

## **ЮРІЙ САВЕЛЬЄВ,**

*доктор соціологічних наук, кандидат філософських наук, професор кафедри методології та методів соціологічних досліджень факультету соціології, Київський національний університет імені Тараса Шевченка (01033, Київ, вул. Володимирська, 60)*

## **YURIY SAVELYEV,**

*Candidate of Sciences in Philosophy, Doctor of Sciences in Sociology, Professor at the Department of Methodology and Methods of Sociological Research, Faculty of Sociology, Taras Shevchenko National University of Kyiv (60, Volodymyrska St., Kyiv, 01033)*

*yursave@knu.ua*

*<https://orcid.org/0000-0003-2023-4472>*

*SCOPUS ID: <https://www.scopus.com/authid/detail.uri?authorId=57189896685>*

## **ВЛАДИСЛАВ ТИШКЕВИЧ,**

*магістр соціології, випускник факультету соціології, Київський національний університет імені Тараса Шевченка (01033, Київ, вул. Володимирська, 60)*

## **VLADYSLAV TYSHKEVICH,**

*Master of Sociology, Graduate of the Faculty of Sociology, Taras Shevchenko National University of Kyiv (60, Volodymyrska St., Kyiv, 01033)*

*vladyshkevych@gmail.com*

# **Інваріантність вимірювання у дослідженнях соціальних змін в українському суспільстві<sup>1</sup>**

У разі перевірки гіпотез і побудови теорій дослідникам необхідно вимірювати складні теоретичні конструкти, що передбачає побудову в рамках опитування інтегральних індексів. Вони використовуються для порівняння між різними

---

<sup>1</sup> У статті використано результати дослідження, проведеного для випускної кваліфікаційної роботи магістра студентом факультету соціології Київського національного університету імені Тараса Шевченка Владиславом Тишкевичем, науковий керівник Юрій Савельєв, професор кафедри методології та методів соціологічних досліджень. Автори висловлюють подяку Інституту соціології НАН України, його директору Є. Головасі, заступнику директора С. Дембичькому за дозвіл використати для свого аналізу дані дослідження «Українське суспільство: моніторинг соціальних змін» 1995–2010 років.

соціальними групами або часовими проміжками. Однак можливість проведення таких порівнянь має бути доведена шляхом встановлення інваріантності вимірювання інтегрального показника для різних вибірок, оскільки порівнюються результати, отримані за різних умов. Насамперед виникає питання щодо еквівалентності даних у крос-національних дослідженнях (Reeskens, Hooghe, 2008; Davidov, 2010; Жуленьова, 2017).

Хоча це не так очевидно, еквівалентність також стосується й лонгітюдних досліджень при вивченні соціальних змін в одній країні. Слід зауважити, що під лонгітюдними дослідженнями в літературі часто розуміються такі дослідження, у яких спостерігають тих самих учасників. Тобто вибірка є незмінною і проблема еквівалентності вимірювання не буде поставати, якщо не змінюється сам інструментарій (мова, формулювання, порядок запитань тощо). Утім, у більш загальному розумінні лонгітюдні дослідження, на противагу крос-секційним, дозволяють здійснювати вимірювання обраних змінних два і більше разів (Trochim, Donnelly, Arora, 2016: p. 14). Відповідно, такі дослідження поділяють на панельні (з тими самими учасниками) та когортні й трендові з різними вибірками, у яких вивчають зміни впродовж певного часу в одній генеральній сукупності (*“changes within a population over time”*) (Babbie, 2021: pp. 106–108). У випадку трендових (або моніторингових) лонгітюдних досліджень з різними вибірками проблема еквівалентності вимірювання латентних конструктів є актуальною, оскільки агрегована певним чином сукупність показників може означати різне для населення однієї країни, яке під час проведення різних хвиль репрезентується кожного разу новою вибіркою.

Прикладом дослідження цієї проблеми може бути оцінка інваріантності вимірювання релігійної залученості у різних хвилях Європейського соціального дослідження (ESS) в Україні (Karakai, Moskotina, 2024). Автори цієї статті розглядають хвилі Європейського соціального дослідження в Україні як лонгітюдні дані, отримані на різних вибірках.

Відсутність еквівалентності призводить до того, що розроблені дослідниками теоретичні конструкти можуть бути нерелевантними для інших вибірок, що породжує систематичні похибки й унеможливорює змістовні порівняння.

Одним із ключових для трендових лонгітюдних досліджень українського суспільства є інтегральний індекс соціального самопочуття, розроблений Є. Головахою і Н. Паніною в межах багаторічного проекту Інституту соціології НАН України «Українське суспільство: моніторинг соціальних змін» (Головаха, Паніна, 1997; Головаха, Дембіцький, Паніна, 2022). Застосування цього індексу у лонгітюдних дослідженнях дає змогу виявити динаміку стану українського суспільства і зв'язок соціального самопочуття індивідів із суспільними процесами та історичними подіями (Головаха, Паніна, 2005). За замислом авторів індексу соціальне самопочуття не лише відображає «ставлення людей до ситуації», а й також є «індикатором соціально-адаптивних ресурсів населення» і «показником якості життя людей та якості суспільства» (Головаха, Дембіцький, Паніна, 2022: с. 103). Цей теоретичний конструкт дає можливість оцінити міру «задоволеності соціальних потреб і психологічної стійкості людей, зокрема, в умовах соціальних трансформацій» (Головаха, Дембіцький, Паніна, 2022: с. 103).

