші)	49,8	72,0

Закінчення табл. 4

1	2	3
14. <i>Іноді я даю добру оцінку людям, про яких знаю дуже мало</i>		
Молодь (до 29)	57,6	65,5
Середній вік (від 30 до 54)	50,8	56,1
Похилий вік (від 55 і старші)	53,2	52,5
15. <i>Буває, що я сміюся з непристойного жарту</i>		
Молодь (до 29)	79,3	70,6
Середній вік (від 30 до 54)	75,1	61,5
Похилий вік (від 55 і старші)	63,6	50,0

На підставі наведених даних індикатори *L*-шкали можна згрупувати за схожістю. Для виконання цього завдання застосовано ієрархічний кластерний аналіз. Як вхідні дані було використано шість змінних — рівень згоди з твердженнями методики для кожної із шести демографічних груп. За результатами кластерного аналізу 6 груп із такими центроїдами (див. табл. 5).

Таблиця 5

Центроїди для груп на підставі тверджень *L*-шкали, %

Група	Демографічна група						Твердження
	Ч., до 29	Ч., 30–54	Ч., від 55	Ж., до 29	Ж., 30–54	Ж., від 55	
1	58,6	57,8	50,8	57,2	55,3	49,9	1, 9, 11, 14
2	80,8	84,2	81,2	81,5	76,7	71,1	2, 6, 10
3	75,5	71,0	61,8	70,0	60,4	49,7	3, 15
4	84,1	85,3	84,3	86,7	87,0	82,4	4, 5, 7, 12
5	47,2	50,4	48,2	42,3	45,2	45,9	8
6	53,5	55,5	49,8	82,7	80,2	72,0	13

Перш ніж інтерпретувати отримані результати, слід наголосити важливий аспект використання методики. Фактично, високий рівень згоди за тим чи іншим індикатором у загальній популяції вказує на те, що не погоджуватися з ним будуть респонденти з високим рівнем психологічного захисту або сильним бажанням презентувати себе з кращого боку. Зворотнє буде справедливим для тверджень із нижчим рівнем згоди — вони виявляють більш слабкі й дуже поширені механізми психологічного захисту.

Повертаючись до характеристик отриманих груп, треба сказати, що узагальнено їх можна поділити на дві підмножини. Перша складається з груп, що показують однакові патерни згоди з твердженнями серед чоловіків і жінок (групи № 1, 4, 5). Друга підмножина включає групи, в яких чоловіки і жінки по-різному реагують на індикатори методики (групи № 2, 3, 6).

Розгляньмо кожну групу докладніше. Насамперед звернімо увагу на групу № 5. Відповідне твердження одержує найменший рівень згоди респондентів, а отже, виявляє найпоширеніші механізми психологічного за-

хисту. Рівень згоди з ним серед чоловіків різних вікових груп приблизно однаковий, те саме справедливе і для жіночої частини відповідей. При цьому рівень згоди для жінок дещо нижчий порівняно з чоловіками. Загалом достатньо висока гомогенність рівнів згоди в різних демографічних групах свідчить про універсальність 8-го твердження як індикатора схильності презентувати себе з кращого боку.

Група № 1 також показує дуже низький рівень згоди як серед чоловіків, так і серед жінок. Специфікою цієї групи є те, що рівень згоди трохи падає для літніх респондентів (і чоловіків, і жінок). Схожість відповідей чоловіків і жінок також дає підстави говорити про універсальність тверджень цієї групи.

На противагу групам № 1 і 5, твердження групи № 4 показують високий рівень згоди, що є свідченням придатності їх для виявлення найсильніших механізмів психологічного захисту. На користь універсальності відповідних тверджень свідчать мінімальні розбіжності в різних демографічних групах.

Решта груп є специфічними щодо рівня згоди з індикаторами *L*-шкали в різних групах. Група № 2 показує високу згоду для всіх груп чоловіків. Для жінок цей показник також доволі виражений, але падає зі збільшенням віку. Група № 3 показує назагал трохи вищу згоду серед чоловіків, а також зменшення рівня згоди зі збільшенням віку. Група № 6 узагалі показує низьку згоду серед чоловіків і високу серед жінок. Як бачимо, образ “пліткаря” значно неприємніший, ніж “пліткарки”.

