

УДК 159.9.075; 32.019.52

DOI: [https://doi.org/10.17721/upj.2021.2\(16\).2](https://doi.org/10.17721/upj.2021.2(16).2)

Виноградов О. Г.,

кандидат психологічних наук, доцент,
Київський національний університет
імені Тараса Шевченка
E-mail: a.g.vinogradov@knu.ua
ORCID: 0000-0003-1250-3863

Головіна А. О.,

аспірантка кафедри соціальної психології,
Київський національний університет
імені Тараса Шевченка
E-mail: catowin.alia@gmail.com
ORCID: 0000-0003-0366-3961

ВАЛІДНІСТЬ ІНДИВІДУАЛЬНОГО ЗВАЖУВАННЯ ЗМІННИХ ПРИ ФОРМУВАННІ ІНДЕКСУ ЗАДОВОЛЕНОСТІ ДЕМОКРАТІЄЮ

Поширений підхід до вимірювання задоволеності життям чи якимось іншим складним явищем зазвичай полягає в обчисленні простої або зваженої суми балів задоволеності його окремими аспектами. Серед дослідників поширене уявлення, що підвищити валідність композитного балу можна шляхом зважування оцінки задоволеності аспектом індивідуальною оцінкою його важливості, проте емпіричні дослідження спростовують це припущення.

В статті розглядаються умови, за яких індивідуально зважений показник задоволеності станом демократії в Україні демонструє вищу валідність для передбачення загальної задоволеності порівняно з незваженим та нормативно зваженим показниками.

На даних Європейського Соціального Дослідження (ESS) шостої хвили вдалося продемонструвати, що валідність індивідуально зваженого показника задоволеності демократією опосередковується інтра-індивідуальною варіативністю оцінок важливості її аспектів. За допомогою ієрархічної лінійної регресії було встановлено суттєве (до 11%) статистично значуще підвищення відсотку поясненої дисперсії загальної задоволеності демократією при додаванні до моделі індивідуально

зваженого показника на вибірках респондентів з диференційованим сприйманням важливості 14 аспектів демократії. В статті також демонструється цікава тенденція: в регресійних рівняннях індивідуально зважений і нормативно зважений показники можуть відігравати один до одного роль змінної-супресора.

Ключові слова: *індекс задоволеності демократією, індивідуально-зважений бал, інтра-індивідуальна варіативність.*

Вступ

Постановка проблеми. Вивчаючи задоволеність життям, роботою, наданням комерційних послуг тощо, дослідники часто спираються на так звані «висхідні» (bottom-up) вимірювальні моделі, в яких загальна задоволеність вважається адитивною функцією задоволеності окремими аспектами, сторонами чи складовими. Зокрема, здається цілком логічним виходити з того, що задоволеність життям в цілому є наслідком задоволеності роботою, сімейними стосунками, здоров'ям тощо. Тоді для розрахунку показника загальної задоволеності можна обчислювати просту або зважену суму балів, які респондент присвоїв вказаним сторонам життя, роботи чи послуги.

Наступний логічний крок – припустити, що окремі аспекти явища можуть мати різну важливість для різних людей і враховувати цю індивідуальну важливість при обчисленні сумарного балу, що має підвищити його валідність. Проте, у цілій низці досліджень не вдалося знайти переконливих емпіричних доказів того, що врахування суб'єктивної важливості забезпечує якусь перевагу над простою незваженою сумою окремих компонентів (Trauer, 2001; Rohrer, 2018). Отже, існує нагальна потреба у пошуку причин цього парадоксального результату – чому додаткові дані про важливість окремих аспектів явища виявляються неінформативними? Яким чином потрібно їх враховувати? За яких умов вони можуть підвищувати валідність індивідуально-зваженого показника?

Актуальність проблеми. Подолання кризи вимірювання у психології, на нашу думку, можливе за ширшого використання соціально-когнітивного підходу, який дозволяє реалізовувати ідіографічну стратегію дослідження на додаток до номотетичної. Проте наразі соціально-когнітивний підхід не має усталеної системи засобів психологічної діагностики і технік статистичного аналізу, яку було б легко застосовувати для вирішення дослідницьких завдань. Розв'язання парадоксу індивідуального зважування при формуван-

ні інтегрального показника задоволеності сприятиме створенню такої системи.