На підставі оцінки достатності соціальних благ у різних царинах життя було виділено 11 сфер соціальної життєдіяльності з чотирма індикаторами для кожної (Головаха, Панина, 1997). Таким чином, повна версія індексу (ІСС-44) передбачала 44 запитання. Для застосування інструментарію в масових опитуваннях його було адаптовано у скорочений варіант індексу (ІСС-20) із 20 пунктами (Головаха, Дембіцький, Панина, 2022). ІСС-20 набув більшого поширення завдяки його компактності та високій кореляції (0,92) з повною версією методики ІСС-44, а також задовільному показнику змістової валідності, оскільки «кореляція з прямим запитанням про задоволеність респондента своїм становищем у суспільстві» становила 0,34, що було не нижче за значення для ІСС-44 (Головаха, Дембіцький, Панина, 2022: с. 132).

Згодом було розроблено більш короткий варіант індексу із 13 пунктів (ІСС-13), який так само має високу кореляцію з повною версією ІСС-44 (0,92), а також із ІСС-20 (0,86) (Дембіцький, 2017).

У попередніх публікаціях українських дослідників було наведено результати оцінювання надійності й валідності запропонованого індексу, зокрема: здійснено перевірку внутрішньої однорідності (коефіцієнт  $\alpha$  Кронбаха), представлено оцінку кореляцій між двома субтестами, що містять половину пунктів опитувальника (спліт-тест, коефіцієнт Спірмана–Брауна), здійснено перевірку ретестової надійності (Пірсона), визначено показник змістової валідності (кореляція з прямим вимірюванням задоволеності людини власним становищем у суспільстві), проведено порівняння зв'язку різних варіантів індексу (ІСС-44, ІСС-20, ІСС-13) із соціально демографічними характеристиками респондентів, показниками їхнього матеріального добробуту та психологічними характеристиками, здійснено аналіз конструктивної валідності всіх наявних варіантів ІСС (Головаха, Панина, 1997; Дембіцький, 2017; Головаха, Дембіцький, Панина, 2022).

Проте перевірку інваріантності вимірювання цього важливого показника за жодною версією інструментарію інтегрального індексу соціального самопочуття (ІСС-44, ІСС-20, ІСС-13) не здійснювали. Потреба в такому дослідженні зумовлена змінами суспільства, в якому можуть формуватися інші уявлення людей про своє соціальне самопочуття, а також відбуватися заміщення вікових когорт — зміни в структурі популяції (Alwin, McCammon, 2003).

У випадку, коли інваріантність не перевіряють, припущення про те, що ті моделі сприйняття та оцінки власного самопочуття є однаковими серед порівнюваних груп, може бути хибним, а порівняння — некоректними. Відповідно, «можливі помилкові інтерпретації зрушень, які відбуваються в суспільстві» (Савельєв, 2017: с. 250).

Тому доцільним є проведення процедури перевірки інваріантності вимірювання інтегрального індексу соціального самопочуття, яка включає тестування конфігуральної, метричної та скалярної інваріантності. Саме за допомоги аналізу «статистичної інваріантності об'єктів порівняння» можна оцінити «структурний показник досягнення еквівалентності даних» (Жуленьова, 2014: с. 400). Наш аналіз продовжуватиме зусилля українських соціологів щодо з'ясування міри порівнянності (comparability) важливих теоретичних конструктів у різних

хвилях лонгітюдних (моніторингових) досліджень в Україні (Karakai, Moskotina, 2024).

Приділення такої уваги інваріантності вимірювання інтегрального індексу соціального самопочуття, а не його конструктивній валідності можна пояснити тим, що, по-перше, аналіз конструктивної валідності різних варіантів ІСС вже було проведено (Дембіцький, 2017). По-друге, у разі будь-яких порівнянь важливо пам'ятати, що «навіть якщо була доведена конструктивна валідність в одній» [вибірці], «цей конструкт може не працювати для вимірювання в іншій» (Жуленьова, 2017: с. 36).

Отже, метою статті є перевірка гіпотези про інваріантність вимірювання інтегрального індексу соціального самопочуття ІСС-20 в лонгітюдному (моніторинговому) дослідженні «Українське суспільство: моніторинг соціальних змін» у 1995–2010 роках. Варіант індексу ІСС-20 обрано як більш поширений у зазначений період, під час якого українське суспільство зазнало суттєвих трансформацій.

Для перевірки гіпотези про інваріантність вимірювання було використано дані моніторингу Інституту соціології НАН України за 1995, 2000, 2005 та 2010 роки. Хоча це дослідження проводять щорічно, було вирішено обрати дані з певними інтервалами, оскільки суспільство є відносно сталим і соціальні зміни потребують певного проміжку часу.