Якщо погодитися з поділом тверджень методики на універсальні і специфічні, то поряд із використанням повного варіанта шкали брехні вимальовується її скорочена версія на підставі менш чутливих до особливостей різних демографічних груп індикаторів, що включають твердження № 1, 4, 5, 7, 8, 9, 11, 12, 14.

Крім того, дотримуючись логіки поділу механізмів психологічного захисту на сильні і слабкі, а також спираючись на демографічні відмінності, можна розрахувати для кожного індикатора диференційовані вагові коефіцієнти. Це, своєю чергою, дасть змогу побудувати альтернативну версію шкали брехні з урахуванням відповідей за всіма індикаторами методики.

Вагові коефіцієнти індикаторів L-шкали

Вагові коефіцієнти слід присвоювати таким чином, щоб сильні механізми психологічного захисту робили більший порівняно зі слабкими внесок у підсумковий індекс. Для виконання цього завдання можна використовувати результати, наведені в таблиці 4. У цьому разі кожен індикатор має шість можливих вагових коефіцієнтів, використовуваних відповідно до демографічної категорії того чи іншого респондента (на підставі статі та вікової групи). У якості розмірів вагових коефіцієнтів я пропоную використовувати частку відповідей “згоден” у тій демографічній групі, до якої належить респондент.

Отже, якщо в оригінальній методиці за кожну незгоду респондент одержує один бал за *L*-шкалою, то при використанні вагових коефіцієнтів він

одержує кількість балів, рівну одиниці, помноженій на ваговий коефіцієнт (що, власне, дорівнює самому ваговому коефіцієнту).

Звісно, використання зваженого індексу *L*-шкали має сенс тільки в тому випадку, коли він дає змогу оцінювати щирість респондентів ефективніше, ніж оригінальний. Тому далі здійснено спробу порівняння чотирьох індексів: оригінального без зважування, скороченого без зважування, оригінального після зважування, скороченого після зважування. Розрахунок зважених коефіцієнтів здійснено із застосуванням мови програмування *R* (див. Додаток 1).

Оскільки я був обмежений змінними використовуваного масиву, мені не вдалося продемонструвати сильних взаємозв'язків між відповідями на запитання, що можуть викликати побоювання респондентів, та індексами на підставі індикаторів *L*-шкали. У якості відповідних змінних використано: оцінку важливості базових цінностей (матеріальний добробут, міцне здоров'я і міцна сім'я), купівля спиртних напоїв до свят та інших знаменних дат, а також ворожість (вимірювана за підшкалою ворожості з психологічного тесту *SCL-90-R*¹) (див. Додаток 2). Але перш ніж братися до аналізу відповідних результатів, розгляньмо, як різноманітні варіанти індексів взаємозалежні між собою.

Очікувано взаємозв'язок між різноманітними індексами дуже високий (див. табл. 6). Особливо це справедливо щодо сили зв'язку між скороченими і повними версіями.

Таблиця 6

Взаємозв'язок між значеннями різноманітних варіантів *L*-шкали, *r*

Варіант індексу	СІ	ВОІ	ЗСІ
Оригінальний індекс (ОІ)	0,93	0,99	0,91
Скорочений індекс (СІ)		0,91	0,98
Зважений оригінальний індекс (ЗОІ)	0,91		0,92
Зважений скорочений індекс (ЗСІ)	0,98	0,92	

З огляду на такий тісний взаємозв'язок важливо розуміти, чи виправдане скорочення і/або зважування під кутом зору завдань, що їх має виконувати *L*-шкала.

L-шкала і базові цінності². Заперечення важливості матеріального добробуту, міцного здоров'я і міцної сім'ї навряд чи може вказувати на бажання презентувати себе з кращого боку. Найімовірніше головною причиною є приховані проблеми і небажання говорити правду самому собі, що, своєю

¹ Ідеться про тест для вимірювання психологічного дистресу, автором якого є Л.Дерогатис [Derogatis, 2004].

² Для фіксації відповідей про важливість різноманітних цінностей використано шкалу з такими варіантами відповідей: “зовсім не важливо”, “радше не важливо”, “важко відповісти, важливо чи ні”, “радше важливо”, “дуже важливо”.

чергою, має накладати відбиток на сприйняття навколишньої дійсності й на те, як на неї реагують (див. табл. 7).

