

УДК 316. 342.5

СЕРГІЙ МАКЕЄВ,

доктор соціологічних наук, завідувач відділу
соціальних структур Інституту соціології
НАН України

АННА ДОМАРАНЬСКА,

провідний соціолог відділу соціальних струк-
тур Інституту соціології НАН України

Стратифіковано-диференційована структура міського населення України

Анотація

Подано огляд методів і технік, за якими в емпіричних дослідженнях колеги з Росії та далекого зарубіжжя вирізняють страти і категорії населення. Пропонується розрізняти слабо алгоритмізовані й алгоритмізовані із застосуванням сучасних програмних засобів техніки класифікації. Констатується, що найбільш відомі й методично обґрунтовані класові схеми Ериксона—Голдторпа—Портокаро (схема EGP), Е.О.Райта, Г.Еспін-Андерсона, а також розроблена британськими соціологами на основі концепції П.Бурдьє класифікація являють собою “граничні генералізації” і є номінальними шкалами. Зроблено висновок про необхідно гібридний характер моделей соціальної структури населення, коли стратифікаційний вимір доповнюється неієрархічною диференціацією. З використанням емпіричних даних щорічного моніторингового обстеження Інституту соціології НАН України запропоновано методіку класифікації та отримано модель стратифіковано-диференційованої структури міського населення України.

Ключові слова: класова структура, соціальна структура, соціальна стратифікація, методіка класифікації, класифікувальні процедури

В останні два десятиліття інтерес до дослідження соціальної нерівності та соціальної структури — хоч би як трактували обидва терміни — піджив-

лювався принаймні із двох джерел. Це, по-перше, динамічні зміни в питомій вазі галузей і професій в економіці розвинених країн, виникнення тут великої кількості робочих місць, які не обіцяють ані стабільної зайнятості, ані перспектив трудової кар'єри. Паралельно специфічні проблеми зі стратифікацією, статусною і професійно-кваліфікаційною неоднорідністю виникали в країнах, що переходили від централізовано-державного інституціоналізованого господарства до диференційованих сфер виробництва і надання послуг на засадах плюралізму форм власності й у контексті формування різноманітних ринків зайнятості. По-друге, серед тих, хто спеціалізується на вивченні нерівності та мобільності, як у локально-національному, так і в широкому компаративістському масштабі, найбільшого визнання набули класові схеми Ериксона — Голдторпа — Портокареро (схема EGP), Е.О.Райта, Г.Еспін-Андерсона. Головним чином унаслідок ретельного теоретичного обґрунтування, формування надійно емпірично фіксованих індикаторів, а також застосування програмних модулів класифікації та переходу від однієї схеми до всіх інших.

Нині у практиці організації досліджень ступеня стратифікації співіснують відмінні одна від одної техніки (способи) групування статусів або соціального стану — від дуже простих до складних, що передбачають застосування сучасних програмних продуктів статистичного опрацювання масивів інформації. Уся сукупність їх напрочуд багатоманітна; зведемо найвідоміші з них у два розряди: слабо алгоритмізовані й алгоритмізовані техніки класифікації.

Слабо алгоритмізовані техніки

У публікаціях, особливо адресованих масовій аудиторії, нерідко йдеться про ситуації та стани ієрархічного розшарування в суспільстві. Найчастіше їх отримують як результат розподілу відповідей опитаних на запитання про те, на якому щаблі уявних сходин соціального становища або сходин матеріального добробуту респонденти розміщують себе (зазвичай використовують 7- або 10-бальні шкали, де 1 — нижчий стан, а відповідно, 7 чи 10 — найвищий). У даному випадку соціологи виходять з інтуїтивно переконливого, начебто, допущення про властиве бодай усім індивідам “відчуття місця” у соціумі та сприйнятливості до змін умов персонального і сімейного існування, що забезпечує компетентне порівняння свого становища зі становищем референтних або альтернативних “інших”. Марно запитувати, наскільки одержуване за самооцінкою стратифіковане розташування на шкалі відповідає реальному розшаруванню або якою мірою воно є точним. Релевантною буде відповідь: розподіл відповідає техніці (способу) класифікації. А доповнює його відповідь добре відома в соціології аксіома: якщо індивід відчуває себе у певному місці соціальної ієрархії, то цим визначається як його самопочуття, так і його можливі вербальні та реальні реакції на зовнішні обставини. Поза означеними межами розпочинається простір гри соціологічної фантазії, а нарівні з нею — більш-менш правдоподібних припущень.

У Росії класові схеми EGP або Е.О.Райта практично не використовуються — як про це можна судити за статтею М.Глотова, котрий реферує основні концепції стратифікаційних досліджень. Загальна експертна думка там така, що запозичення веде до отримання такого образу соціальної структури, в якому стерто всі сліди унікальної політичної та соціально-економічної ситуації, що генерує нерівності та розрізнення. Інакше кажучи, як домінують соціологи беруть уявлення про самотність еволюції інституціональної і соціально-групової структури, а також про джерела нерівності в країні. Виокремлення страт або груп російські колеги здійснюють, як правило, шляхом комбінування різноманітних показників та індикаторів, а результатом виявляється велика кількість неконкурентних між собою класифікаційних схем [Глов, 2013].

Найпоєдовнішим чином — логічно вивіреними ітераціями — теоретико-емпірична класифікація здійснена у працях Т.Заславської 90-х років минулого століття. Теоретична — оскільки, виходячи з припущення про домінуючий статус влади і власності, виокремлено 4 верстви: вища, середня, базова (охоплює дві третини населення) і нижча. А потім усередині них, домагаючись максимальної гомогенності, конструюють іще 14 категорій на підставі низки емпіричних змінних — рівень освіти, самооцінка кваліфікації, основне заняття, основний вид діяльності, галузь зайнятості, сектор економіки за формою власності, розмір підприємства (організації, фірми), професійно-посадовий статус (за змістом виконуваної роботи і за оцінкою самих респондентів), а також рівень особистих і сімейних доходів [Заславская, 2002: с. 370–400].

Оскільки не застосовувалися складні програмні засоби агрегації даних, то не будувалася статистична модель і не оцінювалася її відповідність емпіричній інформації, тому таку техніку правомірно віднести до слабо алгоритмізованих, що аж ніяк не заперечує описової та пояснювальної значимості отриманої схеми. Її особливістю виявляється “гібридний” характер, вона почасти стратифікована і почасти диференційована. Крім того, у своїх теоретичних розробках та емпіричних побудовах Т.Заславська виходила з переконання, що елементи соціальної структури (верстви і групи) є чинними суб’єктами, активність яких визначена наявністю в них певного роду і обсягу “потенціалів” — економічного, владного, культурного.

Ще в минулому десятилітті залишалося неясним, чи можна побудувати суто стратифіковану модель соціальної структури на даних репрезентативних опитувань. У пошуках відповіді на це питання в Україні найуспішнішою була Н.Коваліско. Ця дослідниця розробила дві оригінальні методики, що містять понад два десятки змінних і через них характеризують позицію респондентів на ринках зайнятості, їхні ціннісні орієнтації, а також дозвілліє практики і практики споживання культури (опрацювання даних у пакеті SPSS). На матеріалах обстежень у Львові та Донецьку, проведених з інтервалом у кілька років, було виокремлено 6 і 5 страт міського населення обласних центрів [Коваліско, 2010]. Зміна кількості страт свідчила, що методика чутлива до особливостей національно-локальної структури і що процеси на ринках зайнятості, зсуви в розподілі та споживанні життєво важ-

ливих благ дуже динамічні, а відмінності, що вибудовуються в ієрархію, не кристалізуються, але є піддатливими й мінливими.