Для аналізу ми відбирали лише ті дані, які містили відповіді на всі запитання, що входили до короткої версії опитувальника, а саме ІСС-20, який застосовувався частіше. Розуміючи певне обмеження змістовної інтерпретації вибору хвиль дослідження, ми, з усім тим, виходили з того, що 1995 рік був першим, коли застосовували скорочену версію інструментарію ІСС-20, до того ж середина 1990-х років відзначалася глибокою соціально-економічною кризою та занепадом добробуту населення. Хвиля 2000 року припала на часи відносно соціально-економічної та політичної стабілізації в період другого президентського терміну Л. Кучми до початку сумнозвісного «касетного скандалу». 2005 рік був роком після «Помаранчевої революції» і обрання президентом В. Ющенка, коли в українському суспільстві панували оптимістичні настрої й розпочалися швидкі зміни. Хвиля 2010 року відобразила наслідки глобальної фінансової кризи, від якої економіка України постраждала надзвичайно сильно, а також початок нового етапу суспільно-політичного розвитку країни, пов'язаного з приходом до влади В. Януковича та уряду М. Азарова.

Таким чином, аналіз проведено на чотирьох окремих вибірках дослідження «Українське суспільство: моніторинг соціальних змін», а кількість осіб у кожній хвилі становила: 1995 рік  $N = 1713$ , 2000 рік  $N = 1749$ , 2005 рік  $N = 1741$ , 2010 рік  $N = 1760$ . Тестування інваріантності здійснено в середовищі  $R$  (3.5.0) із використанням пакетів `lavaan` (0.5-23.1097), `semTools` (0.4-14) і `semPlot` (1.1).

Загальний підхід до оцінювання інваріантності вимірювання як здатності шкали або індексу вимірювати той самий конструкт у різних вибірках полягає у зіставленні теоретичної моделі та емпіричних даних. Якщо дані відповідають моделі в межах певних статистичних параметрів, то гіпотеза про інваріантність вимірювання підтверджується. Одним із найпоширеніших методів перевірки є

багатогруповий конфірматорний факторний аналіз (MGCFА) як різновид моделювання структурними рівняннями (Jöreskog, 1971; Vandenberg, 2000; Жуленьова, 2017). Саме цей метод було нещодавно застосовано для порівняння еквівалентності теоретичного конструкту релігійної залученості у різних хвилях Європейського соціального дослідження (ESS) в Україні (Karakai, Moskotina, 2024).

Для визначення досягнутого рівня еквівалентності вимірювання процедура передбачає оцінювання конфігуральної, метричної та скалярної інваріантності. Конфігуральна інваріантність наявна у тих випадках, коли одні й ті самі запитування (індикатори) співвідносяться з латентною змінною (цільовим конструктом) у різних групах, тобто «структура базової моделі» є однаковою (Жуленьова, 2017: с. 38). Наявність метричної інваріантності означає, що індикатори в різних групах не лише ідентичні, а й чинять однаковий вплив на латентну змінну. Інакше кажучи, факторні навантаження компонентів на латентну змінну зберігаються в усіх групах однаковими. Тестування скалярної інваріантності вимірювання передбачає не тільки фіксацію факторних навантажень, а й інтерсептів — початкових точок відліку. Наявність такого рівня інваріантності дає змогу оцінити силу відмінностей між різними групами (наприклад, різницю середніх значень). Тобто респонденти із різних груп використовують шкалу в один і той самий спосіб, і їхнє сприйняття пунктів шкали є ідентичним (Honk, Malik, Lee, 2003).

Перевірка міри відповідності даних здійснюється шляхом порівняння отриманих у результаті моделювання індексів відповідності (*fit indices*) певним критичним значенням. У конфірматорному факторному аналізі застосовуються такі показники:

- $\chi^2$  моделі;
- Comparative Fit Index — *CFI* (порівняльний індекс відповідності);
- Normed Fit Index — *NFI* (нормований індекс відповідності);
- Root Mean Square Error of Approximation — *RMSEA* (середня квадратична помилка апроксимації);
- Standardized Root Mean Residual — *SRMR* (стандартизований середньоквадратичний залишок) (Жуленьова, 2017: с. 38).

Як відомо, критерій  $\chi^2$  застосовується для оцінювання того, наскільки реальний розподіл даних відповідає теоретичному. Якщо цей критерій є значимим, то звідси випливає, що існують статистично значимі відмінності між реальним та теоретичними розподілами даних. Це, своєю чергою, говорить про те, що наявний розподіл даних не є випадковим, а отже, існує певний зв'язок між змінними, щодо яких цей критерій застосовувався. У більшості досліджень наявність такого зв'язку є гарним сигналом для подальшого дослідження знайдених взаємозв'язків, однак у ситуації перевірки інваріантності наявність статистично значимих відмінностей свідчить про те, що інваріантність вимірювання не зберігається. Проте розглядуваний критерій залежить від розміру вибірки. Це, своєю чергою, призводить до того, що у вибірках з достатньо великою кількістю спостережень цей критерій фіксує статистично значимі відмінності навіть за

найменших відхилень. Інакше кажучи, застосування  $\chi^2$  щодо вибірок великого розміру має супроводжуватися певними додатковими показниками, які б доповнювали інформацію щодо моделі.