Таблиця 7

Взаємозв'язок значень різноманітних варіантів L-шкали з оцінкою важливості базових цінностей, r

Цінність	OI	CI	BOI	ЗCI
Матеріальний добробут	-0,130	-0,129	-0,150	-0,153
Міцне здоров'я	-0,148	-0,140	-0,173	-0,174
Міцна сім'я	-0,131	-0,132	-0,148	-0,156

Цікавим результатом тут є те, що зважені індекси показують більш тісний взаємозв'язок, ніж незважені. Пояснити це можна тим, що більшої ваги набувають твердження, пов'язані із сильнішими механізмами психологічного захисту. Саме останні мають спрацьовувати, коли респондент низько оцінює важливість базових цінностей.

*L-шкала і купівля спиртних напоїв*¹. На відміну від попереднього випадку, купівля спиртних напоїв є типовим прикладом поведінки, що може викликати побоювання, коли дають відповіді на анкетні запитання (див. табл. 8).

Таблиця 8

Взаємозв'язок значень різноманітних варіантів L-шкали з наявністю факту купівлі спиртних напоїв, r

Змінна	OI	CI	BOI	ЗCI
Купівля спиртних напоїв за останні 12 місяців	-0,189	-0,136	-0,184	-0,133

Тут більша вага для окремих індикаторів не спрацьовує, позаяк розмова про спиртні напої активізує не сильні, а звичайні або вельми поширені механізми психологічного захисту. Тому запитання сприймається найрізноманітнішими групами респондентів як однаковою мірою незручне. Логічним наслідком є те, що велика кількість індикаторів веде до більшої ефективності індексу.

L-шкала і ворожість. Говорити про свою ворожість не прийнято. Тому тут мають спрацьовувати поширені механізми психологічного захисту. Ще одним важливим моментом, на який слід зважати в даному випадку, є специфіка формулювань, використовуваних у SCL-90-R. Як я показав в одному зі своїх досліджень [Дембіцький, 2016а], вони майже не придатні для соціологічних опитувань, бо сприяють зсувам відповідей до менших градацій шкали, знижуючи тим самим підсумкове значення за методикою загалом та її підшкалами зокрема. У цьому сенсі підшкала ворожості не є винятком (див. рис.).

¹ Для фіксації відповідей про купівлю спиртних напоїв використовувалася дихотомічна шкала з такими варіантами відповідей: "так", "ні".

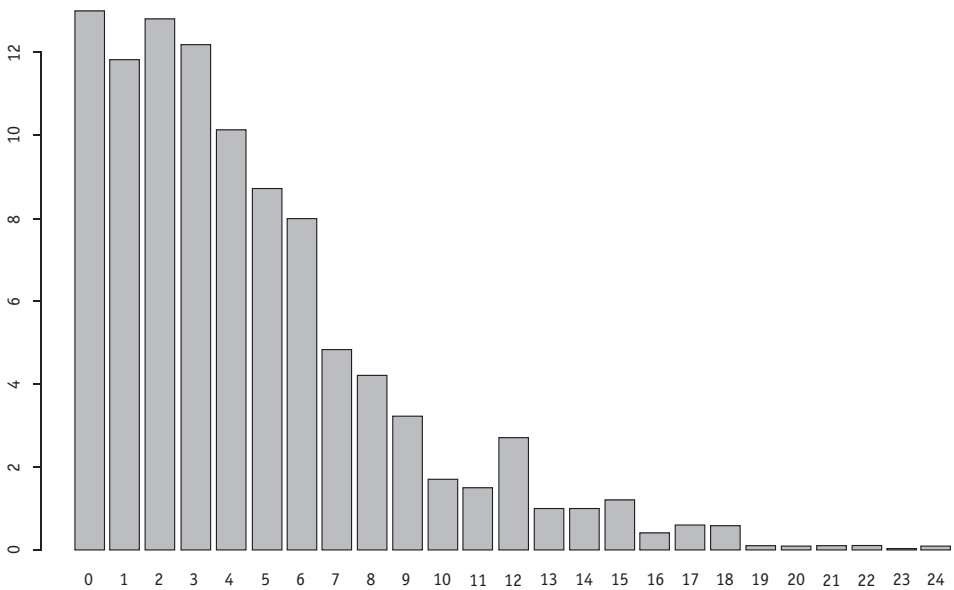


Рис. Розподіл сумарних значень для підшкали ворожості (SCL-90-R), %

Тому поряд із використанням усіх спостережень розгляньмо також результати кореляційного аналізу для підвибірки, із якої вилучено респондентів із “нульовою” ворожістю (див. табл. 9). Як можна бачити, у даному разі вагові коефіцієнти “грають” не на користь якості індексу. Не рятує ситуацію навіть кількість індикаторів. Якщо ж говорити про результати аналізу підвибірки, з якої вилучено респондентів з “нульовою” ворожістю, то сила зв’язку відчутно слабшає. При цьому зважені індекси втрачають в силі взаємозв’язку більше, ніж прості.