Алгоритмізовані із застосуванням сучасних програмних засобів техніки класифікації

У Росії алгоритмізована техніка реалізована О.Шкартаном та його учнями у спеціальному дослідженні відтворення соціально-економічної нерівності із застосуванням ентропійного аналізу, поданого авторами як найбільш адекватний у вивченні стратифікації [Шкартан, 2009]. На першому етапі з-поміж початкових 100 ознак колектив дослідників відібрав 33, що відповідали основним критеріям добору (теоретичне обґрунтування і взаємна неортогональність), з допомогою експертів зменшувалися градації шкал, а безперервні змінні було приведено до впорядкованих дискретних шкал. Уся сукупність ознак представлена більш загальними категоріями: а) економічний ресурс (володіння підприємством, володіння цінними паперами, основне джерело доходів, склад нерухомості, тип власності житла); б) людський ресурс (рід занять, рівень освіти, володіння іноземною мовою, навички роботи на комп'ютері, відповідність роботи кваліфікації, самооцінка здоров'я); в) владний ресурс; г) ціннісно-мотиваційний ресурс (намір організувати підприємство, прагнення продовжити освіту, бажання взятися за складнішу роботу, наявність додаткової роботи); д) соціальний ресурс (індикатор соціального капіталу, рід занять матері/батька, рід занять дружини/чоловіка, рід занять друга, матеріальне становище батьків); е) культурний ресурс (індекс характеру позавиробничої діяльності, розмір бібліотеки); ж) привласнювані й використовувані матеріальні ресурси (дохід на члена сім'ї, площа житла на члена сім'ї, самооцінка матеріального становища, користування платними послугами для себе, користування платними послугами для дітей); з) соціально-економічне середовище (сектор/галузь зайнятості, форма власності за місцем зайнятості, територіально-просторове середовище (тип поселення); і) гендер.

Застосування ентропійного аналізу до можливої комбінації ознак (5456) виявило, що значимо стратифікують респондентів володіння підприємством або фірмою, володіння цінними паперами або облігаціями, рівень владних повноважень (опитували економічно активне населення). На наступному кроці у тривимірному просторі, заданому цими ознаками, сформовано 10 кластерів (проста процедура, комбінація наявності чи відсутності ознак), узагальнено інтегрованих так: нижча верства, що об'єднує індивідів, які не володіють власністю і не наділені владою на робочих місцях (74% респондентів); середня верства (22%) із середніми показниками індексу влади; вища верства (4%), що складається з реальних власників і топ-менеджерів компаній, підприємств, установ.

Суть логічного методу полягала у використанні трьох ключових групувальних критеріїв (наявність власності, наявність акцій і цінних паперів, наявність владних повноважень) шляхом перебирання всіх можливих комбінацій і подальшого групування за принципом гомогенності виокремлюва-

них соціальних одиниць. У результаті отримано таку класифікацію: великі власники — 1,7% (володіють підприємствами, цінними паперами, високий рівень владних повноважень); середні власники — 2,4% (володіють тільки підприємствами, середній рівень владних повноважень); дрібні власники — 1,6% (володіють підприємствами, низький рівень владних повноважень); менеджери-міноритарії — 1,6% (володіють цінними паперами, середній рівень владних повноважень); виконавці-міноритарії — 3,2% (володіють цінними паперами, нульовий рівень владних повноважень); менеджери-невласники — 15,8% (нічим не володіють, середній і низький рівень владних повноважень); виконавці-невласники — 73,6% (нічим не володіють, нульовий рівень владних повноважень). Наймасовішу верству можна диференціювати за ознаками людського, культурного і соціального капіталу [Шкаратан, 2009: с. 179–189]. Об'єднання перших двох страт дає в результаті 6-розрядну, помітно асиметричну модель.

Твердження О.Шкаратана про найбільшу прийнятність ентропійного аналізу у вивченні нерівностей, навіть якщо брати до уваги дискусійний записок про самотність генерації та реплікації нерівностей у Росії, потребує, очевидно, детальнішого обґрунтування. Принаймні відкривається перспектива якщо не альтернативної, то дещо іншої можливості будувати стратифіковані чи змішані класифікації. Крім того, зберігається свобода вибору теоретичної традиції розмірковувати про причини й наслідки відтворення соціальної неоднорідності.

У європейському і південноамериканському досвіді до алгоритмізованих технік належать насамперед три теоретично обґрунтовані й неодноразово апробовані методики фіксації змінних і програмні способи групування їх, розроблені Ериксеном — Голдторпом — Портокареро (схема EGP), Е.О.Райтом, Г.Еспін-Андерсоном. Їхні особливості, а також застосування у вітчизняних дослідженнях докладно розглядалися у працях О.Куценко [Куценко, 2000], С.Оксамитної [Оксамитна, 2011] і, найдокладніше, О.Симончук [Симончук, 2007; Симончук, 2009]. До обговореного там залишається додати небагато.

Для всіх трьох спільним залишається визнання того, що “граничні генералізації”, іменовані в соціології класами, формуються в економіці — вона генерує відносно стабільне відтворення їх. У першому випадку (схема EGP) акцент зроблено на ситуації зайнятості, у другому — на відносинах власності, а в Г.Еспін-Андерсона — на технологічних специфікаціях галузей господарювання. Причому в усіх трьох випадках класифікації підлягають саме позиції. Конструйовані класи, незважаючи на те, що більшість первинних ознак ієрархічні й відображені порядковими чи псевдометричними шкалами, не утворюють ієрархію, тобто прямо не повідомляють про нерівність, створюючи, фактично, номінальну шкалу. Тому класи слід трактувати як джерела нерівності, і тільки після фіксації їх можна намагатися встановити, в яких сферах життєдіяльності, в яких ситуаціях індивіди насправді не рівні, а отже — переконливо говорити про класові нерівності.

Традиція в суспільствознавстві пов'язувати класи з економікою (капіталізмом), що йде не від К.Маркса, а є більш ранньою, в минулому столітті мала, напевно, більше противників, ніж прихильників. Про “соціальні”

класи говорили багато хто і дуже наполегливо, особливо в академічній соціології США. Проте лишень в останні десять років розпочалися продуктивні роботи зі створення алгоритмізованих технік класифікації, що використовують не одні тільки економічні змінні. Теоретичне підґрунтя утворили концептуальні уявлення П.Бурдьє про різні види капіталів, а в низці опублікованих книжок для конструювання класових схем було обґрунтовано необхідність операціоналізації соціального і культурного капіталу як доповнення до економічного [Bennett et al., 2009; Atkinson, 2010]. Це підготувало науковий ґрунт для репрезентативного кількісного обстеження, котре одне тільки уможлиблює створення обґрунтованої соціально-класової карти суспільства в межах національної держави.

2011 року на замовлення служби ВВС було реалізовано емпіричний етап, а на самому початку 2013 року в часопису “Sociology” дев’ять авторів — що вельми незвично для соціологічних статей — опублікували перші результати опрацювання даних у статті “Нова модель соціальних класів? Результати експериментального дослідження класу у Великій Британії на замовлення ВВС” [Savage et al., 2013: p. 219–250]. Збирання інформації було здійснено у два етапи. На першому спеціалізована лабораторія ВВС виконала інтернет-обстеження класів, про яке мультимедійна корпорація завчасно й наполегливо оповіщала громадян, запрошуючи до участі. Воно розпочалося 26 січня 2011 року, а до липня було отримано 161400 цілком заповнених анкет. Як швидко з’ясувалося, масив не був репрезентативний для Великої Британії, у ньому переважали більш освічені респонденти із вищим професійним статусом, репрезентуючи радше аудиторію ВВС. І тому у квітні 2011 року кампанією GfK було проведено репрезентативне для країни інтерв’ювання за тією самою анкетною ($N = 1026$).

У класи було згруповано респондентів, які мали схожі показники капіталів (подробіці вимірювання їх тут не реферуються). Економічний капітал, а саме дохід домогосподарства, заощадження, вартість того, що перебуває у власності, вимірювалися у грошових одиницях, причому два останні показники об’єднувалися в один показник — “накопичення” (assets). Соціальний капітал (респондентів запитували, чи знайомі вони з представниками будь-якої із 37 професій) фіксувався двома підсумковими показниками: середній статус професій, із представниками яких респондент знайомий, і середнє значення кількості професій, з представниками яких він знайомий. Культурний капітал (інтереси у вільний час, музичні вподобання, використання медіа, преференції у їжі) відображали 27 змінних, дані було опрацьовано шляхом множинного аналізу відповідностей. Кожен індивід одержував певну кількість умовних балів залежно від того, якою мірою він залучений у ту чи іншу практику або наскільки йому подобаються ті чи інші заняття, що потім зводилося у два показники: “рафінована” (high-brow) культура і “модна, доступна, випадкова” (emerging) культура (культурні практики, що обираються як “принагідні, за потребою”). Таким чином, шість комбінованих показників використовувалися для виявлення класової структури, по два на кожен капітал: дохід домогосподарства, накопичення, середній статус професій знайомих респондента, середнє значення

кількості професій знайомих респондента, рафінована культура, модна і доступна культура.