Одним із таких рішень стосовно перевірки відповідності моделей даним стали вже згадані індекси відповідності. Сутність їх полягає в тому, аби оцінити, наскільки запропонована дослідником модель є адекватною наявним даним. Розрізняють кілька різновидів подібних індексів. Перший різновид має назву «індекси відносної відповідності» (*incremental or relative fit indices*). Ці індекси показують, наскільки гарною є модель, і значення цих індексів коливаються в межах від 0 до 1. Чим вище значення цього індексу, тим кращою є отримана модель. До таких індексів належить *CFI*. Можливі окремі випадки, за яких значення такого індексу перевищують одиницю або є меншими за нуль. У таких ситуаціях значення індексу прирівнюють до нуля або одиниці відповідно.

Інший різновид має назву «індекси абсолютної відповідності» (*absolute fit indices*), і вони слугують для оцінювання того, наскільки погано модель підходить до даних, і чим більшим є значення таких індексів, тим гіршою вважається модель. Прикладами подібних індексів є *RMSEA* та *SRMR* (Kline, 2023).

Згадувані індекси мають свої порогові значення, які вказують на прийнятність отриманої моделі. У випадку критерію  $\chi^2$  модель є прийнятною в тому разі, якщо його *p-value* < 0,05. Однак, як уже було зауважено, в дослідженнях, де вибірка достатньо велика, цей критерій є недостатньо надійним і потребує уточнення з використанням інших індексів. Оскільки в нашому дослідженні обсяги вибірок є достатньо великими, цей критерій не є надійним. Для *CFI* прийнятними є ті значення, які перевищують або дорівнюють 0,90, для *RMSEA* та *SRMR* це значення має бути меншим за 0,08 (Kline, 2023: p. 170).

Оцінювання інваріантності, своєю чергою, також здійснюється шляхом порівняння різних моделей з допомогою отриманих значень індексів. Однак, оскільки в перебігу перевірки різних гіпотез на модель накладають певні обмеження, які фіксують деякі параметри (факторні навантаження, інтерцепти), це може призводити до погіршення моделі. У зв'язку із цим існує потреба у перевірці того, наскільки сильно змінилася наша модель після фіксації певних параметрів (Chen, 2007). Позаяк у нашому дослідженні обсяг спостережень у всіх хвилях є досить великим, при порівнянні базової моделі та моделі з фіксацією факторних навантажень різниця в індексах не повинна перевищувати такі критичні значення: для *CFI* зміни більш ніж на 0,01 свідчать про відсутність інваріантності, для *RMSEA* цей показник не повинен перевищувати 0,015, а для *SRMR* порогове значення встановлено на рівні 0,03. При порівнянні з моделлю із фіксацією інтерцептів значення індексів не повинні перевищувати такі: *CFI* < 0,01, *RMSEA* ≤ 0,015, *SRMR* ≤ 0,01 (Chen, 2007).

Перед перевіркою інваріантності вимірювальної моделі інтегрального індексу соціального самопочуття серед усіх груп на підставі даних хвилі моніторингу 1995 року було побудовано базову модель, що мала факторну структуру з 10 компонентів, які відповідали теоретичному обґрунтуванню конструкту соціального самопочуття:

1. Житло – «Хороше житло», «Необхідні меблі».
2. Особисті риси – «Ініціатива в самостійності прийняття рішень при розв'язанні проблем», «Рішучість у досягненні своїх цілей».
3. Харчування – «Можливість харчуватися відповідно до своїх смаків», «Можливість купувати найнеобхідніші продукти».
4. Кар'єра – «Підходяща робота», «Можливості працювати з повною віддачею».
5. Відпочинок – «Повноцінне дозвілля», «Можливість повноцінно проводити відпустку».
6. Знання – «Сучасні економічні знання», «Сучасні політичні знання».
7. Служби та послуги – «Юридична допомога у захисті своїх прав та інтересів», «Необхідна медична допомога».
8. Здоров'я – «Здоров'я», «Впевненість у своїх силах».
9. Адаптація – «Вміння жити в нових суспільних умовах», «Можливість мати додатковий заробіток».
10. Одяг – «Необхідний одяг», «Модний та красивий одяг».

Утім, якість моделі виявилася низькою ( $CFI = 0,826$ ). Крім того, було виявлено 3 компоненти – «Здоров'я», «Адаптація» та «Одяг», які мали високі кореляції з іншими компонентами, що спричинило мультиколінеарність. Можливим поясненням цього є те, що під час створення та валідації цієї версії індексу його розробники відмовились від застосування підходу добору компонентів «на підставі факторизації даних», оскільки «відбір пунктів для скороченого варіанта тесту неминуче призводить до зниження внутрішньої узгодженості» (Головаха, Дембіцький, Паніна, 2022: сс. 130–131). Натомість вони обрали метод поступового видалення індикаторів-компонентів як за формальним критерієм збереження внутрішньої узгодженості ( $\alpha$  Кронбаха), так і за змістовим критерієм «збереження в основних рисах початкової багатоаспектності вимірювань» (Головаха, Дембіцький, Паніна, 2022: с. 131).