Теоретичний аналіз

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Трауер і МакКіннон у 2001 році у своїй короткій статті наводять концептуальні і методичні аргументи проти практики зважування оцінок задоволеності окремими аспектами життя за оцінками індивідуальної важливості. Ці автори твердять, що в цьому просто немає необхідності, оскільки ці аспекти зазвичай вже відібрані за критерієм універсальної важливості для більшості людей, тому індивідуальна оцінка важливості не несе нової інформації. Крім того, індивідуально зважені бали важко інтерпретувати, вони мають значно нижчу надійність і дуже чутливі до шкалювання компонентів, з яких складаються (Trauer & Mackinnon, 2001).

Тайванський дослідник Ч. Ву на вибірці 167 студентів у 2008 році вивчав доцільність зважування балів задоволеності дванадцятьма аспектами життя для передбачення загальної задоволеності життям за методикою SWLS та питаннями про якість життя QOL (Wu, 2008). В якості індивідуальних вагових коефіцієнтів в цьому дослідженні використовувалися як ранги важливості сфер, так і оцінки відмінності між бажаним і наявним для кожної з них. Крім того, автор порівнював чотири різні способи індивідуального зважування. В результаті він дійшов висновку, що жоден зі способів не дозволив отримати композитний бал, який би мав вищу валідність порівняно з незваженим сумарним балом задоволеності.

Найповніша сучасна публікація, присвячена проблемі індивідуального зважування, з'явилась нещодавно в авторитетному журналі *Collabra: Psychology* (Rohrer & Schmukle, 2018). Грунтуючись на аналізі сучасної літератури, її автори зробили висновок, що стан досліджень в цій галузі не дозволяє зробити узагальнені висновки про переваги індивідуального зважування внаслідок суттєвих відмінностей у методології, помилок у плануванні дослідження, малих і нерепрезентативних вибірок. У своєму дослідженні Дж. Рорер і С. Шмукл використали велику репрезентативну вибірку (8341 учасник) однієї з хвиль Панельного Дослідження Динаміки Доходу (Panel Study of Income Dynamics), а також спиралися на надзвичайно багатий набір статистичних методів (кореляційний аналіз, регресійний аналіз з модерациєю, моделювання структурними рівняннями) і способів обчислення інтегральних показників загальної задоволеності (незважений, індивідуально зважений, нормативно зважений тощо). Всебічний аналіз емпіричних даних дозволив цим авторам зробити песимістичний

висновок: використання індивідуальних оцінок важливості десяти різних сфер життя для зважування не дозволяє суттєво покращити прогноз глобального показника задоволеності життям (шкала SWLS Е. Дінера). По-перше, індивідуально зважений бал мав надзвичайно тісний зв'язок з простим сумарним балом ($r = 0.993$, $p < 0.001$) і нормативно зваженим балом ($r = 0.993$, $p < 0.001$). По-друге, індивідуально-зважений бал зміг додати лише 0.38% поясненої дисперсії для прогнозу базу за SWLS.

Серед можливих причин таких результатів Дж. Рорер і С. Шмукл називають наступні: 1) недостатня інтер-індивідуальна варіативність оцінок важливості, 2) недостатня надійність і валідність оцінок важливості, 3) існування альтернативних модераторів зв'язку між глобальною і частковою задоволеністю, 4) неадекватність самої індивідуально зваженої висхідної моделі загальної задоволеності, 5) використання невірної цільового критерію для валідації (тобто, глобального показника задоволеності життям).