Таблиця 9

Взаємозв’язок значень різноманітних варіантів *L*-шкали з підшкалою ворожості SCL-90-R, *r*

Змінна	OI	CI	BOI	ЗCI
Ворожість (вся вибірка)	-0,168	-0,170	-0,152	-0,147
Ворожість (підвибірка без респондентів з “нульовою” ворожістю)	-0,081	-0,102	-0,056	-0,068

Які висновки можна тут зробити? По-перше, респонденти з “нульовою” ворожістю багато чого про себе приховують. Принаймні коли йдеться про використання SCL-90-R. По-друге, виходячи з характеру зменшення сили взаємозв’язків, у групі респондентів із “нульовою” ворожістю переважають сильні механізми психологічного захисту.

Наступним логічним кроком в аналізі відповідей на твердження *L*-шкали є визначення рівня, що відокремлює достатньо щирих респондентів від тих, котрі такими не є.

Рівень (не)щирості респондентів

Відповідно до загальних рекомендацій, високі значення за *L*-шкалою відповідають межі у 66 балів, розрахованих на підставі *T*-показника¹. Слід зважати й на те, що для різних соціальних груп межа нещирості варіює. Так, для низькокваліфікованих груп межа буде вищою, ніж для висококваліфікованих. Те саме справедливе для вищого статусу зайнятості порівняно з нижчим. Загалом високі значення за *L*-шкалою свідчать про те, що респондент описує себе в дуже позитивному світлі. Це може бути результатом як свідомого обману, так і нереалістичної самооцінки [Groth-Marnat, 2003: р. 244–245].

У використовуваному масиві середнє значення для шкали брехні дорівнює 4,65, а стандартне відхилення — 3,16. Отже, *T*-показник на рівні 66 балів приблизно дорівнює 10 “сирим” балам. Кількість респондентів, що перебувають на цьому рівні або перевищують його, дорівнює 7,2%. У випадку зі зваженою шкалою (середнє — 2,88; стандартне відхилення — 2,10) рівень високої нещирості починається з 6,24 “сирих” балів, а відповідна частка респондентів дорівнює 7,3%. Загальна величина розбіжності в результатах двох класифікацій респондентів із використанням зазначеного *T*-показника становить 1,6%.

Таблиця 10

Середнє значення індексу для повних варіантів *L*-шкали залежно від виду зайнятості респондента

Основний рід діяльності	ОІ	ВОІ	<i>n</i>
Навчання в денному відділенні технікуму, ПТУ, коледжі	3,27	2,11(1)	15
Домашнє господарство або відпустка з нагляду за дитиною	4,16	2,57(2)	92
Тимчасова відсутність роботи	4,22	2,71(4)	149
Робота за наймом на постійних засадах	4,29	2,70(3)	776
Навчання у ВНЗ	4,46	2,89(5)	72
Періодична робота за контрактом, трудовою угодою, неповний робочий день	4,86	3,15(7)	59
Індивідуальна трудова діяльність (дрібне підприємництво, “човникарство” тощо)	4,90	3,18(8)	38
Приватне підприємництво, бізнес (включно з фермерським)	5,19	3,38(9)	31
Пенсія за віком або інвалідністю	5,27	3,10(6)	486
Важко сказати	6,22	4,11(10)	32
Силкові структури (армія, міліція (нині — поліція), СБУ)	7,71	5,24(11)	7

Щоб проаналізувати кваліфікаційно-статусні розбіжності, можна звернутися до даних про основний вид занять респондента (див. табл. 10). У відповідних результатах не простежується залежність рівня щирості рес-

¹ *T*-показник (*T-score*) — стандартизований бал, що має розподіл із середнім 50 і стандартним відхиленням 10.

пондентів від їхньої статусної належності. Наприклад, тимчасово безробітні й індивіди, які працюють за наймом, показують практично однакові середні значення за *L*-шкалою, а студенти технікумів, ПТУ і коледжів більш щирі за студентів вишів¹.