Належність до класу встановлювали методом латентного класового аналізу (*latent class analyses*), що дає змогу групувати респондентів із подібними ознаками, у даному випадку — із показниками трьох різновидів капіталів. Зазвичай він застосовується до категоріальних змінних, але автори вирішили застосувати його і до метричного. Перелік 7 класів, їхня питома вага в репрезентативній вибірці і стислий опис виглядають так:

- *еліта* (6%): великий економічний капітал (особливо заощадження), значний за розмірами соціальний капітал, дуже великий рафінований культурний капітал;
- *укорінений (established) середній клас* (25%): великий економічний капітал, високий статус контактів, але відносно мало контактів у середньому, рафінований капітал і модний (доступний) культурний капітал;
- *технічний середній клас* (6%): великий економічний капітал, дуже велике середнє статусу контактів, але відносно мало контактів у середньому, середній культурний капітал у показниках рафінованого і модного (доступного);
- *нові забезпечені (affluent) працівники* (15%): середній за розмірами економічний капітал, порівняно низьке середнє статусу контактів, але велика кількість їх, середній рафінований, але великий модний (доступний) культурний капітал;
- *традиційний робітничий клас* (14%): порівняно малий економічний капітал, але прийнятний дохід, мало контактів, невеликий рафінований і модний (доступний) культурний капітал;
- *непостійні працівники в обслуговуванні (emergent service workers)* (19%): клас утворює переважно молодь із порівняно невеликими накопиченнями, але прийнятним доходом, середній рівень контактів, великий модний (доступний), але малий рафінований культурний капітал;
- *прекаріат* (15%): малий економічний капітал і найнижчий рівень за всіма показниками інших капіталів.

В опублікованій статті не заявлено наміру побудувати саме стратифіковану модель класів, дотримуючись у цьому усталеного в англо-американських працях порядку класового аналізу. Проте всі шість використовуваних ознак капіталів внутрішньо побудовані як ієрархії, а у висновку трапляється формулювання “нижчі рівні класової структури” (*lower levels of the class structure*) [Savage et al., 2013: p. 246], нібито ми весь час маємо справу з порядковою шкалою. Утім, застосовану статистичну техніку — аналіз латентних класів — зазвичай в літературі подають як таку, що надає диференційований, а не стратифікований ландшафт агрегованих ознак [Collins, Lanza, 2010: p. 6–7]. Складається враження, ніби автори не бачать тут проблеми

або, що імовірніше, вона менш важлива порівняно із заявленими теоретико-методичними амбіціями підходу загалом.

Інтернаціональний колектив дослідників обіцяє серію статей, проте поки що опубліковано найзначущіше — методику і модель класів. Цікаво, зокрема, було б дізнатися, яким є “внесок” кожного із шести показників у формування класів, що вимагає статистичної оцінки й відповідного наочного подання. Можна припустити, що він неоднаковий і специфічний для кожного сконструйованого класу; те саме може виявитися справедливим і для трьох капіталів. У дослідженнях нерівності є ще одна нездоланна невизначеність: зазвичай класифікують індивідів, але, можливо, доцільніше (ба навіть точніше) групувати сім'ї. Однак така невизначеність не обговорюється у спеціальній літературі.

Знак питання після першої пропозиції в назві статті був і знаком обережності, і референтом сумнівів й очікувань авторів: чи є модель воістину новою, чи буде прийнята науковими спільнотами, які здійснюють аналіз соціальних структур і стратифікації, або ж модель так і залишиться “локальним” експериментом? Рівно за рік, у травневому числі того ж часопису “Sociology” було опубліковано відгуки на неї. Чотири спеціалісти з британських університетів, цілком у дусі “організованого скептицизму” — мертонівської норми етосу науки — критично розглянули методологію, методику й отримані результати. Найжорсткіша зі статей констатувала фіаско класового аналізу інтернаціонального колективу на чолі з М.Саважем [Mills, 2014].

Верстви і категорії міського населення України

У соціологічній спільноті України не запропоновано оригінальних алгоритмізованих технік аналізу рівня стратифікованості населення. Залишається актуальним, відтак, завдання розроблення їх. У нашому випадку воно ускладнене ще й специфічним емпіричним матеріалом — даними моніторингового обстеження Інституту соціології НАН України, які спеціально не призначені для вивчення нерівності, але містять змінні, придатні для цього. Таке обмеження є вимушеним, оскільки проведення відповідного репрезентативного опитування — захід дорогий, для якого, до того ж, не створено релевантної методики.

Існує ще одна обставина, на яку треба зважати. У дослідженнях соціальної структури і нерівностей принциповою виявляється відмінність між тими, хто перебуває на ринку праці, і тими, хто поза ним — учні, пенсіонери, домогосподарки. У схемі EGP це ігнорується через фіксацію останнього місця роботи, а в обстеженні на замовлення ВВС на основі теорії капіталів воно взагалі є незначимим. Тим часом категорії добровільно чи вимушено відсутніх у сфері зайнятості мають низку особливих потреб та інтересів, що становлять безумовний інтерес для соціологів, а в практичному аспекті — для дизайнерів соціальної політики і тих, для кого вона є повсякденним професійним обов'язком. Практичний аспект, що коригує суто пізнавальні устремління спеціалізованих соціологів, спонукає вибудовувати комбіно-

вані класифікації, які поєднують стратифіковані моделі з виокремленими на інших засадах соціальними категоріями.

Емпіричну базу становила частина даних моніторингу 2012 року ($N = 1800$). Підмасив анкет формувався для респондентів, котрі мешкають у містах із населенням не менш як 100 тис. жителів ($n = 710$). Вибір міського населення зумовлений саме завданнями відділу соціальних структур Інституту соціології НАН України з планової теми щодо структурних вимірів соціального простору міста. Стратифікована частина структури міського населення ґрунтується на аналізі інформації про зайнятих на ринку праці або безробітних ($n = 488$). Соціальні категорії представлено студентами, курсантами, аспірантами, пенсіонерами, які не працюють, і домогосподарками — тими, хто не займається професійною діяльністю, не має у своєму розпорядженні влади, не отримує регулярної винагороди, не має професії з певним престижем. Досвід дослідницького колективу під керівництвом О.Шкаратана доводить: якщо включати в стратифікаційний аналіз респондентів без низки ознак, це призводить до різкої асиметричності кінцевого розподілу, що ускладнює або навіть унеможлиблює низку статистичних оцінок.

Як метод побудови ієрархічної класифікації обрано конфірматорний факторний аналіз (КФА), що дає змогу тестувати істинність гіпотетичної структури взаємодій між змінними шляхом оцінювання значимості її відмінностей від первинних даних. Такими даними є коваріаційна матриця, де кожен елемент заданий кореляцією двох змінних, помноженою на стандартне відхилення цих змінних. КФА, або вимірювальна модель, описує взаємозв'язок між спостережуваними змінними (індикаторами) і латентними змінними (чинниками) і дозволяє підтвердити або спростувати гіпотезу про те, що даного набору індикаторів достатньо для вимірювання латентного конструкту. КФА допомагає, крім того, вводити низку безпосередньо невимірюваних латентних змінних і оцінювати зв'язки між складовими цієї моделі [Brown, 2006: p.1; Наследов, 2013: с. 343–345]. Оскільки метод є підтверджувальним, його застосування розпочинається з побудови моделі відповідно до дослідницьких гіпотез, що потім перевіряються на відповідність емпіричним даним. Як правило, вихідна модель не узгоджується з даними і потребує коригування. Модель багаторазово перевіряється і коригується, аж поки буде досягнуто: теоретичної обґрунтованості, економічності та адекватності емпіричним даним [Наследов, 2013: с. 344].

За відправну теоретичну платформу було обрано концептуалізації М.Вебера про стратифікаційну роль влади, багатства, честі і слави — дефіцитних соціальних благ, нерівномірно розподілених між індивідами внаслідок лімітованого доступу до них [Макеєв, 2006: с. 21–31]. Оскільки масив даних не містить прямих індикаторів названих благ, “імена” їм присвоювали з урахуванням наявної інформації. Як і у М.Вебера, їх три. *Повноваження* — наявність підлеглих, статус зайнятості, свобода в самоорганізації роботи, тип трудового контракту і форми оплати праці. *Статок* — гроші, майно, право власності, що генерує ключову відмінність між тими, хто наймає

працівників, і тими, хто продає свою робочу силу. *Статус* — оцінка престижу професії, наявна кваліфікація, споживання благ культури.