На нашу думку, наведений перелік причин відсутності переваг індивідуально зваженого показника не є вичерпним. До п'яти наведених вище потенційних пояснень варто додати гіпотези про чинники, пов'язані із інтра-індивідуальним рівнем аналізу, а саме:

1) інтра-індивідуальну варіативність оцінок важливості сфер життя. Якщо респондент приписує однакові чи дуже схожі оцінки важливості різним аспектам явища, то зважування за ними буде еквівалентним незваженій сумі балів задоволеності. При цьому суттєва інтер-індивідуальна варіативність важливості ситуацію жодним чином не змінить;

2) специфічність індивідуального ранжування аспектів за важливістю у порівняно з домінуючою у вибірці тенденцією. Якщо всі респонденти приписують бали важливості різним аспектам в однаковий спосіб, то індивідуальне зважування буде працювати гірше, ніж нормативне (коли певні аспекти є важливішими за інші для всіх респондентів).

Перевірку цих гіпотез ми вирішили здійснити на значній за об'ємом і репрезентативній для України вибірці – даних шостої хвилі Європейського Соціального Дослідження (European Social Survey) щодо задоволеності демократією. Ці дані ніхто ще не піддавав подібному аналізу, й при знаходженні цікавих закономірностей існує можливість перевірити їх стабільність на результатах опитування 28 інших європейських країн.

Задоволеність тим, як працює демократія в країні, є одним з важливих корелятивів задоволеності життям в цілому. Але що визначає

саму задоволеність рівнем демократії? За результатами масштабного дослідження, проведеного в Західній Європі, виявилось, що люди більш задоволені демократією в тих країнах, де ефективно та якісно працюють державні інститути. Тобто, якщо людей влаштовує економічна ситуація, освітня система, медичне обслуговування, і загальний рівень корумпованості державних органів невеликий, то громадяни будуть задоволені життям та пов'язать це із функціонуванням демократії (Dahlberg, 2013; Wagner, 2009).

Проте, автори модуля «Розуміння і оцінювання демократії європейцями» у шостій хвилі ESS вказують, що в жодній країні не спостерігається єдиного розуміння того, що таке демократія (Ferrin, 2016). Результати досліджень показують, що більшість людей, навіть громадян демократичних країн, надають лише достатнє визначення демократії, яке охоплює розуміння важливості базових характеристик (свободи та громадянські права). Лише люди з вищим соціальним статусом вказують додаткові характеристики демократії, які включають ідеї про рівність, соціальні права та інше (Baviskar, 2004).

М. Ферін та Г. Крісі пояснюють недиференційованість розуміння демократії тим, що люди можуть орієнтуватися на різні види демократії в процесі оцінювання (Ferrin, 2016). Дійсно, навіть науковці активно дискутують з приводу кількості різновидів демократії, виділяючи близько 20 концепцій (Riker, 1988). Досліднику неможливо проконтролювати, який з видів демократії має на увазі респондент, коли він чи вона оцінює задоволеність демократією в цілому.

Орієнтуючись на поглиблений теоретичний аналіз проблеми, М. Ферін і Г. Крісі створили для шостої хвилі ESS блок із 45 питань, які враховують відмінності між трьома провідними для європейців підходами до визначення демократії: фундаментальною моделлю ліберальної демократії, соціальною демократією та прямою демократією (Ferrin, 2016). У цей блок увійшли також традиційні для політичних досліджень питання про загальну задоволеність рівнем демократії і питання щодо оцінки важливості для демократії різних аспектів політичного устрою та міри їх реалізованості в країні. Ці автори зазначають, що розуміння демократії європейцями зорієнтовано більшою мірою на ліберальну модель, в основі якої лежать уявлення про рівність перед законом і чесність виборів. Проте, європейське бачення демократії не обмежується ліберальною моделлю. Європейці також схильні підтримувати прямі форми демократії, що включає насамперед ідею про те, що уряд повинен захищати своїх громадян від бідності та вживати заходів щодо скорочення різниці у доходах громадян. Соціальна демократія виражається у вимогах до можливості

обговорювати свої політичні рішення, впливати на рішення уряду на референдумах, що вважається засобом встановлення соціальної справедливості (Ferrin, 2016).

Таким чином, **метою даної роботи** є пошук умов, за яких індивідуально зважений показник задоволеності демократією в Україні буде демонструвати вищу валідність для передбачення загальної задоволеності демократією порівняно з незваженим та нормативно зваженим показниками.