Крім того, результати зваженого та оригінального індексів важко назвати достатньо узгодженими. Першою чергою це стосується щирості респондентів, які одержують пенсію за віком чи інвалідністю. При використанні оригінального індексу вони потрапляють до числа найменш щирих груп, натомість при застосуванні вагових коефіцієнтів опиняються в середині ранжованого списку.

Ці дані не стільки спростовують залежність результатів використання шкали брехні від кваліфікаційно-статусних характеристик індивідів, скільки показують неприйнятність її спрощеного використання, а також необхідність детальнішого вивчення.

З огляду на достатню наповненість ($n > 50$) шести з наведених вище груп (див. табл. 10), можна визначити для них *високих* показників *L*-шкали з використанням описаного вище підходу² (див. табл. 11).

Таблиця 11

Межа високих значень за *L*-шкалою для деяких соціальних груп

Основний рід діяльності	ОІ	ВОІ
Домашнє господарство або відпустка з нагляду за дитиною	9	5,60
Тимчасова відсутність роботи	9	5,94
Робота за наймом на постійних засадах	9	5,89
Навчання у ВНЗ	10	6,66
Періодична робота за контрактом, трудовою угодою, неповний робочий день	10	6,35
Пенсія за віком або інвалідністю	11	6,61

Використовуючи оригінальну шкалу, оцінімо вплив цих диференційованих меж на показник кількості нещирих респондентів (у випадку груп, для котрих їхні власні межі не розраховані, використано загальну межу в 10 балів). Для цього скористаймося змінними щодо купівлі алкоголю (див. табл. 12) і ворожості (див. табл. 13). У першому випадку до уваги взято кількість респондентів, які зазначили купівлю алкоголю, у другому — тих, хто артикулює відсутність будь-якої ворожості.

Як бачимо, використання диференційованих меж робить достатньо і недостатньо щирі групи більш схожими одна на одну³. Та хоч там як, дати відповідь на запитання про рівень нещирості можна однозначно тільки шляхом спеціальних методичних досліджень.

¹ Тут слід зазначити, що ймовірність помилковості такого висновку становить 10% для двостороннього критерію і 5% — для одностороннього ($t = -1,7$, $df = 28,4$).

² *T*-значення ≥ 66 .

³ Усі розбіжності статистично значимі на рівні $p < 0,001$.

Таблиця 12

**Вплив способу встановлення високих значень за *L*-шкалою
на розподіл відповідей про купівлю алкоголю, %**

Межа високих значень за <i>L</i> -шкалою	Купували алкоголь	
	Прийнятний рівень за <i>L</i> -шкалою	Високий рівень за <i>L</i> -шкалою
Загальна (≥ 10)	47,2	25,5
Диференційована ($\geq 9/10 / 11$)	47,1	32,4

Таблиця 13

**Вплив способу встановлення високих значень за *L*-шкалою
на розподіл відповідей про ворожість, %**

Межа високих значень за <i>L</i> -шкалою	Заперечення будь-якої ворожості	
	Прийнятний рівень за <i>L</i> -шкалою	Високий рівень за <i>L</i> -шкалою
Загальна (≥ 10)	10,6	44,1
Диференційована ($\geq 9/10 / 11$)	10,5	36,6

Висновки

Оцінка використання *L*-шкали в різноманітних опитуваннях істотно варіює залежно від того, до якого типу вимірювальних інструментів ми її відносимо — вимірювальних шкал чи інтегральних індексів. Особисто я схилиюся до другого варіанта. По-перше, це знімає проблему внутрішньої надійності інструменту. По-друге, головна увага з інструменту загалом переноситься на його окремі індикатори і те, як їх сприймають різні групи респондентів. Це, своєю чергою, відкриває можливість побудови зваженого варіанта індексу.

Застосовно до *L*-шкали зважування передбачає різноманітні градації нещирості респондентів — починаючи з “узвичасної нещирості”, коли респондент дотримується мінімальних стандартів позитивної самопрезентації, і до її патологічних форм, коли індивід бажає виглядати як годиться навіть там, де це видається неприродним. Назагал проблема виявлення сильних і слабких механізмів психологічного захисту в масових опитуваннях потребує подальшого дослідження й осмислення. При цьому найбільш актуальним напрямом тут я бачу поділ індикаторів щирості на ті, що виявляють схильність добре подавати себе перед іншими, і ті, що виявляють схильність добре виглядати перед самим собою. Мабуть, саме друга група працюватиме ефективно, незалежно від методу збирання даних.