Постулюється, що блага являють собою стратифіковані латентні конструкти в діапазоні “мінімум — максимум”, що виявляються вимірювальними процедурами, а кінцевим результатом є числове значення — локалізація (місце) кожного респондента на підсумковій шкалі. Аналіз проведено у два етапи. На першому проводилася перевірка і коригування моделі, що відтворює зв’язки між латентними змінними (факторами) “повноваження”, “статок”, “статус” і відібраними для вимірювання їх індикаторами. На другому етапі модель доповнювалася вторинним фактором “локалізація”, де вже виміряні фактори “повноваження”, “статок”, “статус” виступали індикаторами “локалізації”. Для такої моделі знову проводилася перевірка і коригування. Модель, отримана на першому етапі, умовно названа моделлю першого порядку, отримана на другому етапі — моделлю другого порядку.

У доборі й конструюванні індикаторів автори дотримувалися низки вимог. По-перше, для досягнення перевизначеності гіпотетичної моделі (*over-identified model*), коли кількість відомих параметрів має перевищувати кількість невідомих, необхідні як мінімум три індикатори на один фактор (у нашому випадку — на одне благо) [Brown, 2006: p. 72]. По-друге, індикатори мають бути підбрані так, щоб у результаті отримати просту структуру взаємозв’язків, коли один індикатор сильно пов’язаний з одним фактором і слабко — з іншими [Наследов, 2013: с. 259]. Для цього застосовувалися традиційні методи: аналіз кореляційної матриці та експлораторний факторний аналіз. По-третє, значення коефіцієнта кореляції між індикаторами не повинно бути близьким до 1, що означало б наявність колінеарності, яка є причиною помилкових обчислень або взагалі внеможливе проведення їх [Наследов, 2013: с. 255].

Перебирання індикаторів здійснювали доти, доки всі вимоги були задоволені. У перебігу роботи одні індикатори були виключені з аналізу: передбачалося, наприклад, що площа житлового помешкання може слугувати маркером статусу, проте зв’язок виявився незначимим. Інші індикатори зазнали трансформації: рівень освіти у вихідному (анкетному) вигляді слабко корелював з індикаторами статусу, але після конструювання показника, що об’єднує запитання про відповідність рівня освіти виконуваній роботі, а також кваліфікації, необхідній для її виконання, значення коефіцієнта кореляції збільшилося. Окремі індикатори, спершу співвіднесені з одним фактором, у результаті використовувалися для іншого: передбачалося, що сукупний дохід сім’ї, визначений у шкалі “бідні — багаті”, є ознакою статусу, але зв’язок з іншими індикаторами статусу виявився слабшим, ніж з індикаторами статку.

У результаті попереднього комбінування, відсіву та перерозподілу між благами було обрано десять індикаторів.

Для повноважень:

1. Кількість найманих/підлеглих працівників (≥ 10 ; ≤ 9 ; немає підлеглих; немає постійного місця роботи; немає роботи).

2. Статус зайнятості (роботодавець або самозайнятий; найманий працівник із підлеглими; найманий працівник без підлеглих, але з можливістю впливати на організацію своєї повсякденної роботи; найманий працівник без підлеглих і можливості впливати на організацію своєї роботи; безробітний).
3. Тип оплати праці (відсоток від прибутку; щомісячна зарплата плюс премії/бонуси за продуктивність; щомісячна зарплата; відрядна оплата; погодинна оплата; немає джерела доходу).

Запитання, що використовувалися для створення перелічених індикаторів, використовуються в класовій схемі Дж.Голдторпа, Р.Ериксона, Л.Портокареро й у типології Е.О.Райта.

Для статку:

1. Розмір заробітної плати (≥ 4001 грн; 4000–3001 грн; 3000–2001 грн; 2000–1001 грн; ≤ 1000 грн). Відповіді на запитання про розмір Вашої заробітної плати за останній місяць об'єднували так, щоб одержати інтервальну шкалу.
2. Розмір сукупного доходу на одного члена сім'ї (15000–7001 грн; 7000–3001 грн; 3000–1401 грн; 1400–801 грн; ≤ 800 грн). Основою для конструювання індикатора виступали відповіді на запитання про розмір сукупного доходу: “Зазначте, будь ласка, сукупний дохід на одного члена Вашої сім'ї за останній місяць”. Для визначення меж інтервалів використовували медіанні значення відповідей на запитання про оцінку доходу: “Як Ви вважаєте, з яким приблизно рівнем середньомісячного доходу на одного члена сім'ю можна віднести до: 1) злиденної, 2) бідної, 3) середньої, 4) заможної, 5) багаті?”. Для половини респондентів середньомісячний дохід багаті сім'ї становить не менш як 15000 грн, для заможної сім'ї — 7000 грн, для середньої — 3000 грн, для бідної — 1400 грн, для злиденної сім'ї — 800 грн.
3. Матеріальний стан сім'ї (живемо в повному статку / є заощадження; вистачає на все необхідне, але не на заощадження; вистачає в цілому на проживання; вистачає тільки на продукти харчування; іноді злидарюємо / голодуємо).
4. Майно (14–12 позицій; 11–9; 8–6; 5–3; 2–0). Індикатор будували на основі відповідей на запитання “Відзначте, будь ласка, що з наведеного нижче має Ваша сім'я” і “Тип житлового приміщення Вашої сім'ї”. Максимально можлива кількість позицій — 18: 1) будинок, 2) квартира, 3) дачна будівля, 4) садова ділянка, 5) легковий автомобіль, 6) кольоровий телевізор, 7) меблі, 8) бібліотека, 9) стерео- і відеоапаратура, 10) магнітофон, радіоприймач, програвач, 11) спортивне, туристичне спорядження, 12) холодильник, 13) пральна машина, 14) швейна машина, 15) модний одяг, 16) комп'ютер, 17) мисливське, рибальське спорядження, 18) моторний човен, катер. Реальний розподіл варіює від 14 до 0, Значення об'єднували так, щоб одержати інтервальну шкалу.

Для статусу:

1. Престиж професії — виміряний Міжнародною шкалою престижу професій Д.Треймана, де 0 означає найнижчий рівень престижу, а 100 — найвищий. Реальний розподіл варіює від 13 до 77 і згрупований у 5 інтервалів (77–65 — високий рівень престижу; 64–52 — вищий за середній рівень; 51–39 — середній рівень; 38–26 — нижчий за середній рівень; 25–13 — низький рівень престижу).
2. Компетентність — схарактеризована аддитивним індексом, обчисленим як сума відповідей респондента на запитання про рівень освіти і його відповідність виконуваний роботі, про рівень кваліфікації, необхідної для виконання роботи й частоту його підвищення, про вміння і практику використання комп'ютера й Інтернету. Значення індексу варіюють від 1 до 19 (19–16 — високий рівень; 15–12 — рівень, вищий за середній; 11–8 — середній; 7–4 — нижчий за середній; 3–1 — низький рівень), де 19 означає наявність повної вищої освіти (5 балів), кваліфікації на рівні спеціаліста, магістра, кандидата або доктора наук (5 балів), підвищення кваліфікації 3–5 разів на рік або більше (5 балів), відповідність характеру роботи професійно-освітньому рівню (1 бал), уміння і постійне використання комп'ютера (2 бали), використання Інтернету (1 бал).
3. Преференції в культурі. Індикатор утворили два аддитивні індекси, перший з яких відображає кількість практик високої культури, яким віддає перевагу респондент (відвідування театрів, концертів, музеїв, художніх виставок, читання художньої літератури), другий — кількість практик популярної культури (відвідування кінотеатрів, спортивних видовищ, шопінг, перегляд телепередач). Значення згруповано так: від 9 до 4 практик високої культури — насичене споживання високої культури; від 3 до 2 практик — помірне споживання; 1 практика — слабке споживання; жодної практики високої культури, але більш як 2 практики популярної культури — споживання тільки популярної культури; жодної практики високої культури, одна або жодної практики популярної культури — відсутність культурного споживання.

Отже, частина індикаторів мають порядкову п'ятибальну шкалу (за винятком індикатора "Тип оплати праці", що має шестибальну шкалу), а частина — інтервальну шкалу, де 1 означає найбільший обсяг деякого блага, 5 — найменший або його відсутність.

Значення коефіцієнта кореляції, приведені в таблицях 1а, 1б, вказують на те, що: 1) індикатори, які належать до одного фактора, пов'язані між собою; 2) зв'язок між індикаторами одного фактора сильніший, ніж зв'язок між індикаторами різних факторів; 3) значення достатньо великі для побудови вимірювальної моделі, але не настільки, щоб виникла проблема колінеарності (значення толерантності, близькість якого до 1 свідчить про незалежність індикатора від усіх інших, а до 0 — про екстремальну колінеарність, для всіх індикаторів $\geq 0,5$).