Методологія та результати дослідження

Дані. В цій роботі використовувався масив даних Європейського Соціального Дослідження шостої хвили, зібраних у 2013 році в Україні на вибірці у 2178 респондентів, яка є репрезентативною для дорослого населення України.

Заява про доступність даних. Таблиця даних з результатами шостої хвили доступна для завантаження з сайту Європейського Соціального Дослідження після реєстрації. Синтаксис IBM SPSS Statistics і таблиця даних, яка містить задіяні у цьому дослідженні змінні, знаходяться на сайті Open Science Framework за посиланням <https://osf.io/hdn6q/>.

Змінні. З блоку питань для дослідження того, як громадяни європейських країн сприймають демократію, ми обрали 28 пунктів. Їхні формулювання та імена відповідних змінних у файлі даних див. у Таблиці 1.

1) 14 питань стосовно оцінки важливості різних сторін політичного устрою для демократії в цілому (**важливість**). Всі питання мали одинадцять варіантів відповіді від 0 – зовсім неважливо для демократії в цілому до 10 – життєво важливо для демократії в цілому;

2) 14 питань стосовно того, наскільки, на думку респондента, ці аспекти демократії реалізовані в Україні (якою мірою твердження про той чи інший аспект демократії відповідає стану справ в Україні сьогодні). Всі питання мали одинадцять варіантів відповіді від 0 – зовсім не відповідає тому, що відбувається сьогодні в Україні до 10 – повністю відповідає тому, що відбувається сьогодні в Україні;

3) Питання про глобальну задоволеність рівнем демократії в Україні: «Наскільки Ви в цілому задоволені тим, як працює (діє) демократія в Україні?» (змінна **stfdem**) з 11-бальною шкалою від 0 – зовсім не задоволений до 10 – повністю задоволений.

4) Пост-стратифікаційне зважування спостережень для забезпечення репрезентативності вибірових даних здійснювалося за допомогою змінної **pspwght**.

Таблиця 1

Змінні важливості і реалізованості 14 аспектів демократії

Змінні	Наскільки важливо для демократії в цілому, на Ваш погляд, щоб: Наскільки твердження відповідає стану справ в Україні сьогодні:
fairelc fairelcc	національні вибори проводились вільно та чесно?
dsplplyt dsplplytc	виборці обговорювали політику зі знайомими перед тим, як прийняти рішення, за кого голосувати?
dfprtalc dfprtalc	різні політичні партії пропонували виборцям по-справжньому різні програми?
oppgrgv oppgrgv	опозиційні партії могли вільно критикувати владу?
medgrgv medgrgv	засоби масової інформації могли вільно критикувати владу?
meprinf meprinf	засоби масової інформації надавали громадянам достовірну інформацію, що дозволяє оцінювати роботу влади?
rghmgr rghmgr	захищались права меншин?
votedir votedir	громадяни країни мали остаточне слово у вирішенні найважливіших політичних питань шляхом прямого голосування на референдумах?
cttresac cttresac	суди ставились до всіх однаково?
ctstogv ctstogv	правлячі партії втрачали підтримку виборців на виборах, якщо погано виконували свою роботу?
gvctzpv gvctzpv	влада захищала всіх громадян від бідності?
gvexpc gvexpc	влада пояснювала свої рішення виборцям?
grdfinc grdfinc	влада вживала заходів для скорочення різниці у рівнях доходів громадян?

Обчислення композитних показників. Ми обчислили три типи сумарних балів за процедурою, яка була використана у (Rohrer & Schmulke, 2018): 1) Незважений показник НЕЗ = $\sum S_i / K$, де S_i позначає оцінку респондентом реалізованості аспекту демократії з індексом i , K – кількість аспектів демократії, які мають у респондента непропущені значення; 2) Індивідуально-зважений показник ІНД = $(\sum S_i W_i / \sum W_i) / K$, де W_i

позначає оцінку респондентом важливості аспекту i ; 3) Нормативно-зважений показник $HPM = (\sum S_i M_i / \sum M_i) / K$, де M_i – середнє значення важливості аспекту i (див. останній стовпчик таблиці 4). Оскільки відповіди респондентів містять значну кількість пропусків, для забезпечення більшої надійності всі композитні показники обчислювалися тоді, коли респондент надавав щонайменше 10 оцінок реалізованості/важливості.