Оскільки якість моделі безпосередньо залежить від факторної структури, ми вирішили її оптимізувати на підставі наявних даних. Почергове вилучення складників індексу не дало позитивного результату. Проте усунення саме трьох компонентів, які спричинили мультиколінеарність, привело до значного покращення моделі ( $CFI = 0,930$ ). Таким чином, оптимізована базова модель із 7 компонентами узгоджується з даними, отриманими у 1995 році, й дає змогу перейти до емпіричної перевірки відповідності цієї моделі в інші періоди проведення дослідження «Українське суспільство: моніторинг соціальних змін». Перевірка була реалізована в середовищі  $R$  з використанням методу оцінювання якості  $MLR$  (*Maximum Likelihood Robust*). Отримані результати наведено в таблиці 1.

Можна побачити, що в інші періоди модифікована базова модель є також прийнятною. Тому є виправданим перевірити цю модель на інваріантність вимірювання в обраний проміжок часу. Пороговими значеннями для оцінювання моделей є  $CFI > 0,900$ ,  $RMSEA < 0,08$  та  $SRMR < 0,08$ . Отримані результати тестування конфігуральної, метричної та скалярної інваріантності наведено у таблиці 2.

Таблиця 1

## Якість моделі конфірматорного факторного аналізу інтегрального індексу соціального самопочуття у 1995–2010 роках (модифікована модель)

| Хвиля дослідження (рік)                   | 1995  | 2000  | 2005  | 2010  |
|---|-------|-------|-------|-------|
| Розмір вибірки <i>N</i>                   | 1713  | 1749  | 1741  | 1760  |
| $\chi^2$ (df = 70)<br>( <i>p</i> < 0,000) | 288,4 | 471,2 | 407,1 | 419,3 |
| <i>CFI</i>                                | 0,930 | 0,902 | 0,922 | 0,932 |
| <i>RMSEA</i>                              | 0,043 | 0,061 | 0,056 | 0,053 |
| <i>SRMR</i>                               | 0,034 | 0,042 | 0,037 | 0,036 |

Таблиця 2

## Інваріантність вимірювання інтегрального індексу соціального самопочуття у 1995–2010 роках (модифікована модель)

| Інваріантність | Конфігуральна | Метрична      | Скалярна      |
|----------------|---------------|---------------|---------------|
| $\chi^2$ (df)  | 1781,0 (280)  | 1875,5 (319)  | 2042,9 (337)  |
| <i>CFI</i>     | 0,920         | 0,916         | 0,908         |
| $\Delta CFI$   | -             | <b>-0,004</b> | <b>-0,008</b> |
| <i>RMSEA</i>   | 0,052         | 0,05          | 0,051         |
| $\Delta RMSEA$ | -             | <b>-0,002</b> | <b>0,001</b>  |
| <i>SRMR</i>    | 0,037         | 0,042         | 0,044         |
| $\Delta SRMR$  | -             | <b>0,005</b>  | <b>0,002</b>  |
| <i>AIC</i>     | 208040        | 208056        | 208188        |
| <i>BIC</i>     | 209382        | 209131        | 209140        |

Примітка: Напівжирним шрифтом виділено значення зміни індексу при порівнянні вкладених моделей (від конфігуральної до метричної, від метричної до скалярної).

Отримані в результаті проведення процедури перевірки інваріантності показники не перевищують ті порогові значення, які вказували би на відсутність інваріантності вимірювання. Критичні зміни в індексі *CFI* не повинні перевищувати 0,01 у разі порівняння з більш простою моделлю, тоді як зміни *RMSEA* не повинні бути більшими за 0,015, а *SRMR* — за 0,03 для метричної інваріантності та 0,01 для скалярної (Chen, 2007). У таблиці 2 наведено також дані щодо таких критеріїв, як Інформаційний критерій Акаїке (*AIC*) та Баєсовський інформаційний критерій (*BIC*). Ці критерії інтерпретуються у випадку порівняння кількох моделей. Як правило, обирають ту модель, яка має найменше значення за цими критеріями. При цьому беруть до уваги також складність моделі та міру її відповідності даним.

Варто відзначити, що за результатами тестування інваріантність вимірювання присутня на всіх трьох досліджуваних рівнях, що говорить про можливість змістовного порівняння цих даних не тільки за структурою латентної змінної, а й стосовно середніх значень інтегрального індексу серед різних хвиль

дослідження. Разом із тим, оскільки задовільні показники відповідності було отримано лише після модифікації базової моделі, доцільно переглянути вимірювальні можливості обраної для тестування версії інструментарію (ІСС-20) у різні часові проміжки.

У підставах інтегральних показників, таких як індекси, важливим моментом є емпіричне обґрунтування їх застосування, оскільки невідповідності даним призводять до систематичних відхилень в оцінювання та інтерпретації результатів. Через недостатню якість базової моделі перевірити інваріантність вимірювання ІСС-20 виявилось неможливим. Проте, зважаючи на отримані вище результати, було встановлено, що після певної модифікації інтегральний індекс соціального самопочуття вможливило валідні порівняння у лонгітюдних (моніторингових) дослідженнях соціальних змін.