Ще одним нетривіальним питанням у плані використання *L*-шкали є визначення норм або критеріїв, що дають змогу успішно класифікувати респондентів, схильних давати нещирі відповіді. Загальні рекомендації стосовно використання *T*-значення на рівні 66 балів виглядають доволі формаль-

ними, а також відірваними від дослідницького і соціального контексту. Тут, знову ж таки, потрібні спеціальні методичні дослідження¹.

ДОДАТКИ

Додаток 1

*Синтаксис розрахунку зваженого індексу для L-шкали
на підставі статі й вікової групи респондента*

```
for (a in LN) {  
  for (i in 1:3) {  
    test<- prop.table(table(lieplus[[a]][lieplus$voзраст == i],  
                           lieplus$V266[lieplus$voзраст == i]),2)[1,]  
    ind<- lieplus$V266 == "Чоловіча" & lieplus$voзраст == i &  
          lieplus[[a]] == "Не згоден"  
    ind[is.na(ind)] <- F  
    lieplus$newlie[ind] <- lieplus$newlie[ind] + test[[1]]  
    ind<- lieplus$V266 == "Жіноча" & lieplus$voзраст == i &  
          lieplus[[a]] == "Не згоден"  
    ind[is.na(ind)] <- F  
    lieplus$newlie[ind] <- lieplus$newlie[ind] + test[[2]]  
  }  
}
```

, де LN — вектор з іменами індикаторів шкали брехні в масиві,
V266 — змінна з інформацією про стать респондента,
voзраст — змінна з інформацією про вікову групу респондента,
newlie — зважені значення індексу для шкали брехні.

Додаток 2

Індикатори підшкали ворожості (SCL-90-R)

Легке виникнення відчуття прикрості чи роздратування.
Вибухи гніву, що їх Ви не могли стримати.
Імпульси завдавати тілесні ушкодження або шкоду кому-небудь.
Імпульси псувати або трощити що-небудь.
Те, що Ви часто вступаєте в суперечку.
Те, що Ви волаєте або шпурляєте речі.

¹ Слід зазначити, що методичне дослідження, проведене Мягковим [Мягков, 2002: с. 123–126], яке крім іншого заторкнуло питання ефективності класифікації респондентів за *L*-шкалою, показало невтішні результати.

Джерела

Головаха Е. Суб'єктивна надійність: теорія і метод вимірювання (ИСН) / Е. Головаха, А. Горбачик, Т. Любівая, Н. Панина, В. Серєда, К. Урсуленко // Соціологія: теорія, методи, маркетинг. — 2008. — № 1. — С. 166–188.

Дембіцький С. Соціологічні тести: сутність і валідація / С. Дембіцький // Соціологія: теорія, методи, маркетинг. — 2016 б. — № 3. — С. 140–155.

Дембіцький С. Експрес-тест SCL-9-NR: методика оцінки вираженості психологічного дистресу для масових опитів / С. Дембіцький // Соціологія: теорія, методи, маркетинг. — 2016 а. — № 1. — С. 52–64.

Мягков А. Шкала лжи из опросника MMPI: опыт экспериментальной валидации / А. Мягков // Соціологічні дослідження. — 2002. — № 7. — С. 117–130.

Crowne D. A New Scale of Social Desirability Independent of Psychopathology / D. Crowne, D. Marlowe // Journal of Consulting Psychology. — 1960. — № 4. — P. 349–354.

Derogatis L. The SCL-90-R, the Brief Symptom Inventory (BSI), and the BSI-18 / L. Derogatis, M. Fitzpatrick // The use of Psychological Testing for Treatment Planning and Outcomes Assessment / ed. by Mark E. Maruish. — N.J. ; L. : Lawrence Erlbaum Associates, Publishers, 2004. — Vol. 3 : Instruments for Adults. — P. 1–42.

Groth-Marnat G. Handbook of Psychological Assessment / G. Groth-Marnat. — N.J. : Wiley, 2003. — 824 p.

McNabb D. Nonsampling error in social surveys / D. McNabb. — Los Angeles, London, New Delhi, Singapore, Washington DC : SAGE, 2014. — 272 p.