Таблиця 2

Кореляційні зв'язки загальної задоволеності станом демократії в Україні і композитних показників

	Задов. демократією	НЕЗ	ІНД
НЕЗ	0.386 (1898)		
ІНД	0.403 (1866)	0.977 (1994)	
HPM	0.389 (1898)	0.999 (2053)	0.979 (1994)

Примітка: НЕЗ – незважений показник, ІНД – індивідуально-важений показник, HPM – нормативно-зважений показник. Всі кореляції є статистично значущими на рівні 0.001, в дужках наведено об'єм вибірки

Згідно нашої першої гіпотези, відсутність варіативності оцінок важливості різних аспектів демократії у респондента може бути причиною того, що незважений показник матиме таку саму валідність, як й індивідуально зважений. Для перевірки цієї гіпотези обчислювався індекс інтра-індивідуальної варіативності SD – стандартне відхилення чотирнадцяти оцінок важливості аспектів демократії для кожного респондента окремо. Індекс на досліджуваній сукупності змінюється від 0 (всі оцінки важливості однакові у респондента) до максимального значення 5.08.

Якщо із загальної сукупності відібрати тільки тих респондентів, які мають індекс інтра-індивідуальної варіативності більше 2.5, то в ієрархічній лінійній регресії додавання в модель індивідуально зваженого показника до нормативно зваженого веде до більш суттєвого і статистично значущого зростання частки поясненої дисперсії глобальної задоволеності демократією. Коефіцієнт детермінації для першої моделі (тільки нормативно зважений показник) дорівнює $R^2 = 0.134$, для другої моделі (разом нормативно зважений та індивідуально зважений показники) він стає рівним $R^2 = 0.168$, різниця $\Delta R^2 = 0.034$ є статистично значущою: $F(1, 277) = 11.22$, $p < 0.001$. Об'єм вибірки при цьому скорочується до 280 респондентів. Результати ієрархічної лінійної регресії для порівняння двох моделей подано в таблиці 3.

Таблиця 3

Результати ієрархічної лінійної регресії для респондентів з індексом SD > 2.5

Модель		B	Ст. похибка	Бета	t	P
1	Константа	0.909	0.314		2.895	0.004
	НРМ	7.471	1.138	0.366	6.563	< 0.001
2	Константа	1.177	0.319		3.697	< 0.001
	НРМ	-4.744	3.814	-0.233	-1.244	0.215
	ІНД	11.812	3.526	0.626	3.35	< 0.001

Примітка: ІНД – індивідуально-важкий показник, НРМ – нормативно-зважений показник

Якщо взяти граничне значення індексу SD = 3.0, то перша модель матиме коефіцієнт детермінації $R^2 = 0.118$, друга – 0.211, різниця ΔR^2 становитиме вже 0.092 і є статистично значущою, $F(1, 131) = 15.385$, $p < 0.001$. Але об'єм вибірки при цьому суттєво зменшується – до 134 респондентів. При граничному значенні SD = 3.5 залишиться тільки 66 респондентів, проте коефіцієнт детермінації зростає з 0.099 до 0.235, різниця складе вражаюче значення $\Delta R^2 = 0.136$, $F(1, 62) = 11.096$, $p = 0.001$.

Друга гіпотеза нашого дослідження полягала в тому, що у сукупності можуть існувати підгрупи з різними профілями оцінки важливості аспектів демократії. При суттєвій відмінності між профілями нормативно зважений показник має поступатися індивідуально зваженому на деяких підгрупах (кластерах з однаковим профілем оцінок важливості аспектів демократії).

Для виокремлення підгруп із схожими профілями оцінки важливості був застосований кластерний аналіз методом К середніх. Важливо зазначити, що таблиця даних була відсортована за номером респондента – одним з недоліків кластерного аналізу є те, що впорядкування даних за різними змінними зазвичай призводить до відмінностей у розбитті сукупності на підгрупи, часом достатньо суттєвих.