Таблиця 1а

**Коефіцієнт кореляції Пірсона
для спостережуваних змінних (індикаторів)**

Спостережувані змінні	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1 Кількість працівників	1									
2 Статус зайнятості	0,64	1								
3 Тип оплати праці	0,34	0,33	1							
4 Розмір заробітної плати	0,32	0,37	0,22	1						
5 Розмір сукупного доходу	0,16	0,17	0,10	0,46	1					
6 Матеріальний стан сім'ї	0,22	0,26	0,18	0,40	0,32	1				
7 Майно	0,24	0,20	0,10	0,24	0,15	0,35	1			
8 Престиж професії	0,23	0,29	0,10	0,19	0,11	0,27	0,22	1		
9 Компетентність	0,29	0,29	0,16	0,22	0,17	0,29	0,24	0,66	1	
10 Преференції в культурі	0,15	0,21	0,04	0,17	0,11	0,29	0,32	0,35	0,40	1
Стд. відхилення	1,08	0,95	1,14	0,90	0,99	0,88	0,91	0,97	1,04	

Таблиця 1б

**Поліхоричний/полісерійний коефіцієнт кореляції
для спостережуваних змінних (індикаторів)**

Спостережувані змінні	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1 Кількість працівників	1									
2 Статус зайнятості	0,69	1								
3 Тип оплати праці	0,34	0,33	1							
4 Розмір заробітної плати	0,33	0,39	0,21	1						
5 Розмір сукупного доходу	0,17	0,18	0,10	0,46	1					
6 Матеріальний стан сім'ї	0,25	0,29	0,20	0,43	0,34	1				
7 Майно	0,25	0,21	0,11	0,24	0,15	0,38	1			
8 Престиж професії	0,24	0,32	0,10	0,19	0,11	0,28	0,22	1		
9 Компетентність	0,31	0,31	0,18	0,22	0,17	0,30	0,24	0,66	1	
10 Преференції в культурі	0,17	0,24	0,04	0,17	0,12	0,32	0,34	0,36	0,41	1

Три фактори, величина власних значень яких перевищує 1, утворюють достатньо просту структуру й описують 59,79% загальної дисперсії (табл. 2, 3).

Таблиця 2

Пояснена дисперсія для трьох факторів

Фактори	Початкові власні значення	% дисперсії	Кумулятивний %
1	3,37	33,69	33,69
2	1,40	13,97	47,66
3	1,21	12,13	59,79

Таблиця 3

**Матриця факторних навантажень
спостережуваних змінних (індикаторів)**

Спостережувані змінні	1	2	3
Престиж професії	0,82		
Компетентність	0,81		
Преференції в культурі	0,69		
Кількість працівників		0,81	
Статус зайнятості		0,79	
Тип оплати праці		0,68	
Розмір сукупного доходу			0,79
Розмір заробітної плати			0,73
Матеріальний стан сім'ї			0,66
Майно	0,41		0,42

Метод виокремлення: аналіз методом головних компонент.

Метод обертання: варімакс із нормалізацією Кайзера.

У таблиці подано значення коефіцієнтів кореляції, що перевищують 0,4.

У вихідній моделі “першого порядку” припускалося, що кожен із десяти індикаторів належить тільки до одного фактора, а помилки індикаторів не взаємопов’язані між собою. Але така модель не узгоджувалася з вихідними даними. Коригування здійснювали на підставі значень стандартизованих залишків коваріації й індексів модифікації. Так, у модель було додано ще два параметри: зв’язок між помилками індикаторів “майно” і “преференції в культурі”, а також зв’язок між помилками індикаторів “розмір заробітної плати” і “розмір сукупного доходу”, що й забезпечило відповідність моделі первинним даним.

Особливістю конфірматорного факторного аналізу є можливість оцінити помилки, що можуть виникати з причин, не врахованих у моделі. Відповідно до Т.Браун і Б.Бірн, джерелами кореляції помилок можуть бути схожість формулювань запитань в анкеті, послідовність відповідей, індивідуальні особливості респондентів [Brown, 2006: р. 46–47, 181–187; Byrne, 2009: р. 110–111]. Так, наприклад, запитання про майно і практики дозвілля схожі за формою, оскільки містять досить великі списки (у першому випадку 16 альтернатив, у другому – 37), з яких респонденту пропонується обрати всі підходящі варіанти відповідей. Запитання про заробітну плату так само, як і запитання про дохід, є відкритим, респондентам пропонується зазначити відповідну цифру в гривнях. Інші помилки індикаторів моделі постулюються як випадкові.

Після отримання трьох властивостей моделі першого порядку (теоретична обґрунтованість, економічність, узгодженість із вихідними даними) було здійснено другий етап — формування і перевірку моделі другого порядку, де дефіцитні блага виступають як індикатори фактора “локаліза-

ція” — місця кожного індивіда в просторі, заданому параметрами моделі. На рис. 1 подано її остаточний варіант.

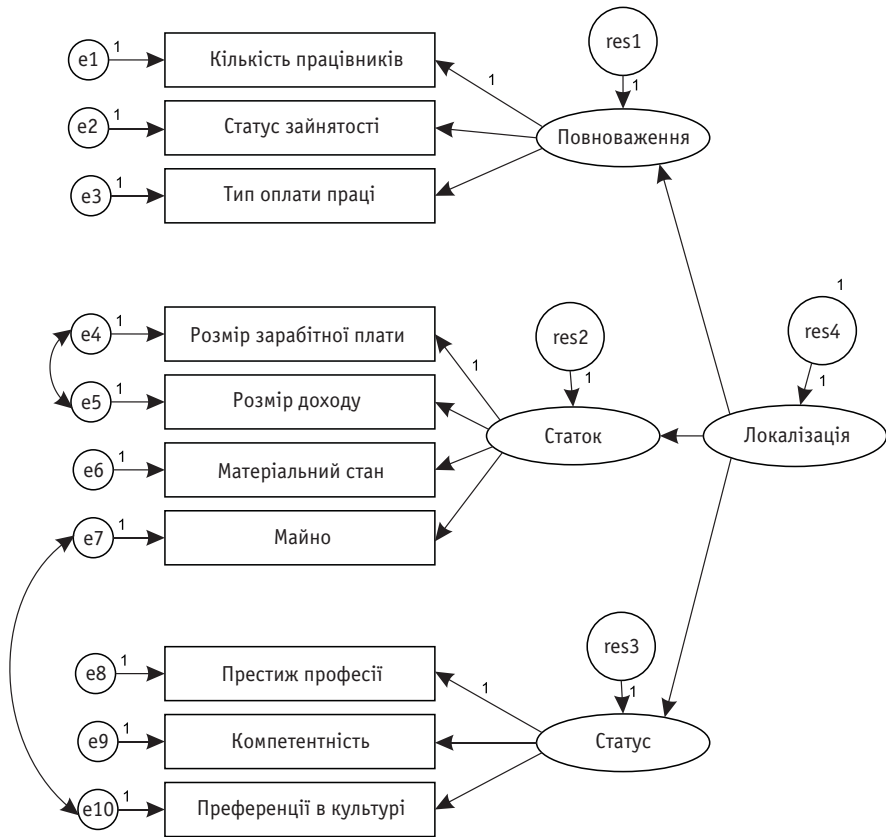


Рис. 1. Вимірювальна модель “локалізації”

Для ідентифікації шкал латентних змінних факторні навантаження індикаторів “кількість найманих/підлеглих працівників”, “розмір заробітної плати”, “престиж професії” і дисперсія фактора “локалізація” фіксувалися. Так, кількість фіксованих параметрів моделі дорівнює 18, кількість відомих параметрів дорівнює 55 (кількість відомих параметрів дорівнює $p \times (p + 1)/2$, де p — кількість індикаторів, у даному випадку 10), кількість оцінюваних параметрів дорівнює 25, число ступенів свободи $df = 30$ (число ступенів свободи дорівнює кількості відомих параметрів мінус кількість оцінюваних параметрів). Модель є рекурсивною і перевизначеною.