### **Висновки, обмеження та перспективи дослідження**

У рамках проведеного аналізу, метою якого була перевірка гіпотези про інваріантність вимірювання інтегрального індексу соціального самопочуття в дослідженні «Українське суспільство: моніторинг соціальних змін» впродовж 1995–2010 років, ми отримали два основні результати.

По-перше, в межах проведення конфірматорного факторного аналізу було виявлено, що структура скороченого інструментарію ІСС-20 має доволі низьку відповідність даним ( $CFI = 0,826$ ), що не дало нам можливості перевірити інваріантність вимірювання саме цієї версії інструментарію в обраний період. Значною мірою проблема була пов'язана із мультиколінеарністю серед окремих компонентів опитувальника, що призводило до зниження якості моделі. Оригінальний кількісний показник соціального самопочуття ІСС-44 для «опосередкованого (латентного) вимірювання емоційно-оцінного ставлення людини до суспільства» складався з 44 пунктів, що характеризували 11 різних сфер соціального життя (Головаха, Дембіцький, Паніна, 2022: сс. 121–122). З практичних міркувань на його основі було сконструйовано скорочений варіант ІСС-20, який мав високі показники надійності та змістової валідності, проте відбір пунктів здійснювався з орієнтацією на збереження внутрішньої узгодженості, а не на факторний аналіз (Головаха, Дембіцький, Паніна, 2022: сс. 130–132). Наше дослідження підтвердило це обмеження ІСС-20. Висока валідність і надійність індексу не означає, що вимірювання є еквівалентним для різних вибірок (Жуленова, 2017: с. 36). А саме така еквівалентність є важливою для інтерпретації результатів у разі проведення повторювальних вимірювань латентної змінної у моніторингових дослідженнях.

По-друге, модифікована модель індексу, в якій проблему мультиколінеарності було усунуто, мала гарну відповідність даним усіх обраних хвиль моніторингу. З використанням методу багатогрупового конфірматорного факторного аналізу (*MGCFA*) ця модель дала змогу встановити інваріантність вимірювання соціального самопочуття (з компонентами «Затишне житло», «Особистісні риси», «Харчування», «Можливість професійної реалізації», «Можливість повноцінного відпочинку», «Актуальні знання в різних сферах», «Доступ до інсти-

туційних послуг») для чотирьох хвиль (1995, 2000, 2005, 2010 років) дослідження Інституту соціології. Причому було підтверджено наявність не лише конфігуральної та метричної, а й скалярної інваріантності. У цьому випадку забезпечуються валідні порівняння середніх значень інтегрального індексу соціального самопочуття між різними групами у моніторингових дослідженнях соціальних змін.

Утім, зазначений результат було отримано лише після модифікації базової моделі. Слід зауважити, що ми не ставили за мету розробити й валідизувати новий інструментарій або запропонувати альтернативу ПСС-20. Така альтернатива вже існує — це ПСС-13 (Дембіцький, 2017). Перевірка інваріантності вимірювання обраної версії індексу ПСС-20, який найчастіше використовували в дослідженні «Українське суспільство: моніторинг соціальних змін» у 1995–2010 роках, зумовила необхідність обмежитись вимірювальною моделлю, яка не має самостійного значення, але виконала свою функцію й загалом підтвердила чинний напрям еволюції інтегрального індексу соціального самопочуття та тенденцію до скорочення кількості його індикаторів.

Отже, головну мету нашого дослідження було досягнуто і доведено пояснювальну силу цього важливого соціологічного інструменту при здійсненні моніторингу українського суспільства. Разом із тим, можна рекомендувати з обережністю ставитись до порівнянь середніх значень індексу різних хвиль у 1995–2010 роках, якщо для вимірювання було використано ПСС-20. Подальші дослідження мають включати перевірку інваріантності вимірювання оновленої скороченої версії інструментарію ПСС-13 (Дембіцький, 2017) на більш сучасних даних Інституту соціології. Досвід нашого аналізу з технічною модифікацією інструментарію ПСС-20 і вилученням компонентів, що спричиняють мультиколінеарність, вказує на гарні перспективи застосування ПСС-13. З огляду на відповідність даних структурі моделі та можливості порівняння сили ефектів завдяки наявності скалярної інваріантності, а також на ще більшу компактність інструментарію, такий підхід видається оптимальним.

### Джерела

Головаха, Е.І., Панина, Н.В. (1997). *Інтегральний індекс соціального самопочуття (ИИСС): конструирование и применение социологического теста в массовых опросах*. Київ: Інститут соціології НАН України.

Головаха, Е.І., Панина, Н.В. (2005). Інтегральний індекс соціального самопочуття населення України до і після «помаранчевої революції». *Вісник громадської думки*, 6, 11–16.

Головаха, Е., Дембіцький, С., Панина, Н. (2022). *Комплексні вимірювальні інструменти в соціологічних дослідженнях: розроблення, адаптація, обґрунтування достовірності*. Київ: Інститут соціології НАН України.

Дембіцький, С. (2017). Інтегральний індекс соціального самопочуття: альтернативний підхід. *Соціологія: теорія, методи, маркетинг*, 4, 109–129.

Жуленьова, О. (2014). Інваріантність і еквівалентність даних у крос-національних дослідженнях: зіставлення понять. *Соціальні виміри суспільства*, 6, 394–403.