Через велику кількість не-відповідей при проведенні кластерного аналізу втрачалося надто багато спостережень (696), тому було ухвалено рішення замінити їх на 5 – центральне значення шкали оцінки важливості. Процедура кластеризації виконувалася з різною кількістю кластерів – від 2 до 10, показником якості рішення виступала частка поясненої дисперсії балу важливості – показник η^2 . Для восьми

кластерів він досяг максимального значення, а потім почав зменшуватися. Проте вивчення профілів показало, що три кластери є дуже подібними, тож ми остаточно зупинилися на шести кластерах. Фінальні центри кластерів (середні значення оцінок важливості 14 аспектів) подано у таблиці 4. В дужках в заголовку таблиці наведено кількість спостережень у кластерах, останній рядок містить показник варіативності профілю кластеру – стандартне відхилення, обчислене на наборі середніх значень.

Таблиця 4

Фінальні центри (середні значення) шести кластерів

Змінні	C1 (117)	C2 (262)	C3 (206)	C4 (853)	C5 (467)	C6 (273)	Разом
Fairelc	5.5	7.0	9.4	9.7	9.0	9.3	9.0
Dspplvt	4.6	5.3	6.9	9.5	8.4	3.3	7.6
Dfprtal	4.8	6.1	8.0	9.6	8.4	8.0	8.4
Oppcrgv	4.8	5.9	3.7	9.7	8.6	8.7	8.2
Medcrgv	4.8	6.2	4.5	9.7	8.8	9.1	8.4
Meprinr	4.9	7.3	9.3	9.7	8.9	9.6	9.0
Rghmgpr	4.6	6.3	7.6	9.6	7.0	9.0	8.2
Votedir	4.5	7.3	9.1	9.6	8.5	9.5	8.8
Cttresa	4.8	8.3	9.8	9.8	9.4	9.8	9.3
Gptpelc	4.8	7.1	8.3	9.5	8.6	9.1	8.7
Gvctzpv	4.6	8.3	9.7	9.7	8.9	9.6	9.2
Gvexpdc	4.8	7.9	9.5	9.7	8.7	9.5	9.0
Grdfinc	4.7	8.3	9.5	9.7	8.8	9.3	9.0
Pltavie	5.2	5.8	4.8	7.5	7.3	6.1	6.7
стд. відх.	0.25	1.01	2.10	0.59	0.65	1.79	0.70

Примітка: імена змінних див. Таблиця 1

Процедуру побудови ієрархічної лінійної регресії було виконано окремо для представників кожного з шести кластерів. У таблиці 5 для кожного кластеру окремо наводяться результати порівняння двох регресійних моделей – з нормативно-зваженим (модель 1) та індивідуально-зваженим показником (модель 2).

Таблиця 5

**Пояснена дисперсія загальної задоволеності демократією
для кластерів**

Кластер	M1 R ²	M2 R ²	ΔR^2	F	df1	df2	p-значення
1	0.39	0.40	0.02	2.29	1	87	0.134
2	0.11	0.12	0.01	1.38	1	205	0.242
3	0.07	0.19	0.11	19.80	1	142	< 0.001
4	0.16	0.17	0.01	5.37	1	768	0.021
5	0.12	0.12	0.00	0.94	1	405	0.333
6	0.21	0.25	0.04	12.81	1	237	< 0.001

Примітка: M1 R² – коефіцієнт детермінації першої моделі, M2 R² – другої моделі, ΔR^2 – різниця коефіцієнтів детермінації, F – критерій Фішера, df1 і df2 – його ступені свободи

Найбільша статистично значуща різниця у частці поясненої дисперсії спостерігається для кластерів з номером 3 ($\Delta R^2 = 0.11$) та номером 6 ($\Delta R^2 = 0.04$).