Найчастіше для оцінювання параметрів моделі застосовують метод максимальної правдоподібності (maximum likelihood — ML), ґрунтований на припущенні про те, що: 1) розмір вибіркової сукупності є достатньо великим; 2) індикатори вимірні за безперервною або інтервальною шкалою; 3) багатовимірна нормальність розподілу індикаторів дотримується [Brown, 2006: р. 75]. Для визначення необхідного обсягу вибіркової сукупності використано формулу Р.Клайна, відповідно до якої кількість спостережень має у

двадцятьоро перевищувати кількість оцінюваних параметрів для ідеальної точності та стабільності оцінки й у десять разів — для прийнятної [Наследов, 2013: с. 356]. Вибірка обсягом 488 спостережень відповідає строгій вимозі ($25 \times 20 = 500$). Оцінка нормальності, що доступна в AMOS, якщо в даних немає пропущених значень, підтвердила, що третя умова дотримується. Значення ексцесу й асиметрії не перевищують припустимих значень (3 і 7 відповідно) і варіюють від $-0,78$ до $0,37$ і від $-0,37$ до $0,44$. Значення критичного коефіцієнта для багатовимірного ексцесу, розмір якого в межах 5 свідчить про приблизну багатовимірну нормальність розподілу змінних, дорівнює $1,57$ [Наследов, 2013: с. 354]. Проблему пропущених значень було розв'язано методом багатократного заповнення (multiple imputation), що заміняє пропущене імовірнісними значеннями, базуючись на доступній інформації. Найбільшу кількість пропущених значень містила ознака, що відображає розмір заробітної плати — $11,0\%$ (55 спостережень), а найменшу кількість — ознака “тип оплати праці” — $0,6\%$ (2 спостереження).

Оскільки не всі індикатори виміряно за інтервальною шкалою, умови для коректного оцінювання методом максимальної правдоподібності дотримуються не повною мірою. З цієї причини оцінювання параметрів здійснювали також на підставі методів, призначених для моделей із категоріальними змінними: Баєсовського методу (Bayesian estimation), доступного в AMOS, і робастного методу зважених найменших квадратів, скоригованих за середнім значенням і дисперсією (robust mean- and variance-adjusted weighted least squares — WLSMV), доступного в Mplus. Для аналізу використовувалися AMOS 19 і Mplus 6.12.

Критерії узгодженості моделі з даними подано в таблиці 4. Значення p для χ^2 менше за $0,05$, тобто різниця між вихідною і відтвореною матрицями не дорівнює 0 . Через сприйнятливість критерію до розміру вибіркової сукупності він є ненадійним, тож доречніше орієнтуватися на значення мінімальної різниці, поділене на кількість ступенів свободи (CMIN/DF) [Вурне, 2009: р. 7; Наследов, 2013: с. 350]. Цей критерій подібно до решти перебуває у припустимих межах і свідчить про належну узгодженість моделі з вихідними даними (CMIN/DF < 2, RMR < 0,05, GFI, AGFI \rightarrow 1, TLI, CFI > 0,95, RMSEA < 0,06, HI 90 < 0,1, PCLOSE > 0,5).

Таблиця 4

Критерії узгодженості моделі “другого порядку” з вихідними даними

CMIN					
Метод оцінювання параметрів моделі	NPAR	CMIN	DF	P	CMIN/DF
ML/ Bayesian	25	59,785	30	0,001	1,993
WLSMV	25	58,707	30	0,001	1,948
RMR, GFI					
Метод оцінювання параметрів моделі	RMR	GFI	AGFI	PGFI	
ML/ Bayesian	0,036	0,976	0,957	0,533	
WLSMV	–	–	–	–	

Baseline Comparisons					
Метод оцінювання параметрів моделі	NFI	RFI	IFI	TLI	CFI
	Delta1	rho1	Delta2	rho2	
ML/ Bayesian	0,952	0,928	0,976	0,963	0,975
WLSMV	–	–	–	0,974	0,982
RMSEA					
Метод оцінювання параметрів моделі	RMSEA	LO 90	HI 90	PCLOSE	
ML/ Bayesian	0,045	0,028	0,062	0,663	
WLSMV	0,044	0,027	0,061	0,693	

NPAR (number of parameters) – кількість оцінюваних параметрів; **CMIN** (minimum discrepancy) – мінімальна різниця; **DF** (degrees of freedom) – кількість ступенів свободи; **P** (probability value) – значення ймовірності; **CMIN/DF** (minimum discrepancy/degrees of freedom) – мінімальна різниця, поділена на кількість ступенів свободи; **RMR** (The root mean square residual) – квадратний корінь середньоквадратичної різниці; **GFI** (Goodness Fit Index) – критерій узгодженості; **AGFI** (Adjusted Goodness Fit Index) – виправлений критерій узгодженості; **PGFI** (Parsimony Goodness-of-Fit Index) – економічний критерій узгодженості; **NFI** (Normed Fit Index) – нормований критерій узгодженості; **RFI** (The Relative Fit Index) – відносний критерій узгодженості; **IFI** (The Incremental Index of Fit) – інкрементний критерій узгодженості; **TLI** (Tucker-Lewis index) – індекс Такер-Льюїса; **CFI** (The comparative Fit Index) – порівняльний індекс узгодженості; **RMSEA** (The root mean square error of approximation) – квадратний корінь середньоквадратичної похибки; **LO 90** – нижня межа 90% довірчого інтервалу; **HI 90** – верхня межа 90% довірчого інтервалу; **PCLOSE** – оцінка точності.

Результати, отримані різними методами оцінювання параметрів, мало відрізняються, що є свідченням обґрунтованості гіпотетичної структури. Коливання нестандартизованих значень факторних навантажень (табл. 5) спостерігаються для індикаторів із порядковою шкалою: статус зайнятості, тип оплати праці, розмір сукупного доходу, матеріальний стан сім'ї, преференції в культурі (максимум – 0,2). Максимальне значення відмінностей для стандартизованих значень факторних навантажень дорівнює 0,07. Такі відмінності не впливають на висновки, але для інтерпретації використовувалися значення, отримані робастним методом зважених найменших квадратів (WLSMV), реалізованим у програмі Mplus, завдяки якій можна врахувати те, що модель містить як інтервальні, так і порядкові шкали.

Усі оцінювані параметри статистично значимі, між індикаторами і факторами спостерігається позитивна кореляція, коли зі зростанням значень однієї змінної значення іншої мають тенденцію до зростання, що цілком відповідає теоретичним положенням. Значення факторних навантажень підтверджують, що сила зв'язку між спостережуваними змінними і передбачуваними чинниками значна (варіює від 1,20 до 0,46), значення стандартних помилок свідчать про їхню стабільність (варіюють від 0,11 до 0,05). Отже, даний набір індикаторів є придатним для вимірювання таких латентних конструктів, як “повноваження”, “статок”, “статус” і “локалізація”.

Таблиця 5

**Результати оцінювання
параметрів моделі “другого порядку” різними методами**

Параметри моделі	ML			Bayesian estimation			WLSMV		
	Estimate	S.E.	P	Estimate	S.E.	P	Estimate	S.E.	P
<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>	<i>6</i>	<i>7</i>	<i>8</i>	<i>9</i>	<i>10</i>
Факторні навантаження – нестандартизовані значення									
Повноваження									
Кількість працівників	1,00			1,00			1,00		
Статус зайнятості	0,92	0,07	0,00	0,93	0,08	0,00	1,08	0,07	0,00
Тип оплати праці	0,57	0,07	0,00	0,57	0,07	0,00	0,52	0,05	0,00
Статок									
Розмір заробітної плати	1,00			1,00			1,00		
Розмір сукупного доходу	0,62	0,08	0,00	0,63	0,08	0,00	0,69	0,08	0,00
Матеріальний стан	0,97	0,11	0,00	0,99	0,12	0,00	1,17	0,13	0,00
Майно	0,69	0,09	0,00	0,70	0,10	0,00	0,70	0,10	0,00
Статус									
Престиж професії	1,00			1,00			1,00		
Компетентність	1,19	0,09	0,00	1,19	0,09	0,00	1,20	0,11	0,00
Преференції в культурі	0,66	0,07	0,00	0,65	0,07	0,00	0,76	0,09	0,00
Локалізація									
Повноваження	0,58	0,06	0,00	0,58	0,06	0,00	0,56	0,05	0,00
Статок	0,50	0,06	0,00	0,49	0,06	0,00	0,50	0,06	0,00
Статус	0,46	0,05	0,00	0,46	0,05	0,00	0,46	0,06	0,00
Коваріація помилок									
Майно – Преференції в культурі	0,16	0,04	0,00	0,19	0,04	0,00	0,18	0,03	0,00
Розмір заробітної плати – Розмір сукупного доходу	0,19	0,04	0,00	0,16	0,04	0,00	0,22	0,04	0,00
Дисперсія									
Локалізація	1,00			1,00			1,00		
Повноваження	0,38	0,07	0,00	0,39	0,07	0,00	0,32	0,05	0,00
Статок	0,12	0,04	0,01	0,12	0,05	0,01	0,12	0,04	0,00
Статус	0,35	0,05	0,00	0,35	0,05	0,00	0,29	0,06	0,00