Жуленьова, О.В. (2017). Інваріантність як критерій визначення еквівалентності даних у соціологічних крос-національних дослідженнях. *Актуальні проблеми філософії та соціології*, 16, 36–40.

- Савельєв, Ю.Б. (2017). *Багатовимірна сучасність: соціальне включення в оцінці суспільно-го розвитку*. Київ: Київський університет.
- Alwin, D.F., McCammon, R.J. (2003). Generations, cohorts, and social change. In: *Handbook of the life course* (pp. 23–49). Boston, MA: Springer US.
- Babbie, E. (2021). *The practice of social research*. 15th edn. Wadsworth, Cengage Learning.
- Chen, F.F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Davidov, E. (2010). Testing for comparability of human values across countries and time with the third round of the European Social Survey. *International Journal of Comparative Sociology*, 51(3), 171–191. <https://doi.org/10.1177/0020715210363534>
- Hong, S., Malik, M., Lee, M. (2003). Testing configural, metric, scalar, and latent mean invariance across genders in sociotropy and autonomy using a non-Western sample. *Educational and Psychological Measurement*, 63(4), 636–654. <https://doi.org/10.1177/0013164403251332>
- Jöreskog, K.G. (1971). Simultaneous factor analysis in several populations. *Psychometrika*, 36(4), 409–426. <https://doi.org/10.1007/BF02291366>
- Karakai, D., Moskotina, R. (2024). Religious involvement over time: Assessing measurement invariance of the Religious Involvement scale in Ukraine. *Sociology: Theory, Methods, Marketing*, 4, 96–110. <https://doi.org/10.15407/sociology2024.04.96>
- Kline, R. (2023). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. 5th edn. The Guilford Press.
- Reeskens, T., Hooghe, M. (2008). Cross-cultural measurement equivalence of generalized trust: Evidence from the European Social Survey (2002 and 2004). *Social Indicators Research*, 85(3), 515–532. <https://doi.org/10.1007/s11205-007-9100-z>
- Trochim W., Donnelly J.P., Arora K. (2016). *Research methods: The essential knowledge base*. 2nd edn. Wadsworth, Cengage Learning.
- Vandenberg, R.J., Lance, C.E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4–71. <https://doi.org/10.1177/109442810031002>

Отримано 21.09.2025

Прийнято до друку після рецензування 23.12.2025

Опубліковано 03.03.2026

## References

- Alwin, D.F., McCammon, R.J. (2003). Generations, cohorts, and social change. In: *Handbook of the life course* (pp. 23–49). Boston, MA: Springer US.
- Babbie, E. (2021). *The practice of social research*. 15th edn. Wadsworth, Cengage Learning.
- Chen, F.F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Davidov, E. (2010). Testing for comparability of human values across countries and time with the third round of the European Social Survey. *International Journal of Comparative Sociology*, 51(3), 171–191. <https://doi.org/10.1177/0020715210363534>
- Dembitskyi, S. (2017). Integral index of social well-being: an alternative approach. [In Ukrainian]. *Sociology: Theory, Methods, Marketing*, 4, 109–129. [=Дембіцький 2017]
- Golovakha, Ye., Dembitsky, S., Panina, N. (2022). *Complex Measuring Instruments in Sociological Research: Development, Adaptation, Justification of Reliability*. [In Ukrainian]. Kyiv: Institute of Sociology, NAS of Ukraine. [=Головаха, Дембіцький, Панина 2022].
- Golovakha, Ye.I., Panina, N.V. (1997). *Integral index of social well-being (IISS): construction and application of a sociological test in mass surveys*. [In Russian]. Kyiv: Institute of Sociology, NAS of Ukraine. [=Головаха, Панина 1997].
- Golovakha, Ye.I., Panina, N.V. (2005). Integral index of social well-being of the population of Ukraine before and after the “orange revolution”. [In Ukrainian]. *Bulletin of Public Opinion*, 6, 11–16. [=Головаха, Панина 2005].

Hong, S., Malik, M., Lee, M. (2003). Testing configural, metric, scalar, and latent mean invariance across genders in sociotropy and autonomy using a non-Western sample. *Educational and Psychological Measurement*, 63(4), 636–654. <https://doi.org/10.1177/0013164403251332>

Jöreskog, K.G. (1971). Simultaneous factor analysis in several populations. *Psychometrika*, 36(4), 409–426. <https://doi.org/10.1007/BF02291366>

Karakai, D., Moskotina, R. (2024). Religious involvement over time: Assessing measurement invariance of the Religious Involvement scale in Ukraine. *Sociology: Theory, Methods, Marketing*, 4, 96–110. <https://doi.org/10.15407/sociology2024.04.96>

Kline, R. (2023). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. 5th edn. The Guilford Press.

Reeskens, T., Hooghe, M. (2008). Cross-cultural measurement equivalence of generalized trust: Evidence from the European Social Survey (2002 and 2004). *Social Indicators Research*, 85(3), 515–532. <https://doi.org/10.1007/s11205-007-9100-z>

Savelyev, Yu.B. (2017). *Multidimensional modernity: social inclusion in assessment of social development*. [In Ukrainian]. Kyiv: The University of Kyiv. [Савельєв 2017].