Дискусія

Результати кореляційного аналізу (див. Таблиця 2) повністю узгоджуються з результатами, які повідомляють (Rohrer & Schmukle, 2018; Wu, 2008): незважений, індивідуально зважений і нормативно зважений показники мають силу зв'язку, яка наближається до 1 – тобто, вони є фактично тотожними. Валідність всіх трьох показників (тобто, зв'язок з загальною задоволеністю станом демократії в Україні) також є майже однаковою, проте при додаванні індивідуально зваженого показника до нормативно зваженого в ієрархічному регресійному аналізі частка поясненої дисперсії загальної задоволеності станом демократії незначно (на 0.007), але статистично значущо збільшується ($p < 0.001$).

Спроба застосувати ієрархічну лінійну модель до респондентів, які суттєво диференціюють свої оцінки важливості різних аспектів демократії, дала обнадійливі результати, які узгоджуються з першою гіпотезою. Так, якщо показник інтра-індивідуальної варіативності більший за 2.5 (див. таблицю 3), то коефіцієнт детермінації збільшується на 9.2% при включенні в модель індивідуально зваженого показника на додачу до нормативно зваженого. При збільшенні граничного значення до 3.5 коефіцієнт детермінації зростає на 13.6%, проте вибірка дуже суттєво скорочується – до 66 спостережень. Важливо вказати на

той цікавий факт, що нормативно зважений показник має від'ємний регресійний коефіцієнт при сильному позитивному зв'язку з залежною змінною, коли до моделі додається індивідуально зважений бал. Це відбувається внаслідок ефекту колінеарності і може свідчити про те, що один з предикторів виступає в ролі супресора для іншого – феномен, який заслуговує на додаткове вивчення.

Не менш цікавими виявилися результати кластерного аналізу (див. таблицю 4). По-перше, виокремилося два кластери з найменшою варіативністю профілю. Тобто, представники цих груп не дуже сильно диференціювали важливість різних аспектів демократії. У кластері №1 оцінки всіх аспектів важливості наближаються до 5 – центру шкали, а в кластері №4 – до 10, максимального значення за шкалою.

Ще два кластери (№2 та №6) мають найбільшу варіативність і при цьому їхні профілі відрізняються головним чином тільки важливістю обговорення виборцями кандидатур перед голосуванням, а також відкритої критики влади опозицією і засобами масової інформації. Кореляція цих двох профілів 0.43, отже впорядкування аспектів за ступенем важливості є достатньо подібним, тому нормативно зважений показник буде однаково добре працювати на будь-якій підгрупі.

По-третє, кластери суттєво різняться стосовно частки поясненої дисперсії загальної задоволеності станом демократії в Україні (див. таблицю 5). Так, в кластері №1 вона сягає 40%, а в кластері №2 дорівнює лише 12%. Причини цих відмінностей у валідності ще належить встановити.

Ієрархічна лінійна регресія дозволила виявити бажану суттєву перевагу індивідуально зваженого балу над нормативно зваженим для представників третього кластеру – зростання поясненої дисперсії тут найбільше і складає 11% при об'ємі вибірки у 208 респондентів. Статистично значуща і доволі значна перевага у 4% поясненої дисперсії має місце також для кластеру 6 (146 спостережень). Таким чином, обидві гіпотези отримали переконливе емпіричне підтвердження.

Висновки

1. У більшості громадян України спостерігаються недиференційовані оцінки важливості різних аспектів демократичної держави. При цьому, найважливіше оцінені аспекти стосувались концепцій прямої та соціальної демократії.

2. Індивідуально зважений індекс виявився ефективним інструментом прогнозування загальної задоволеності станом демократії, але тільки для тих респондентів, які здатні добре диференціювати важливість різних аспектів демократії (приблизно 16% вибірки).

3. Так звані «центровані на особистості» методи дослідження продемонстрували свій значний евристичний потенціал порівняно з підходом, «центрованим на змінних», за його допомогою вдалося вирішити парадокс зважування окремих аспектів за їхньою суб'єктивною важливістю.

4. Індивідуально зважений і нормативно зважений показники можуть відігравати один щодо іншого роль змінної-супресора в регресійних рівняннях.