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Дисперсія залишків									
Кількість працівників	0,45	0,06	0,00	0,46	0,06	0,00			
Статус зайнятості	0,30	0,05	0,00	0,30	0,05	0,00			
Тип оплати праці	1,06	0,07	0,00	1,08	0,07	0,00			
Розмір заробітної плати	0,62	0,06	0,00	0,63	0,06	0,00	0,61	0,06	0,00
Розмір сукупного доходу	0,67	0,05	0,00	0,68	0,05	0,00			
Матеріальний стан	0,44	0,05	0,00	0,44	0,05	0,00			
Майно	0,64	0,05	0,00	0,65	0,05	0,00	0,63	0,05	0,00
Престиж професії	0,38	0,05	0,00	0,39	0,04	0,00	0,44	0,05	0,00
Компетентність	0,29	0,06	0,00	0,30	0,06	0,00	0,36	0,06	0,00
Преференції в культурі	0,88	0,06	0,00	0,90	0,06	0,00			

Estimate — оцінка; **S. E.** (standard error) — стандартна помилка (далі — std помилка); **P** (probability value) — значення ймовірності.

Виходячи зі стандартизованих значень факторних навантажень, що відображають зв'язок між індикатором і чинником при фіксованих значеннях інших індикаторів, локалізація респондента в застосованих координатах найбільшою мірою зумовлена рівнем статку, потім рівнем повноважень, а найменший вплив справляє статус. Збільшення значення латентного фактора “локалізація” на одну одиницю вимірювання пов’язане зі зростанням значень змінної “статок” на 0,82, змінної “повноваження” — на 0,71 і змінної “статус” — на 0,65. На величину стандартизованих значень факторних навантажень впливає сила зв’язку між індикаторами; значення коефіцієнта кореляції вказують на те, що зв’язок найсильніший між рівнем повноважень і статком, потім — між рівнем статку і статусом, і нарешті — між рівнем повноважень і статусом (0,56; 0,51; 0,42 відповідно).

Нестандартизовані значення фактора “локалізація”, обчисленого за регресійним методом (regression imputation), варіюють від 2,05 до 6,53, із середнім значенням — 4,11 (std помилка — 0,04, нижня межа 95%-го довірчого інтервалу дорівнює 4,04, верхня — 4,18). Тести Колмогорова–Смирнова ($p > 0,05$) і Шапіро–Вілка ($p > 0,05$), а також гістограма, імовірнісний графік і “скринькова діаграма” (box plot) свідчать, що спостережуваний розподіл близький за формою до нормального, зі значеннями ексцесу й асиметрії, рівними 0,04 (std помилка — 0,11) і $-0,04$ (std помилка — 0,22) відповідно.

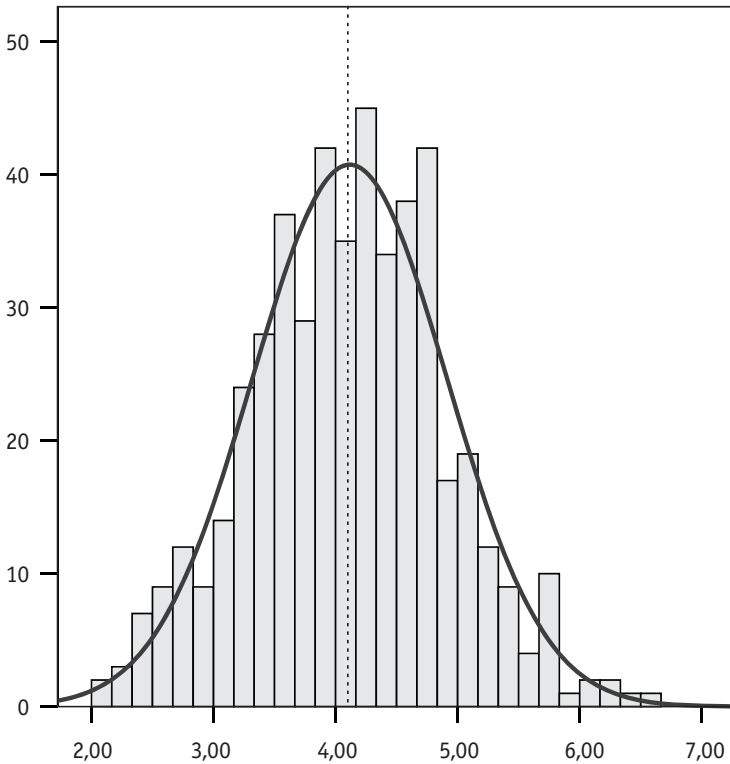


Рис. 2. Значення фактора “локалізація”

З метою забезпечити достатню для фіксації відмінностей наповнюваність категорій і уникнути ситуації, коли 50% спостережень віднесено до однієї групи, вибір було зупинено на групуванні з нерівними інтервалами, але з приблизно рівним заповненням груп. Так, було отримано чотири верстви: перша — “успішні”, відносно високі значення локалізації (21,7%, 106 респондентів, значення від 2,05 до 3,49); друга — “благополучні”, локалізація вища за середній рівень (26,8%, 131 респондент, значення від 3,5 до 4,09); третя — “відносно адаптовані”, локалізація нижча за середній рівень (23,6%, 115 респондентів, значення від 4,1 до 4,59); четверта — “неблагополучні”, найменші значення локалізації (27,9%, 136 респондентів, значення від 4,6 до 6,53). Порівняння середніх значень шляхом однофакторного дисперсійного аналізу свідчить про статистично значимі відмінності середніх між верствами (табл. 6).

Перша верства (“успішні”) — порівняно високий рівень повноважень, статку і високий статус. За соціально-демографічними характеристиками це переважно жителі Києва віком 30–49 років із повною вищою освітою, із рівнем престижу професії, вищим за середній, керівники, зайняті в державному секторі економіки, які не відчувають матеріальних негараздів (вистачає на все необхідне, але не до заощаджень, заробітна плата — від 3000 до 4000 грн) і які віддають перевагу практикам високої культури (від 2 до 3 практик — помірне споживання).

Середні значення факторів першого порядку за шкалою: 1 – найбільший обсяг блага, 5 – найменший

Верстви	Повноваження	Статок	Статус
“Успішні”	2,1	1,9	1,9
“Благополучні”	2,6	2,4	2,5
“Відносно адаптовані”	3,0	2,7	3,0
“Неблагополучні”	3,7	3,1	3,3
Загалом	2,9	2,6	2,7

“Благополучні” — респонденти з меншим порівняно з попередньою верствою рівнем повноважень, статком і статусом. Переважно респонденти міст із населенням близько 1 млн жителів, віком 30–49 років, із середньою професійною освітою і середнім рівнем престижу професії. Кваліфіковані робітники, керівники або наймані працівники з можливістю впливати на організацію своєї повсякденної роботи, зайняті у промисловості й у приватному секторі економіки, із щомісячною зарплатою і премією/бонусом за продуктивність (від 2000 до 3000 грн на місяць), якої загалом вистачає на проживання.

“Відносно адаптовані” — рівень повноважень, статок і статус нижчі за середній рівень, жителі міст із населенням від 251 тис. до 1 млн, віком 50–69 років із середньою спеціальною або повною середньою освітою. Престиж професії нижчий за середній, віддають перевагу практикам популярної культури або лишень одній практиці високої культури. Кваліфіковані робітники, наймані працівники без підлеглих, але з можливістю впливати на організацію своєї повсякденної роботи, зайняті у промисловості, у приватному секторі економіки, із відрядною оплатою праці (від 1000 до 3000 грн на місяць), чого вистачає на проживання або тільки на продукти харчування.

“Неблагополучні” — респонденти з найнижчим рівнем повноважень, мінімальним статком і низьким статусом. Жителі міст із населенням від 251 до 500 тис. віком 18–29 або 50–69 років, із загальною середньою освітою. Низький або нижчий за середній рівень престижу професії, вибір практик популярної культури чи повна відсутність преференцій у культурі, безробітні або наймані працівники без можливості впливати на організацію своєї роботи, різнороби, підсобні працівники, зі щомісячною заробітною платою в межах 2000 грн, чого вистачає тільки на продукти харчування.