Trochim W., Donnelly J.P., Arora K. (2016). *Research methods: The essential knowledge base*. 2nd edn. Wadsworth, Cengage Learning.

Vandenberg, R.J., Lance, C.E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4–71. <https://doi.org/10.1177/109442810031002>

Zhulenyova, O. (2014). Invariance and equivalence of data in cross-national studies: comparison of concepts. [In Ukrainian]. *Social Dimensions of Society*, 6, 394–403. [Жуленьова 2014].

Zhulenyova, O.V. (2017). Invariance as a criterion for determining data equivalence in sociological cross-national studies. [In Ukrainian]. *Current Problems of Philosophy and Sociology*, 16, 36–40. [=Жуленьова 2017].

Received 21.09.2025

Accepted for publication after review 23.12.2025

Published 03.03.2026

## ЮРІЙ САВЕЛЬЄВ, ВЛАДИСЛАВ ТИШКЕВИЧ

### Інваріантність вимірювання у дослідженнях соціальних змін в українському суспільстві

У статті з використанням методу багатогрупового конфірматорного факторного аналізу (MGSCFA) здійснено перевірку гіпотези про інваріантність вимірювання інтегрального індексу соціального самопочуття (ІССС-20) у лонгітюдному (моніторинговому) дослідженні «Українське суспільство: моніторинг соціальних змін» 1995–2010 років. Хоча цей індекс, розроблений Є. Головахою і Н. Паніною, є ключовим для дослідження соціальних змін українського суспільства впродовж останніх 30 років, перевірки інваріантності вимірювання цього теоретичного конструкту за жодною версією інструментарію (ІССС-44, ІССС-20, ІССС-13) не здійснювали. Потреба у такому дослідженні зумовлена трансформаціями суспільства, коли з часом можуть формуватися інші уявлення людей про своє соціальне самопочуття, а також відбуватися суттєві зміни у структурі населення. Якщо інваріантність вимірювання не підтверджено, то порівняння значень показника та його змістовна інтерпретація є проблематичними. Оскільки якість базової моделі скороченої версії індексу ІССС-20 не вможлилювала перевірку інваріантності вимірювання для цієї адаптації інструментарію в обраний період, його було модифіковано з вилученням компонентів, що спричиняють мультиколінеарність. Для оптимізованої моделі було підтверджено конфігуральну, метричну та скалярну інваріантність вимірювання соціального самопочуття для періоду, що охоплює чотири хвили (1995, 2000, 2005, 2010 років) моніторингу Інституту соціології НАН України. Отже, наш аналіз з технічною модифікацією версії індексу ІССС-20 підтверджує загальний напрям еволю-

ції цього інструментарію. Отриманий результат доводить можливість не тільки валідних порівнянь за структурою латентної змінної, а й коректного порівняння середніх значень інтегрального індексу соціального самопочуття між різними групами та хвилями дослідження за певний період часу. Стаття, таким чином, демонструє пояснювальну силу цього важливого соціологічного інструменту для здійснення моніторингу українського суспільства та дослідження соціальних змін.

**Ключові слова:** кількісний аналіз, лонгітюдні дослідження, соціальні зміни, індекси, інваріантність вимірювання, MGCFА, соціальне самопочуття, українське суспільство, дизайн і методи досліджень

## YURIY SAVELYEV, VLADYSLAV TYSHKEVICH

### Measurement invariance in studies of social change in Ukrainian society

*The article applies the method of multigroup confirmatory factor analysis (MGCFА) to test the hypothesis of measurement invariance of the integral index of social well-being (IISS-20) in the longitudinal (trend) study "Ukrainian Society: Monitoring Social Changes" in 1995-2010. Although this index, developed by Ye. Golovakha and N. Panina, has been crucial for studies of social change of Ukrainian society over the past 30 years, the measurement invariance of this theoretical construct has not been tested for any version of the instrument (IISS-44, IISS-20, IISS-13). The need for such a study stems from the transformations of society, when people may form different perceptions of their social well-being as well as the occurrence of significant changes in the population structure. If measurement invariance is not confirmed, then comparing the values of the indicator and its meaningful interpretation are problematic. Since the quality of the basic model of the shortened version of the index IISS-20 did not allow to proceed with a test of measurement invariance for this particular adaptation of the instrument during the chosen period, it was modified by removing components that had caused multicollinearity. For the resulting optimized model we confirmed the configural, metric and scalar measurement invariance of social well-being for the period that comprises four waves (1995, 2000, 2005, 2010) of the survey by the Institute of Sociology of the NAS of Ukraine. Thus, the result of our analysis with the technical modification of the IISS-20 questionnaire is in line with evolution of the instrument. It proves the possibility of both valid comparisons in terms of the structure of the latent variable and the comparability of the means of the integral index of social well-being between different groups and research waves over time. The article, therefore, demonstrates the explanatory power of this important sociological tool for monitoring Ukrainian society and research of social change.*

**Keywords:** quantitative analysis, longitudinal studies, social change, indices, measurement invariance, MGCFА, social well-being, Ukrainian society, design and research methods