Подальші перспективи дослідження. Знайдене емпіричне підтвердження валідності індивідуального зважування потребує додаткової перевірки на аналогічних даних, для чого можна застосувати представлений у даній роботі підхід до аналізу даних ESS по інших країнах і масивах типу Панельного Дослідження Динаміки Доходу.

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

Список використаних джерел / Reference

- Baviskar, S., & Malone, M. F. T. (2004). What Democracy Means to Citizens – and Why It Matters. *European Review of Latin American and Caribbean Studies*, 76, 3–23. DOI: <http://doi.org/10.18352/erlacs.9682>
- Dahlberg, S., & Holmberg, S. (2013). Democracy and Bureaucracy: How their Quality Matters for Popular Satisfaction. *West European Politics*, 37(3), 515–537. DOI: [10.1080/01402382.2013.830468](https://doi.org/10.1080/01402382.2013.830468)
- Ferrin, M., & Kriesi, H. (2016). *How Europeans view and evaluate democracy*. Oxford: Oxford University Press.
- Riker, W. H. (1988). *Liberalism against Populism: A Confrontation Between the Theory of Democracy and the Theory of Social Choice*. Prospect Heights: Waveland Press.
- Rohrer, J. M., & Schmukle, S. C. (2018). Individual Importance Weighting of Domain Satisfaction Ratings does Not Increase Validity. *Collabra: Psychology*, 4(1), 6. DOI: <http://doi.org/10.1525/collabra.116>
- Trauer, T., Mackinnon A. (2001). Why are we weighting? The role of importance ratings in quality of life measurement. *Quality of Life Research*, 10, 579–585.
- Wagner, A., Schneider, F., & Halla, M. (2009). The quality of institutions and satisfaction with democracy in Western Europe – A panel analysis. *European Journal of Political Economy*, 25(1), 30–41. DOI: [10.1016/j.ejpoleco.2008.08.001](https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2008.08.001)
- Wu, C. H. (2008). Can we weight satisfaction score with importance ranks across life domains? *Social Indicators Research*, 86(3), 469–480. DOI: [10.1007/s11205-007-9180-9](https://doi.org/10.1007/s11205-007-9180-9)

Abstract

Vinogradov A. G.,

Ph.D., Associate professor,
Taras Shevchenko National University of Kyiv,
E-mail: a.g.vinogradov@knu.ua

Golovina A. O.,

Postgraduate student,
Taras Shevchenko National University of Kyiv
E-mail: catowin.alia@gmail.com

VALIDITY OF INDIVIDUAL IMPORTANCE WEIGHTING FOR SATISFACTION WITH DEMOCRACY SCORE

The common approach to measuring satisfaction with life or other complex phenomenon is to calculate a simple or weighted sum of satisfaction scores for its individual domains or aspects. There is a widespread perception among researchers that the validity of a composite score can be increased when domain satisfaction scores are weighted by the importance that respondents assign to the respective domains, but empirical studies do not confirm this assumption. The article is devoted to finding of conditions under which individual importance weighting of satisfaction with the state of democracy in Ukraine demonstrates higher validity for predicting overall satisfaction compared to unit-weighted and normatively weighted composites.

In the present study, importance weighting was investigated on the data of sixth round of European Social Survey collected in Ukraine (N = 2178). It has been shown that the validity of an individual importance weighting of satisfaction with democracy depends on intra-individual variability of the aspects importance ratings. Using hierarchical linear regression, a significant (up to 11%) statistically significant increase in the percentage of explained variance of overall satisfaction with democracy was found when adding to the model an individual weighted indicator in a sample of respondents with differentiated perceptions of 14 aspects of democracy. The article also demonstrates an interesting trend: in the regression equations, individual importance weighting can play a role of a suppressor variable.

Key words: *satisfaction with democracy, individual importance weighting, normative importance weighting, intra-individual variability.*

Отримано – 12 вересня 2021

Рецензовано – 19 вересня 2021

Прийнято – 22 вересня 2021

Received – September 12, 2021

Revision – September 19, 2021

Accepted – September 22, 2021