Після виконаних обчислень і з урахуванням частки соціальних категорій стратифіковано-диференційовану структуру населення міст із кількістю жителів понад 100 тис. можна подати так (табл. 7).

Соціальні категорії неоднорідні за низкою індикаторів. *Непрацюючі пенсіонери* (20,6%) представлені переважно жінками старшими за 70 років із початковою і неповною середньою освітою. Вони не користуються інформаційними технологіями, віддають перевагу практикам популярної культури або не демонструють цікавості до жодних практик, мають дохід на одного члена сім’ї в межах 800–1400 грн, чого вистачає тільки на продукти харчу-

вання, за розміром майна належать до категорії нижчої за середню (5–3 то-варів). *Студенти, курсанти, аспіранти* (4,5%) — вік 18–29 років, повна середня освіта, вміють і постійно використовують комп’ютер та Інтернет, споживачі високої культури (більш як дві практики). *Домогосподарки* (6,1%) — жінки віком 30–55 років, помірно використовують інформаційні технології (умію, іноді користуюся комп’ютером та Інтернетом), із сукупним доходом на одного члена сім’ї менш як 800 грн, чого вистачає тільки на продукти харчування, за розміром майна належать до середньої категорії (8–6 товарів).

Таблиця 7

Соціальна структура міського населення

Зайняті на ринку праці або безробітні (верстви) — 68,8% ($n = 488$)	“Успішні”
	“Благополучні”
	“Відносно адаптовані”
	“Неблагополучні”
Соціальні категорії — 31,2% ($n = 222$)	Незайняті пенсіонери
	Студенти, курсанти, аспіранти
	Домогосподарки

Висновки

У кількісних дослідженнях класи доречно трактувати як “граничні генералізації”, що сумарно характеризують місце індивіда в багатовимірному просторі ознак та індикаторів дефіцитних соціальних благ і можливостей. У цьому сенсі класи не є суб’єктами дії, їм неможливо приписати жодних інтересів, потреб чи ідеології.

Емпірично зорієнтовані соціологічні обстеження не можуть слугувати інструментом отримання кращої або найбільш адекватної класової структури. Класифікації бажано будувати не взагалі, а у співвіднесенні із запитанням “для чого?”. Тільки після отримання на нього чіткої відповіді добір індикаторів і показників обіцяє бути успішним.

Для загальної характеристики соціальної структури доцільно поєднати стратифікацію зайнятого населення із категоріями населення, що перебувають за межами ринків праці. При цьому, як відомо, така структура вочевидь неповна, оскільки у вибірці відсутні вищі представники влади, власники найбільшого багатства, а також їхні соціальні антиподи — мешканці “соціального дна”.

Хоча емпірично багаторазово підтверджено, що влада (повноваження) і багатство (матеріальний добробут, статок) є найсильнішими стратифікаційними чинниками, використання тільки їх в аналізі має як наслідок помітну асиметрію розподілу опитуваних за верствами й обмежує інтерпретативні можливості такої класифікації.

Отримана стратифікована модель є емпірично підтвердженою. Інакше кажучи, набір із 10 відібраних індикаторів виявляє і фіксує латентний кон-структ “структура міського населення за верствами”. Критерії узгодженості свідчать про відповідність моделі вихідним даним ($CMIN/DF < 2$,

RMR < 0,05, GFI, AGFI→1, TLI, CFI > 0,95, RMSEA < 0,06), різноманітні методи оцінювання моделі (ML, Bayesian estimation, WLSMV) демонструють однакові результати, оцінювані параметри моделі статистично значимі, задані індикатори істотно корелюють із передбачуваними факторами (значення варіюють від 1,20 до 0,46).

Існують різні точки зору щодо релевантності статистичних методів. Одні дослідники певні, що некоректно застосовувати до порядкових шкал методи, призначені для інтервальних шкал. Отримані в перебігу дослідження результати підтверджують точку зору, згідно з якою коли кількість категорій не менша за п'ять, а розподіл даних приблизно відповідає нормальному вигляду, то використання порядкових шкал як інтервальних справляє мінімальний вплив [Burgne, 2009: p. 148].

Відповідно до обраного підходу локалізація індивіда в багатовимірному соціальному просторі детермінована наявністю та обсягом трьох основних дефіцитних благ: повноважень, статку і статусу. Найбільшою мірою належність індивіда до верстви визначається рівнем статку, потім рівнем повноважень і найменшим є вплив статусу. Однофакторний дисперсійний аналіз виявив статистично значимі відмінності середніх значень латентних ознак “повноваження”, “статок” і “статус” серед отриманих верств. Аналіз соціально-демографічних характеристик виявив, що крім відмінностей у доступі до основних суспільних благ досліджувані групи відрізняються за такими характеристиками, як тип населеного пункту і тип зайнятості.

Комбінована стратифіковано-диференційована структура на основі застосованої алгоритмізованої техніки і виокремлення соціальних категорій може бути отримана для всього населення країни, репрезентуючи доволі високою мірою обґрунтований соціальний ландшафт.

Джерела

Глотов М.Б. Концепции социальной стратификации в отечественной социологии / Михаил Борисович Глотов // Социологические исследования. — 2013. — № 8. — С. 53–59.

Заславская Т.И. Социетальная трансформация российского общества / Заславская Т.И. — М. : Дело, 2002. — 567 с.

Ковалиско Н. Теория практик, практики и исследование стратификационных порядков / Наталия Ковалиско // Социология: теория, методы, маркетинг. — 2010. — № 2. — С. 49–63.

Куценко О. Общество неравных. Классовый анализ неравенств в современном обществе: попытки западной социологии / Ольга Куценко. — Х. : Изд-во Харьков. гос. ун-та им. В.Н. Каразина, 2000. — 316 с.

Макеєв С. Неравенство в социологической перспективе / Сергей Макеєв // Новые социальные неравенства / под ред. С.А. Макеєва. — К. : Ин-т социологии НАНУ, 2006. — С. 21–31.

Наследов А. IBM SPSS Statistics 20 и AMOS: профессиональный статистический анализ данных / Андрей Наследов // Питер. — 2013. — 416 с.

Оксамитна С. Міжгенераційна класова і освітня мобільність / Світлана Оксамитна. — К. : НаУКМА : Аграр Медіа Груп, 2011. — 287 с.

Симончук Е. Классовые структуры в сравнительной перспективе / Елена Симончук // Украинское общество в европейском пространстве / под ред. Е. Головахи, С. Макеє-

ва. — К. : Інститут соціології НАНУ : Харьков. нац. ун-т ім. В.Н. Каразіна, 2007. — С. 33–104.

Симончук О. Професійна структура сучасної України / Олена Симончук // Соціологія: теорія, методи, маркетинг. — 2009. — № 3. — С. 62–99.

Шкаратан О.И. Социально-экономическое неравенство и его воспроизводство в современной России / Шкаратан О.И. — М. : ЗАО “ОЛМА Медиа Групп”, 2009. — 560 с.

Atkinson W. Class, Individualization and Late Modernity. In Search of the Reflexive Worker / Atkinson Will. — Palgrave Macmillan, 2010. — 245 p.

Bennett T. Culture, Class, Distinction / [Tony Bennett, Mike Savage, Elizabeth Silva, Alan Warde, Modesto Gayo-Cal, David Wright]. — N. Y. : Routledge, 2009. — P. 311.

Brown T.A. Confirmatory factor analysis for applied research / Brown T.A. — N.Y. : Guilford Press, 2006. — 475 p.

Byrne B.M. Structural Equation Modeling with AMOS Basic Concepts, Applications, and Programming / Byrne B.M. — 2nd ed. — N.Y. ; L. : Routledge Academic, 2009. — 416 p.

Collins L.M. Latent Class and Latent Transition Analysis. With Applications in the Social, Behavioral, and Health Sciences / Linda M. Collins, Stephanie T. Lanza. — S.l. : John Wiley & Sons, Inc., 2010. — 285 p.

Mills C. The Great British Class Fiasco: A Comment on Savage et al / Colin Mills // Sociology. — 2014. — Vol. 48, № 32. — P. 437–444.

Savage M. A New Model of Social Class? Findings from the BBC’s Great British Class Survey Experiment / [Mike Savage, Fiona Devine, Niall Cunningham, Mark Taylor, Yaojun Li, Johs. Hjellbrekke, Brigitte Le Roux, Sam Friedman, Andrew Miles] // Sociology. — 2013. — Vol. 47, № 2. — P. 219–250.